

The impact of some socio-economic factors on life expectancy: a study in some Southeast Asian countries

To Thien Bao*

Faculty of Finance – Accounting, Saigon University, Vietnam

Received: 03/07/2024; Revised: 06/10/2024;

Accepted: 22/10/2024; Published: 28/08/2025

ABSTRACT

The purpose of the study is to find the socio-economic factors affecting life expectancy in 10 Southeast Asian countries, including Vietnam, from 1990 - 2021, using balanced panel data. After conducting a series of tests, it was concluded that the FGLS (Feasible Generalized Least Squares) regression is optimal. The results indicate a positive correlation between the number of doctors per 1,000 people and GDP (Gross Domestic Product) with life expectancy. Conversely, inflation has a negative correlation with life expectancy. Notably, CO2 emissions correlate positively with life expectancy, while forest cover has a negative correlation, which contrasts with initial predictions and global research findings. Nevertheless, this study is just the first step in exploring the factors influencing life expectancy in Southeast Asia.

Keywords: *Life expectancy, socio-economic factors, Southeast Asian.*

*Corresponding author:

Email: thienbao12345612@gmail.com

Tác động của các nhân tố kinh tế - xã hội đến tuổi thọ: nghiên cứu tại một số nước Đông Nam Á

Tô Thiên Bảo*

Khoa Tài chính – Kế toán, Trường Đại học Sài Gòn, Việt Nam

Ngày nhận bài: 03/07/2024; Ngày sửa bài: 06/10/2024;

Ngày nhận đăng: 22/10/2024; Ngày xuất bản: 28/08/2025

TÓM TẮT

Mục đích của nghiên cứu nhằm tìm ra các nhân tố kinh tế - xã hội có tác động đến tuổi thọ tại 10 nước Đông Nam Á từ năm 1990 – 2021 trong đó có Việt Nam thông qua dữ liệu bảng cân bằng. Sau khi thực hiện một loạt các kiểm định khác nhau, kết luận rằng phương pháp FGLS (Feasible Generalized Least Square) là tối ưu. Kết quả nghiên cứu cho thấy tồn tại mối tương quan thuận chiều giữa tỷ lệ bác sĩ trên 1.000 dân và GDP (tổng sản phẩm quốc nội) với tuổi thọ. Ngược lại, lạm phát lại có tương quan ngược chiều với tuổi thọ. Đáng chú ý, mức phát thải CO2 lại tương quan cùng chiều với tuổi thọ và tỷ lệ che phủ rừng lại ngược chiều với tuổi thọ, khác với những dự đoán ban đầu và các kết quả nghiên cứu trên thế giới. Dù vậy, nghiên cứu này chỉ là bước đầu trong công tác khám phá các nhân tố có ảnh hưởng đến tuổi thọ tại Đông Nam Á.

Từ khóa: Tuổi thọ trung bình, nhân tố kinh tế - xã hội, Đông Nam Á.

1. GIỚI THIỆU

Tuổi thọ cao tượng trưng cho sự hưng thịnh của một quốc gia hoặc mức sống tốt hơn vì tuổi thọ liên quan trực tiếp đến phúc lợi xã hội, sức khỏe cộng đồng và phát triển kinh tế.¹ Dưới góc độ khoa học, tuổi thọ không chỉ phụ thuộc vào yếu tố di truyền mà còn bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi các yếu tố kinh tế xã hội. Sự tiến bộ nhanh chóng của khoa học, công nghệ và y học hiện đại đã góp phần kéo dài tuổi thọ của con người. Nhưng bất chấp bức tranh nhìn chung tích cực này, sự chênh lệch về tuổi thọ giữa các nhóm thu nhập, trình độ và điều kiện sống khác nhau vẫn là một thực tế đáng báo động.

Nghiên cứu các yếu tố kinh tế - xã hội có ảnh hưởng đến tuổi thọ mang lại giá trị thiết thực cho cuộc sống. Bằng cách hiểu mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế - xã hội và sức khỏe, chúng

ta có thể phát triển các chiến lược phòng ngừa bệnh mãn tính hiệu quả. Ngoài ra, việc phân bổ hợp lý các nguồn lực kinh tế và xã hội dựa trên nghiên cứu có thể giúp cải thiện chất lượng cuộc sống chung. Trong các nghiên cứu trước đây, việc nâng cao sự hiểu biết về những ảnh hưởng của các yếu tố kinh tế - xã hội đến tuổi thọ cũng nhận được khá nhiều sự quan tâm trên thế giới. Tuy nhiên, chưa có nghiên cứu nào được thực hiện về tác động của các yếu tố này ở Đông Nam Á. Từ năm 1990 đến năm 2021, tuổi thọ ở Đông Nam Á sẽ thay đổi đáng kể, tăng mạnh từ 65,2 tuổi (1991) lên 72,5 tuổi (2021).² Hiểu được các yếu tố kinh tế xã hội đã ảnh hưởng đến tuổi thọ ở Đông Nam Á trong ba thập kỷ qua có thể cung cấp cho các nhà lãnh đạo những hiểu biết sâu sắc về việc cải thiện sức khỏe con người bên cạnh sự phát triển kinh tế xã hội.

*Tác giả liên hệ chính.

Email: thienbao12345612@gmail.com

Đóng góp chính của nghiên cứu này là nghiên cứu tiên phong trong việc phân tích mối quan hệ tuyến tính giữa một số nhân tố kinh tế, y tế, môi trường, xã hội đến tuổi thọ trung bình tại các quốc gia ở khu vực Đông Nam Á.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

Tuổi thọ được định nghĩa là số năm mà một người có thể sống từ khi được sinh ra. Tuổi thọ thể hiện được tình trạng sức khỏe dân số của một quốc gia. Nó được coi là một trong những thông số quan trọng nhất của HDI (Chỉ số phát triển con người). Việc cải thiện tuổi thọ là nguyên tắc chính đối với nhiều nghiên cứu y khoa. Ngoài ra, sức khỏe tốt và tuổi thọ cao có liên quan đến năng suất cao hơn, đây là động lực thiết yếu cho tăng trưởng kinh tế bền vững. Ngoài ra nó cũng liên quan chặt chẽ đến mức độ phát triển kinh tế - xã hội của một quốc gia và khu vực.³⁻⁵ Một số nghiên cứu trước đây đã thể hiện rõ các nhân tố kinh tế - xã hội có tác động trực tiếp đến tuổi thọ như GDP, tỷ lệ biết chữ, tỷ lệ sinh, tỷ lệ thất nghiệp, lạm phát, tỷ lệ đô thị hóa,...⁴⁻¹⁰ Somayeh và cộng sự¹¹ đã kết luận các nhân tố ảnh hưởng đến tuổi thọ tại Iran thông qua mô hình ARDL (Autoregressive Distributed Lag), từ năm 1985 – 2013 tại 31 tỉnh tại Iran. Kết quả cho thấy đô thị hóa và trình độ học vấn tác động tích cực đến tuổi thọ. Ngoài ra, nghiên cứu đó cũng chỉ ra rõ lạm phát và thất nghiệp có tác động tiêu cực đến tuổi thọ. Bayatti và cộng sự⁸ đã sử dụng bộ dữ liệu từ năm 1995 – 2007 của 21 quốc gia ở khu vực Địa Trung Hải thông qua mô hình Grossman. Kết quả cho thấy thu nhập bình quân đầu người, số năm đi học, mức độ sẵn sàng cung ứng thực phẩm, đô thị hóa, tỷ lệ việc làm là nguyên nhân ảnh hưởng đến tuổi thọ. Gulis¹² đã xem xét các yếu tố quyết định đến tuổi thọ của 156 quốc gia phát triển và đang phát triển. Kết quả cho thấy thu nhập bình quân đầu người, mức chi tiêu chính phủ cho y tế, tỷ lệ nước sạch và tỷ lệ biết chữ là những yếu tố quyết định đến tuổi thọ.

Grossman¹³ cho rằng con người có thể chủ động đối với sức khỏe của mình vì con người có

quyền lựa chọn môi trường và cách thức chăm sóc sức khỏe. Song song đó, ông cũng đề cập đến việc những người hay mắc bệnh tật vì họ chiếm dụng các nguồn tài chính và tài nguyên thiên nhiên. Kế thừa nghiên cứu của Grossman,¹³ tác giả đề xuất 5 nhân tố có ảnh hưởng đến tuổi thọ trung bình bao gồm phát thải CO₂, tỷ lệ che phủ rừng, số lượng bác sĩ trên 1.000 dân, tổng sản phẩm quốc nội và tỷ lệ lạm phát.

Phát thải CO₂ gắn liền với công cuộc phát triển và tăng trưởng kinh tế. Đây cũng là một trong những yếu tố có tác động mạnh nhất trong việc gây ra suy thoái môi trường.¹⁴ Trên thế giới, có nhiều bằng chứng về mối tương quan giữa phát thải CO₂ với sức khỏe con người và sức khỏe kinh tế.¹⁵⁻¹⁷ Việc sản xuất công nghiệp tác động mạnh mẽ đến thu nhập của người dân, từ đó việc đầu tư cho sức khỏe như thể dục thể thao, thực phẩm chức năng hay khám sức khỏe định kỳ cũng tăng cao. Tuy nhiên, ô nhiễm từ phát thải CO₂ có nhiều khả năng gây ra bệnh tật, tổn thương từ đó làm suy giảm tuổi thọ. Rasoulizadeh và cộng sự¹⁶ đã nghiên cứu mối quan hệ giữa mức tăng trưởng kinh tế, hoạt động tiêu thụ nhiên liệu, tỷ lệ tử vong và ô nhiễm môi trường. Bằng phương pháp GMM (phương pháp ước lượng moment tổng quát) thì nghiên cứu đã kết luận rằng phát thải CO₂ là một nguyên nhân chính gây ra tử vong do các bệnh về tim mạch, ung thư,... Từ đó, gây nên sự sụt giảm về tuổi thọ. Đồng tình với quan điểm trên, Murthy và cộng sự¹⁸ khi nghiên cứu về tăng trưởng kinh tế và tuổi thọ tại các nước D-8 giai đoạn 1992 – 2017 cũng đã cho thấy tác động tiêu cực của CO₂ đến tuổi thọ. Ngược lại với hai nghiên cứu trên, Amuka và cộng sự¹⁹ khi nghiên cứu về biến đổi khí hậu và tuổi thọ thì lại kết luận mối quan hệ tích cực giữa phát thải CO₂ và tuổi thọ tại Nigeria. Nghiên cứu của Rjoub và cộng sự²⁰ cũng đồng tình với quan điểm trên.

Tỷ lệ che phủ rừng được hiểu là tỷ lệ diện tích rừng trên tổng diện tích đất tự nhiên. Rừng có ảnh hưởng đến thủy văn, năng lượng và sinh hoạt của con người.²¹ Rừng nhiệt đới có thể làm giảm sự nóng lên toàn cầu và biến đổi khí hậu, góp phần vào nâng cao sức khỏe đời

sống trước cuộc chạy đua về kinh tế giữa các quốc gia.²¹ Việc tiếp cận các không gian xanh có những tác động rất tích cực và hiệu quả cho sức khỏe thể chất và sức khỏe tinh thần của con người như giảm tỷ lệ tử vong, giảm tỷ lệ sinh con kém phát triển, sinh non, cải thiện sức khỏe tinh thần thông qua đo lường các chỉ số trầm cảm.²²⁻²⁵ Thông qua việc tiếp cận với mảng xanh thường xuyên thì mảng xanh có tác động đáng kể đến sức khỏe như: kết nối cộng đồng, giảm căng thẳng, tăng cường hoạt động thể chất và bảo vệ môi trường (chống lại ô nhiễm không khí, nhiệt độ cao và tiếng ồn).²⁶ Nhiều tài liệu về sức khỏe tiếp cận bằng không gian xanh và kết quả cho thấy tuổi thọ có thể thay đổi đáng kể ở phạm vi nhỏ.²⁷ Nhưng, chưa có nghiên cứu nào điều tra mối quan hệ giữa tỷ lệ che phủ rừng của một quốc gia với tuổi thọ tại quốc gia đó.

Số lượng bác sĩ trên 1.000 dân là tỷ số giữa số bác sĩ trên 1.000 người dân ở một thời điểm. Hiển nhiên, tỷ số này càng cao chứng tỏ nền y tế của một quốc gia càng phát triển và đáp ứng được nhu cầu chăm sóc sức khỏe của người dân. Nghiên cứu của Macniko và cộng sự²⁸ đã tổng hợp 10 nghiên cứu được công bố tại Hoa Kỳ đã khẳng định việc gia tăng số lượng bác sĩ có ảnh hưởng tích cực đến việc cải thiện kết quả sức khỏe như tỷ lệ tử vong ở trẻ sơ sinh, suy dinh dưỡng ở trẻ em và đặc biệt là tuổi thọ. Nghiên cứu đó còn dẫn chứng cứ mỗi tăng thêm 1 bác sĩ trên 1.000 dân thì là giảm từ 4,9% - 5,3% tỷ lệ tử vong do các bệnh mạn tính. Na Uy là một quốc gia có mật độ bác sĩ trên 1.000 dân cao nhất châu Âu và tuổi thọ của người dân Na Uy là 81,53 tuổi thuộc hàng cao nhất thế giới.²⁹ Tại Haiti, thì tỷ lệ bác sĩ thấp là một nguyên nhân lớn góp phần giảm tuổi thọ tại quốc gia châu Mỹ này.³⁰ Tuy nhiên, tại Kazakhstan – một quốc gia Trung Á, ở đây tỷ lệ bác sĩ thuộc hàng cao (4,099/1.000 dân) nhưng tuổi thọ chỉ ở mức 68 tuổi, kém xa so với Việt Nam (1,25/1.000 dân) nhưng tuổi thọ người Việt là 75 tuổi.³¹ Điều này được nhận định là do chính sách về kinh tế dành cho y tế, luật pháp về y tế, cơ sở hạ tầng. Cũng ở nghiên cứu của Shetty và cộng sự,³¹ Maldives cho thấy mật độ bác sĩ

thấp nhất châu Á nhưng tuổi thọ dài thứ hai ở Nam Á. Điều này được cho rằng lối sống và khí hậu lành mạnh khiến con người khỏe mạnh hơn. Số lượng bác sĩ có xu hướng nhiều hơn ở các quốc gia có thu nhập bình quân đầu người cao hơn như Singapore, Hàn Quốc, Ả Rập.

Tổng sản phẩm quốc nội đo lường giá trị thị trường của tất cả hàng hóa và dịch vụ được sản xuất ở một quốc gia trong một khoảng thời gian. Ngày càng có nhiều nghiên cứu tìm hiểu về mối quan hệ giữa GDP và tuổi thọ. Chủ đề này được các nhà kinh tế, nhà nhân khẩu học và nhà quản trị quan tâm. Nghiên cứu của Preston³² cho thấy mối quan hệ giữa GDP và tuổi thọ trong thế kỉ XX có dạng đường cong Logarit. Tác động của GDP đến tuổi thọ sẽ cao khi GDP ở mức thấp và sau đó sẽ giảm dần khi GDP tăng, thậm chí biến mất khi GDP đạt một ngưỡng nhất định. Đây là mối quan hệ được đồng thuận ở hầu hết các nghiên cứu,³³⁻³⁵ nhưng chưa có mối quan hệ nhân quả ngược lại, từ tuổi thọ đến GDP. Tuy nhiên, một số nghiên cứu lại có quan điểm ngược lại, điển hình là của Zhang và cộng sự³⁶ cho rằng GDP lại có ảnh hưởng tiêu cực đến tuổi thọ. Zhang lập luận rằng, việc tăng GDP tại các quốc gia phát triển công nghiệp nặng lại có ảnh hưởng trực tiếp hoặc nặng nề về sức khỏe của người dân. Do vấn đề khí thải, nhiên liệu, chất thải từ các xí nghiệp gây nên ảnh hưởng xấu về thể chất của người dân.

Tỷ lệ lạm phát có mối quan hệ tiêu cực với tuổi thọ.¹³ Ủng hộ với quan điểm trên nghiên cứu của Ali và cộng sự³⁷ đã nghiên cứu về tỷ lệ lạm phát, tăng trưởng dân số, khả năng cung ứng thực phẩm tại Oman từ 1970 – 2012. Kết quả cho thấy, tỷ lệ lạm phát có tác động tiêu cực mạnh mẽ đến tuổi thọ tại Oman. Ali lập luận rằng khi lạm phát gia tăng làm cho mức chi tiêu của người dân giảm sút từ đó trong dài hạn tuổi thọ có xu hướng tiêu cực. Monsef và cộng sự³⁸ đã nghiên cứu các nhân tố quyết định tuổi thọ tại 136 quốc gia từ 2002 – 2010, cho rằng lạm phát là một trong những nhân tố về kinh tế quan trọng có ảnh hưởng đến tuổi thọ. Salatin và cộng sự³⁹ sử dụng

phương pháp GMM đã nghiên cứu một số quốc gia có thu nhập trung bình từ 1997 – 2001 đã cho thấy lạm phát có ảnh hưởng tiêu cực và đáng kể đến tuổi thọ của phụ nữ cũng như tác động cùng chiều với tỷ lệ tử vong của phụ nữ trong nhóm các quốc gia có thu nhập trung bình.

2.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước đây, tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu và các giả thuyết nghiên cứu sau:

Bảng 1. Các biến độc lập được sử dụng trong nghiên cứu.

Biến	Mô tả biến	Thang đo	Nguồn nghiên cứu
CO2	Phát thải CO2	Nghìn tấn	Grossman, ¹³ Amuka và cộng sự, ¹⁹ Rjoub và cộng sự ²⁰ và Ghorashi và cộng sự. ⁴⁴
FC	Tỷ lệ che phủ rừng	Phần trăm	
DC	Số lượng bác sĩ trên 1.000 dân	Bác sĩ	Grossman, ¹³ Macniko và cộng sự ²⁸ và Shetty và cộng sự ³¹
GDP	Tổng sản phẩm quốc nội	Chục nghìn USD	Grossman, ¹³ Rafia và cộng sự, ³³ Barro và cộng sự ³⁴
INF	Tỷ lệ lạm phát	Phần trăm	Grossman, ¹³ Ali và cộng sự, ³⁷ Monsef và cộng sự, ³⁸ Salatin và cộng sự ³⁹

Nguồn: Kết quả của tác giả, năm 2024

Giả thuyết H1: Phát thải CO2 có tương quan ngược chiều với tuổi thọ.

Giả thuyết H2: Tỷ lệ che phủ rừng có tương quan cùng chiều với tuổi thọ.

Giả thuyết H3: Số lượng bác sĩ trên 1.000 dân có tương quan cùng chiều với tuổi thọ.

Giả thuyết H4: Tổng sản phẩm quốc nội có tương quan cùng chiều với tuổi thọ.

Giả thuyết H5: Tỷ lệ lạm phát có tương quan ngược chiều với tuổi thọ.

2.3. Phương pháp nghiên cứu

2.3.1. Cơ sở dữ liệu

Dữ liệu cho mô hình định lượng được thu thập từ 10 quốc gia ở Đông Nam Á từ năm 1990 đến năm 2021, bao gồm: Brunei, Campuchia, Indonesia, Lào, Malaysia, Myanmar, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam. Dữ liệu được

$$LE_{it} = \beta_0 + \beta_1 CO2_{it} + \beta_2 FC_{it} + \beta_3 DC_{it} + \beta_4 GDP_{it} + \beta_5 INF_{it} + \varepsilon_{it}$$

Chú thích:

LE_{it} là biến phụ thuộc đo lường tuổi thọ quốc gia i năm t .

ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

β_k ($k = 1 - 5$) là hệ số hồi quy của các biến giải thích thứ k trong mô hình.

β_0 là hệ số chặn.

lấy từ báo cáo Chỉ số Phát triển Thế giới (WDI) của Ngân hàng Thế giới (WB). Số liệu nghiên cứu trong bài viết ở dạng dữ liệu bảng cân bằng.

2.3.2. Quy trình nghiên cứu

Đối với dữ liệu dạng bảng, các mô hình thường được sử dụng để ước lượng phương trình hồi quy như: mô hình hồi quy gộp (Pooled OLS), mô hình tác động ngẫu nhiên (REM), mô hình tác động cố định (FEM) hoặc mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL). Để lựa chọn mô hình phù hợp và tối ưu đối với bộ dữ liệu, tác giả dự định làm một số kiểm định. Đầu tiên, tác giả kiểm định sự phụ thuộc chéo đối với bộ dữ liệu. Sau đó, tác giả phân loại các nhóm chỉ tiêu có và không có sự phụ thuộc chéo nhằm kiểm định tính dừng và tính đồng liên kết cho phù hợp. Sau khi kiểm định tính đồng liên kết, tác giả sẽ kết luận được mô hình hồi quy phù hợp với bộ dữ liệu. Đồng thời, tác giả cũng kiểm tra một

số khuyết tật của mô hình như sự tương quan, phương sai sai số thay đổi và khắc phục nếu có. Từ đó, tác giả kết luận được mô hình nghiên cứu. Bộ dữ liệu được xử lý thông qua phần mềm Stata 15.1.

Bảng 2. Thống kê mô tả giữa các biến.

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
LE	320	69,90791	6,640697	53,7128	82.7584
CO2	320	100.839,5	126.733,6	512,96	605.290,6
FC	320	49,72838	17,53173	21,43454	78,36812
DC	320	0,7181875	0,572687	0,058	2,511
GDP	320	8.191,28	14.065,46	50,88018	79.601,41
INF	320	6,733118	11,53564	-2,314972	125,2721

Nguồn: Kết quả của tác giả, năm 2024

Bảng 3. Kiểm định giá trị phân biệt giữa các biến.

	FE	CO2	FC	DC	GDP	INF
LE	1					
CO2	0,2346	1				
FC	-0,4576	-0,1418	1			
DC	0,6963	-0,0925	-0,3061	1		
GDP	0,6329	-0,1629	-0,1624	0,7927	1	
INF	-0,4884	-0,1234	0,1631	-0,2984	-0,249	1

Nguồn: Kết quả của tác giả, năm 2024

Tại bảng giá trị phân biệt giữa các biến, nhận thấy rằng có nhiều cặp biến số có hệ số tương quan lớn hơn 0,05. Vì vậy, tác giả nghi ngờ có đa cộng tuyến giữa các biến trong mô hình. Do đó, tác giả sử dụng phương pháp nhân tử phóng đại phương sai nhằm kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến.

Bảng 4. Kiểm tra đa cộng tuyến bằng phương pháp nhân tử phóng đại phương sai.

Biến	VIF	1/VIF
CO2	3,01	0,332531
FC	2,80	0,357731
DC	1,16	0,862592
GDP	1,13	0,883129
INF	1,08	0,922165
Giá trị trung bình VIF	1,84	

Nguồn: Kết quả của tác giả, 2024

3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Bảng thống kê mô tả giữa các biến trong mô hình cho thấy có 320 quan sát, là một cỡ mẫu bình thường trong thống kê. Các dữ liệu đầu vào phù hợp với việc thực hiện hồi quy định lượng.

VIF nhỏ hơn 10 tức không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng.⁴⁰ Kết quả kiểm tra đa cộng tuyến tại bảng 3 bằng phương pháp nhân tử phóng đại phương sai cho thấy giá trị trung bình VIF là $1,84 < 10$. Vậy mô hình không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến.

Bảng 5. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo.

	Giá trị thống kê	p-value
LE	25,00780	0,000
CO2	30,08617	0,000
FC	5,775365	0,000
DC	23,20114	0,000
GDP	35,21548	0,000
INF	13,34286	0,000

Nguồn: Kết quả của tác giả, 2024

Kiểm định sự phụ thuộc chéo: Phụ thuộc chéo giữa các biến làm mất hiệu quả của kết quả kiểm định tính dừng. Vì vậy, tác giả cần tiến hành kiểm định sự phụ thuộc chéo giữa các đối tượng nhằm đưa ra được phương pháp kiểm định tính dừng phù hợp đối với từng nhân tố. Tác giả sử dụng kiểm định Pesaran⁴¹ và có kết quả như sau p-value ở các nhân tố được thể hiện ở bảng 5.

Kết quả tại bảng 5 cho thấy giá trị p-value của kiểm định Pesaran của tất cả các nhân tố đều nhỏ hơn 0,05. Do đó kết luận rằng tất cả các nhân tố đều có sự phụ thuộc chéo. Tiếp theo tác giả kiểm định tính dừng bằng kiểm định CIPS.⁴²

Bảng 6. Kết quả kiểm định CIPS.

Biến	Bậc gốc	Sai phân bậc 1	Kết luận
LE	-0,950	-3,948	I(1)
CO2	0,125	-3,734	I(1)
FC	-2,081		I(0)
DC	-0,794	-5,067	I(1)
GDP	-1,437	-3,061	I(1)
INF	-3,393		I(0)
	10%	5%	1%
Giá trị gàng	-1,46	-1,58	-1,78

Nguồn: Kết quả của tác giả, 2024

Từ kết quả bảng 6, tác giả kết luận biến FE, CO2, DC và GDP dừng trong sai phân bậc 1 và biến FC và INF dừng trong biến gốc. Tác giả nhận thấy trong mô hình có các biến dừng trong biến gốc, có các biến dừng trong sai phân bậc 1, vì vậy tác giả tiến hành kiểm tra tính đồng liên kết, bởi vì tác giả nghi ngờ trong dài hạn các biến dừng trong biến gốc sẽ có một mối liên hệ nào đó. Tác giả kiểm định đồng liên kết đối với các biến có sự phụ thuộc chéo bằng kiểm định Westerlund.

Bảng 7. Kết quả kiểm định đồng liên kết.

Giá trị thống kê	p-value	Kết luận
-1,0391	0,1494	Không có đồng liên kết

Nguồn: Kết quả của tác giả, 2024

Kết quả tại bảng 7. cho thấy giá trị p-value của kiểm định Westerlund bằng 0,1494 > 0,1 nên kết luận rằng các biến trong mô hình đều không có đồng liên kết và không xuất hiện biến nội sinh. Vì vậy, tác giả sẽ hồi quy dữ liệu bảng theo các mô hình như Pooled OLS, FEM, REM.

Đầu tiên, tác giả sử dụng kiểm định F-test nhằm lựa chọn mô hình FEM hoặc Pooled OLS. Kết quả kiểm định cho thấy p-value kiểm định F-test bằng 0,0136 < 0,05 nên kết luận rằng mô hình FEM tốt hơn mô hình Pooled OLS.

Tiếp theo, tác giả sử dụng kiểm định Hausman nhằm lựa chọn mô hình FEM hoặc REM. Kết quả kiểm định cho thấy p-value kiểm định Hausman bằng 0,000 < 0,05 nên ta kết luận mô hình FEM tốt hơn mô hình REM.

Kết luận: Mô hình FEM là mô hình tối ưu để thực hiện hồi quy.

Kiểm tra một số giả thuyết cổ điển: Tác giả sử dụng kiểm định White nhằm phát hiện hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Kết quả cho thấy giá trị p-value của kiểm định White bằng 0,000 < 0,06 và giá trị chi2 bằng 883,48 nên tác giả kết luận mô hình tồn tại phương sai sai số thay đổi ở mức ý nghĩa 5%.

Tiếp theo, tác giả sử dụng kiểm định Wooldridge để kiểm định hiện tượng tự tương quan, kết quả cho thấy giá trị F(1, 9) bằng 1,747 và p-value bằng 0,2189 > 0,005 nên ta kết luận mô hình không có hiện tượng tự tương quan bậc 1.

Nhằm khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi và kết luận mô hình hồi quy, tác giả sử dụng phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS).

Bảng 8. Kết quả mô hình hồi quy.

FE	Hệ số hồi quy	p-value
CO2	0,1310000	0,000
FC	-0.0111867	0,000
DC	0.8722446	0,001
GDP	0.0980000	0,000
INF	-0.1389072	0,029
Hằng số	71,77416	0.000

Nguồn: Kết quả của tác giả, 2024

Tác giả tổng kết được mô hình hồi quy có dạng: $LEit = 71,77416 + 0,131*CO2it - 0,1186771*FCit + 0,8722446*DCit - 0,098*GDPit - 0,1389072*INFit + \epsilon it$

Kết quả hồi quy từ bảng 8 cho thấy 5/5 nhân tố được đề xuất đều có ý nghĩa thống kê.

Phát thải CO₂: có tương quan cùng chiều với tuổi thọ với mức ý nghĩa 1%. Ngược lại với suy nghĩ chung thì trong nghiên cứu này CO₂ lại có tác động tích cực với tuổi thọ. Tuy nhiên, xét về mặt địa lý và không gian nghiên cứu thì các quốc gia được nghiên cứu là các quốc gia đang phát triển. Việc phát thải CO₂ nhiều chứng tỏ nền công nghiệp đang phát triển và tăng trưởng kinh tế tốt. Từ đó, nguồn thu nhập của người dân cũng tăng lên, đời sống sức khỏe cũng được chú trọng hơn nhờ của cải vật chất đầy đủ. Tại Ấn Độ, nghiên cứu của Das và cộng sự⁴¹ cho rằng phát thải CO₂ có tác động cùng chiều đến tuổi thọ tại Ấn Độ, bên cạnh đó họ cũng cho rằng tồn tại một ngưỡng giới hạn để khi chạm đỉnh phát thải CO₂ thì nó sẽ tác động ngược chiều đến tuổi thọ, nó tương tự như đồ thị quả chuông. Kết quả của tác giả cũng tương đồng với kết quả của Amuka và cộng sự,¹⁹ Rjoub và cộng sự²⁰ và Ghorashi và cộng sự.⁴⁴

Tỷ lệ che phủ rừng có tương quan ngược chiều với tuổi thọ với mức ý nghĩa 1%. Các nghiên cứu trước đó đều ủng hộ với quan điểm độ che phủ mảng xanh có tác động tích cực tới tuổi thọ nhờ cải thiện sức khỏe và thể chất. Tuy nhiên, xét về mặt kinh tế của các quốc gia Đông Nam Á, các quốc gia phải chấp nhận đánh đổi giữa việc tăng trưởng, phát triển kinh tế với môi trường. Các nhà quản trị đều mong muốn cân bằng được kinh tế và sinh thái môi trường. Tuy nhiên, việc giảm tỷ lệ che phủ rừng để đổi đất phục vụ cho kinh tế - xã hội đâu đó vẫn là một lựa chọn ưu tiên. Từ việc đánh đổi đất rừng trở thành đất công nghiệp tạo cho người dân thêm nhiều việc làm, nguồn thu nhập ổn định, từ đó khiến đời sống sức khỏe được cải thiện.

Số lượng bác sĩ trên 1.000 dân có tác động cùng chiều với tuổi thọ với mức ý nghĩa 1%. Nhìn chung, hầu như các nghiên cứu trên thế giới đều ủng hộ với việc mật độ bác sĩ càng cao thì tuổi thọ người dân càng cao. Mật độ bác sĩ cao chứng tỏ quốc gia đó cũng đang trên đà phát triển, trình độ học vấn của người dân cũng cao hơn. Do đó, việc chú trọng đến sức khỏe là một điều tất yếu. Mật độ bác sĩ cao cũng giảm áp lực cho nền y tế, cải thiện và tối ưu chất lượng khám chữa bệnh, bệnh viện cũng nhiều hơn, người dân được tiếp cận với nền y học thế giới cũng hiệu quả hơn. Kết quả của tác giả cũng tương đồng với kết quả của Macniko và cộng sự²⁸ và Shetty và cộng sự.³¹

GDP có tác động cùng chiều với tuổi thọ với mức ý nghĩa 1%. Phát hiện này có thể được giải thích bởi thực tế GDP tăng cao đồng nghĩa với GDP bình quân đầu người cũng có xu hướng gia tăng nên việc tiêu dùng hàng hóa, dịch vụ chất lượng cao, chất lượng y tế tốt hơn, của cải vật chất tốt hơn giúp cho con người có tuổi thọ tăng lên. Kết quả của tác giả cũng tương đồng với Rafia và cộng sự,³³ Barro và cộng sự.³⁴

Tỷ lệ lạm phát có tương quan ngược chiều với tuổi thọ với mức ý nghĩa 5%. Điều này cũng khá dễ hiểu vì khi giá cả tăng cao, những người có thu nhập thấp khó có thể đáp ứng đủ nhu cầu thực phẩm và dinh dưỡng thiết yếu. Điều này có thể dẫn đến thiếu dưỡng chất, làm suy yếu hệ miễn dịch và tăng nguy cơ mắc bệnh. Cũng như khi chi phí sinh hoạt tăng cao, người dân có thể trì hoãn hoặc bỏ qua việc khám chữa bệnh, dẫn đến khám và chữa bệnh muộn màng, làm giảm tuổi thọ. Khi người dân phải cố gắng kiếm sống trong điều kiện khó khăn, họ có thể ít quan tâm đến việc bảo vệ môi trường, từ đó làm trầm trọng thêm các vấn đề về ô nhiễm môi trường, ảnh hưởng đến sức khỏe con người. Kết quả này cũng tương đồng với Grossman,¹³ Ali và cộng sự,³⁷ Monsef và cộng sự,³⁸ Salatin và cộng sự.³⁹

Bảng 9. Kết quả nghiên cứu so với các nghiên cứu trước đây.

Mối quan hệ	Dự kiến dấu	Kết quả nghiên cứu	Các nghiên cứu trước
Phát thải CO2 => Tuổi thọ	-	+	Amuka và cộng sự, ¹⁹ Rjoub và cộng sự ²⁰ và Ghorashi và cộng sự. ⁴⁴
Tỷ lệ che phủ rừng => Tuổi thọ	+	-	
Số lượng bác sĩ / 1.000 dân => Tuổi thọ	+	+	Macniko và cộng sự ²⁸ và Shetty và cộng sự ³¹
GDP => Tuổi thọ	+	+	Rafia và cộng sự, ³³ Barro và cộng sự ³⁴
Tỷ lệ lạm phát => Tuổi thọ	-	-	Grossman, ¹³ Ali và cộng sự, ³⁷ Monsef và cộng sự, ³⁸ Salatin và cộng sự ³⁹

Nguồn: Kết quả của tác giả, 2024

4. KẾT LUẬN VÀ HƯỚNG NGHIÊN CỨU
TIẾP THEO

Nghiên cứu xác định được được 5 chỉ tiêu kinh tế - xã hội có tác động đến tuổi thọ tại các quốc gia Đông Nam Á bao gồm: Phát thải CO2, tỷ lệ che phủ rừng, số lượng bác sĩ / 1.000 dân, GDP và tỷ lệ lạm phát. Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn còn tồn đọng một số hạn chế. Thứ nhất, về các nhân tố ảnh hưởng đến tuổi thọ còn bao gồm nhiều nhân tố khác như: tỷ lệ việc làm, chi tiêu y tế, trình độ học vấn,... Tuy nhiên, do hạn chế về mặt thu thập dữ liệu nên tác giả chưa thể đưa những nhân tố này để kiểm định. Thứ hai, đặc tính mẫu dữ liệu chỉ nghiên cứu tập trung tại Đông Nam Á. Do đó, mẫu nghiên cứu chưa thực sự đại diện cho cả thế giới, cả các quốc gia phát triển, kém phát triển. Thứ ba, mặc dù mẫu nghiên cứu trải dài 32 năm, tuy nhiên mô hình chỉ dừng lại ở đánh giá tác động ngắn hạn. Do dữ liệu thứ cấp mà tác giả thu thập được không có sự biến động nhiều qua các năm. Kết lại, việc nghiên cứu chi tiết hơn các nhóm quốc gia khác nhau hay phân bổ trải dài trên toàn thế giới hay một khu vực có thể đưa đến các kết quả khác nhau và đề xuất một số hàm ý quản trị tốt hơn.

Hướng nghiên cứu tiếp theo: Như đã đề cập tại phần tổng quan nghiên cứu, hiện trên thế giới rất nhiều những nghiên cứu chứng minh có sự tồn tại của mối quan hệ phi tuyến tính của

một số nhân tố đến tuổi thọ. Do đó, trong nghiên cứu sắp tới, tác giả đề xuất phân tích mối quan hệ phi tuyến tính giữa lượng phát thải CO2 với tuổi thọ, GDP với tuổi thọ, tỷ lệ che phủ rừng với tuổi thọ,... Đồng thời, có thể bổ sung thêm một số quan sát như tỷ lệ việc làm, tỷ lệ biết chữ, chất lượng không khí, chi tiêu y tế, tăng trưởng dân số, chỉ số sản xuất lương thực,...

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. B. Lomborg. How healthy is the world?, *BMJ: British Medical Journal*, **2002**, 325(7378), 1461.

2. World Bank. *Life expectancy at birth, total (years)*, Washington, D.C., US, 2024.

3. V. Bilas, S. Franc, M. Bošnjak Determinant factors of life expectancy at birth in the European Union countries, *Coll Antropol*, **2014**, 38(1), 1-9.

4. C. Balan, E. Jaba. Statistical analysis of the determinants of life expectancy in Romania, *Romanian Journal of Regional Science*, **2011**, 5(2), 25-38.

5. P. I. Sede, W. Ohemeng. Socio-economic determinants of life expectancy in Nigeria (1980-2011), *Health Economic Review*, **2015**, 5(2).

6. M. Shahbaz, N. Loganathan, N. Mujahid, A. Ali, A. Nawaz. Determinants of life expectancy and its prospects under the role of economic misery: a case of Pakistan, *Social Indicators Research*, **2016**, 126(3), 1299-1316.

7. R. T. Lin, Y. M. Chen, L. C. Chien, C. C. Chan. Political and social determinants of life expectancy in less developed countries: a longitudinal study, *BMC Public Health*, **2012**, 12.
8. M. Bayati, R. Akbarian, Z. Kavosi. Determinants of life expectancy in eastern Mediterranean region: a health production function, *International Journal of Health Policy and Management*, **2013**, 1(1), 57-61.
9. J. W. Shaw, W. C. Horrace, R. J. Vogel. The determinants of life expectancy: an analysis of the OECD health data, *Southern Economic Journal*, **2005**, 71(4), 768-83.
10. M. Kabir. Determinants of life expectancy in developing countries, *Journal of Developing Areas*, **2008**, 41(2), 185-204.
11. S. Delavari, H. Zandian, S. Rezaei, M. Moradinazar, S. Delavari, A. Saber, R. Fallah. Life expectancy and its socioeconomic determinants in Iran, *Electronic Physician*, **2016**, 8(10), 3062.
12. G. Gulis. Life expectancy as an indicator of environmental health, *European Journal of Epidemiology*, **2000**, 16(2), 161-165.
13. M. Grossman. On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*, **1972**, 80(2), 223-255.
14. B. Tô. Tác động của các chỉ tiêu tự do kinh tế đến phát thải CO₂: bằng chứng tại các quốc gia mới nổi tại Châu Á, *Tạp chí Khoa học Tây Nguyên*, **2024**, 18(03), 73-81.
15. F. Martins, C. Felgueiras, M. Smítikova, N. Caetano. Analysis of fossil fuel energy consumption and environmental impacts in European countries, *Energies*, **2019**, 12(6), 964.
16. E. Rasoulinezhad, T. F. Heasary, T. F. Heasary. How is mortality affected by fossil fuel consumption, *Energies*, **2020**, 13(9), 2255.
17. R. S. J. Tol. The social cost of carbon, *Annual Review of Resources Economics*, **2011**, 3, 419-443.
18. U. Murthy, M. S. Shaari, P. A. Maridas, N. Z. Abidin. The relationships between CO₂ emissions, economic growth and life expectancy, *the Journal of Asian Finance, Economics and Business*, **2021**, 8(2), 801-808.
19. J. L. Amuka, F. O. Asogwa, R. O. Ugwuany, A. N. Omeje, T. Onyechi. Climate change and life-expectancy in developing country: evidence from greenhouse gas (CO₂) emission in Nigeria, *International Journal of Economics and Financial Issues*, **2018**, 8(4), 113-119.
20. H. Rjoub, J. A. Odugbesan, T. S. Adebayo, W. K. Wong. Investigating the causal relationships among carbon emissions, economic growth, and life expectancy in Turkey: evidence from time and frequency domain causality techniques, *Sustainability*, **2021**, 13(5), 2924.
21. G. B. Bonan. Forests and climate change: forcings, feedbacks, and the climate benefits of forests, *Science*, **2008**, 320(5882), 1444-1449.
22. J. Zhang, Z. Yu, B. Zhao, R. Sun, H. Vejre. Links between green space and public health: a bibliometric review of global research trends and future prospects from 1901 to 2019, *Environmental Research Letters*, **2020**, 15(6), 063001.
23. S. Akaraci, X. Feng, T. Suesse, B. Jalaludin, T. A. Burt. A systematic review and meta-analysis of associations between green and blue spaces and birth outcomes, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, **2020**, 17(8), 2949.
24. A. Callaghan, G. McCombe, A. Harrold, C. M. Meel, G. Mills, N. Moore-Cherry, W. Cullen. The impact of green spaces on mental health in urban settings: a scoping review, *Journal of Mental Health Abingdon England*, **2020**, 1-15.
25. M. Gascon, G. S. Benavides, P. Dadvand, amunt, X. Gotsens, M. Cirac, C. Vert, J. L. Molinuevo, M. C. Bou, M. Nieuwenhuijsen. Long-term exposure to residential green and blue spaces and anxiety and depression in adults: a cross-sectional study, *Environmental Research*, **2018**, 162, 231-239.
26. S. Akaraci, X. Feng, T. Suesse, B. Jalaludin, T. A. Burt. A systematic review and meta-analysis of associations between green and blue spaces and birth outcomes, *International Journal of*

- Environmental Research and Public Health*, **2020**, 17, 63-71.
27. R. Chetty, M. Stepner, S. Abraham, S. Lin, B. Scuderi, N. Turner, A. Bergeron, D. Cutler. The association between income and life expectancy in the United States, 2001-2014, *JAMA*, **2016**, 315(16), 1750-1766.
28. J. Macinko, B. Starfield, L. Shi. Quantifying the health benefits of primary care physician supply in the United States, *International Journal of Health Services*, **2007**, 37(1), 111-126.
29. Å. Ringard, A. Sagan, I. S. Saunes, A. K. Lindahl. Norway: health system review, *Health System Transit*, **2013**, 15(8), 1-162.
30. A. M. Fournier, M. Dodard. The health care delivery crisis in Haiti, *Family Medicine*, **1997**, 29(9), 666-669.
31. A. Shetty, S. Shetty. The correlation of physician to population ratio and life expectancy in Asian countries, *Journal of Medical Science and Clinic Research*, **2014**, 2(4), 699-706.
32. S. H. Preston. The changing relation between mortality and level of economic development, *Population Studies*, **1975**, 29(2), 231-248.
33. R. Shafi, S. Fatima. Relationship between GDP, life expectancy and growth rate of G7 countries, *International Journal of Sciences*, **2019**, 8(6), 74-79.
34. R. J. Barro, X. I. S. I. Martin. *Economic growth*, McGraw-Hill, New York, 1995.
35. World Bank. *World development indicators*, 1997, Washington D.C, 1997.
36. J. Zhang, J. Zhang, R. Lee. Mortality decline and long-run economic growth, *Journal of Public Economics*, **2001**, 80(3), 485-507.
37. A. Ali, K. Ahmad. The impact of socio-economic factors on life expectancy for sultanate of Oman: an empirical analysis, *MPRA*, **2014**, 82500.
38. A. Monsef, A. S. Mehrjardi. Determinants of life expectancy: a panel data approach, *Asian Economic and Financial Review*, **2015**, 5(11), 1251-1257.
39. P. Salatin, M. Bidari. Effects of inflation on women's health in selected middle-income countries, *African Journal of Health Economics AJHE*, **2014**, 1-8.
40. B. H. Baltagi. *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons Ltd., England, 2008.
41. M. H. Pesaran. General diagnostic tests for cross section dependence in panels, *Working Papers in Economics*, **2004**, 0435.
42. M. H. Pesaran. A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, **2007**, 22, 265-312.
43. S. Das, A. Debanth. Impact of CO₂ emission on life expectancy in India: an autoregressive distributive lag (ARDL) bound test approach, *Future Business Journal*, **2023**, 9(1), 1-9.
44. N. Ghorashi, R. A. Alavi. CO₂ emission, health expenditure and economic growth in Iran: application of dynamic simultaneous equation models, *Journal of Community Health Research*, **2017**, 6(2), 109-116.



© 2025 by the authors. This Open Access Article is licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).