

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

ABSTRACT

The purpose of the study is to find socio-economic factors that affect life expectancy in 10 Southeast Asian countries from 1990 - 2021, including Vietnam. Using the FGLS (Feasible Generalized Least Square) method, the results show that CO2 emissions, ratio of doctors per 1,000 people and GDP (gross domestic product) have a positive impact on life expectancy. On the contrary, forest cover and inflation have a negative impact on life expectancy. However, the study only assessed the short-term impact.

Keywords: *Life expectancy, Socio-economic factors, Southeast Asian*

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

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. Bằng phương pháp FGLS (Feasible Generalized Least Square), kết quả cho thấy các nhân tố bao gồm phát thải CO₂, tỉ lệ bác sĩ trên 1.000 dân và GDP (tổng sản phẩm quốc nội) có tác động cùng chiều với tuổi thọ. Ngược lại, các nhân tố bao gồm tỉ lệ che phủ rừng, lạm phát lại có tác động ngược chiều với tuổi thọ. Dù vậy, kết quả của nghiên cứu này chỉ mới đánh giá tác động được trong ngắn hạn.

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. 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). 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.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

Tuổi thọ (LE) 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 vực¹⁻³. 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, tỉ lệ biết chữ, tỉ lệ sinh, tỉ lệ thất nghiệp, lạm phát, tỉ lệ đô thị hóa,...²⁻⁸. Somayeh và cộng sự⁹ 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 sự⁶ 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, tỉ lệ việc làm là nguyên nhân ảnh hưởng đến tuổi thọ. Gulis¹⁰ 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, tỉ lệ

nước sạch và tỉ lệ biết chữ là những yếu tố quyết định đến tuổi thọ.

Phát thải CO₂ (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 trường¹¹. Trên thế giới, có nhiều bằng chứng về mối tương quan giữa phát thải CO₂ với sức khỏe con người và sức khỏe kinh tế¹²⁻¹⁴. Họ cho rằng có một mối liên hệ gì đó giữa tuổi thọ với cả sức khỏe con người lẫn sức khỏe kinh tế. 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 kì 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. Rasoulnezhad và cộng sự¹³ đã nghiên cứu mối quan hệ giữa mức tăng trưởng kinh tế, hoạt động tiêu thụ nhiên liệu, tỉ 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 sự⁵ 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 sự¹⁶ 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 Rjoube và cộng sự¹⁷ cũng đồng tình với quan điểm trên.

Tỉ lệ che phủ rừng (FC) được hiểu là tỉ 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 người¹⁸. 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 gia¹⁸. 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 tỉ lệ tử vong, giảm tỉ lệ sinh con kém phát triển, sinh non, cải thiện sức khỏe tinh thần thông qua đó lường các chỉ số trầm cảm¹⁹⁻²². 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)²³. 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 nhỏ²⁴. Nhưng, chưa có nghiên cứu nào

điều tra mối quan hệ giữa tỉ lệ che phủ rừng của một quốc gia với tuổi thọ tại quốc gia đó.

Số lượng bác sĩ trên 1.000 dân (DC) là tỉ số giữa số bác sĩ trên 1.000 người dân ở một thời điểm. Hiên nhiên, tỉ 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 sự²⁵ 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 tỉ 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% tỉ 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 giới²⁶. Tại Haiti, thì tỉ lệ bác sĩ thấp là một nguyên nhân lớn góp phần giảm tuổi thọ tại quốc gia châu Mỹ này²⁷. 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 tuổi²⁸. 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 sự²⁸, 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 (GDP) 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 Preston²⁹ 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 cứu³⁰⁻³², 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 sự³³ 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.

Tỉ lệ lạm phát (INF) có mối quan hệ tiêu cực với tuổi thọ³⁴. Ủng hộ với quan điểm trên nghiên cứu của Ali và cộng sự³⁵ 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, tỉ 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 sự³⁶ 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 sự³⁷ 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 tỉ 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 đề xuất các giả thuyết nghiên cứu sau:

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

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.

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

Giả thuyết H2: Tỉ 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: Tỉ 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 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 tự 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.

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

Bảng 1. Thống kê mô tả giữa các biến

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
FE	320	69,90791	6,640697	53,7128	82.7584
CO2	320	100839,5	126733,6	512,96	605290,6
FC	320	49,72838	17,53173	21,43454	78,36812

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
DC	320	0,7181875	0,572687	0,058	2,511
GDP	320	8191,28	14065,46	50,88018	79601,41
INF	320	6,733118	11,53564	-2,314972	125,2721

Nguồn: Kết quả của tác giả, năm 2024

Bảng 2. Kiểm định giá trị phân biệt giữa các biến

	FE	CO2	FC	DC	GDP	INF
FE	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 3. 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, năm 2024

VIF nhỏ hơn 10 tức không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng³⁸. 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 4. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo

	Giá trị thống kê	p-value
FE	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 Pesaran³⁹ và có kết quả như sau p-value ở các nhân tố được thể hiện ở bảng 4.

Kết quả tại bảng 4 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 CIPS⁴⁰.

Bảng 5. Kết quả kiểm định CIPS

Biến	Bậc gốc	Sai phân bậc 1	Kết luận
FE	-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 5, 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 6. 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 6. 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 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 7. 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 $Feit = 71,77416 + 0,131*CO2it - 0,1186771*Fcit + 0,8722446*Dcit - 0,098*GDPit - 0,1389072*INFit + \epsilon it$

Kết quả hồi quy từ bảng 6 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 lí 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 sự¹⁶, Rjoub và cộng sự¹⁷ và Ghorashi và cộng sự⁴².

Tỉ 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 tỉ lệ che phủ rừng để đổi đất phục vụ cho kinh tế - xã hội đầu 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 sự²⁵ và Shetty và cộng sự²⁸.

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 sự³⁰, Barro và cộng sự³¹.

Tỉ 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 Grossman³⁴, Ali và cộng sự³⁵, Monsef và cộng sự³⁶, Salatin và cộng sự³⁷.

Bảng 8. 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 CO ₂ => Tuổi thọ	-	+	Amuka và cộng sự ¹⁶ , Rjoub và cộng sự ¹⁷ Ghorashi và cộng sự ⁴²
Tỉ lệ che phủ rừng => Tuổi thọ	+	-	
Số lượng bác sĩ / 1.000 dân => Tuổi thọ	+	+	Macniko và cộng sự ²⁵ , Shetty và cộng sự ²⁸
GDP => Tuổi thọ	+	+	Rafia và cộng sự ³⁰ , Barro và cộng sự ³¹
Tỉ lệ lạm phát => Tuổi thọ	-	-	Grossman ³⁴ , Ali và cộng sự ³⁵ , Monsef và cộng sự ³⁶ Salatin và cộng sự ³⁷

Nguồn: Kết quả của tác giả, 2024

4. KẾT LUẬN

Nghiên cứu xác định 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, tỉ lệ che phủ rừng, số lượng bác sĩ / 1.000 dân, GDP và tỉ 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: tỉ 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 chỉ 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.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Bilas V, Franc S, Bošnjak M. Determinant factors of life expectancy at birth in the European Union countries, *Coll Antropol*, **2014**, 38(1), 1–9.
2. Balan Ch, Jaba E. Statistical analysis of the determinants of life expectancy in Romania, *Romanian Journal of Regional Science*, **2011**, 5(2), 25–38.
3. Sede PI, Ohemeng W. Socio-economic determinants of life expectancy in Nigeria (1980–2011), *Health Econ Rev*, **2015**, 5.
4. Shahbaz M, Loganathan N, Mujahid N, Ali A, Nawaz A. 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.
5. Lin RT, Chen YM, Chien LC, Chan CC. Political and social determinants of life expectancy in less developed countries: a longitudinal study, *BMC Public Health*, **2012**, 12.
6. Bayati M, Akbarian R, Kavosi Z. Determinants of life expectancy in eastern Mediterranean region: a health production function, *Int J Health Policy Manag*, **2013**, 1(1), 57–61.
7. Shaw JW, Horrace WC, Vogel RJ. The determinants of life expectancy: an analysis of the OECD health data, *Southern Economic Journal*, **2005**, 71(4), 768–83.
8. Kabir M. Determinants of life expectancy in developing countries, *Journal of Developing areas*, **2008**, 41(2), 185–204.
9. Delavari, S., Zandian, H., Rezaei, S., Moradinazar, M., Delavari, S., Saber, A., & Fallah, R. Life expectancy and its socioeconomic determinants in Iran. *Electronic physician*, **2016**, 8(10), 3062.
10. Gulis G. Life expectancy as an indicator of environmental health, *Eur J Epidemiol*, **2000**, 16(2).
11. Apergis N, Payne J. Renewable energy consumption and economic growth: evidence from a panel of OECD countries, *Energy Policy*, **2010**, 38(1), 656–660.
12. Martins F, Felgueiras C, Smitkova M, Caetano N. Analysis of fossil fuel energy consumption and environmental impacts in European countries, *Energies*, **2019**.
13. Rasoulinezhad E, Heasary TF, Heasary TF. How is mortality affected by fossil fuel consumption, *Energies*, **2020**, 13 (9).
14. Tol RSJ. The social cost of carbon, *Ann Rev Resour Econ*, **2011**, 3, 419–443.
15. Murthy U, Shaari MS, Maridas PA, Abidin NZ. The Relationships between CO₂ emissions, economic growth and life expectancy, *J Asian Financ Econ Bus*, **2021**, 8(2), 801–808.
16. Amuka JL, Asogwa FO, Ugwuany RO, Omeje AN, Onyechi T. Climate change and life-expectancy in developing country: evidence from greenhouse gas (CO₂) emission in Nigeria, *Int J Econ Financ Issues*, **2018**, 8(4), 113–119.
17. Rjoub H, Odugbesan JA, Adebayo TS, Wong W-K. 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.
18. Bonan, G. B. Forests and climate change: forcings, feedbacks, and the climate benefits of forests. *science*, **2008**, 320(5882), 1444–1449.
19. Zhang, J., Yu, Z., Zhao, B., Sun, R., & Vejre, H. 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).
20. S. Akaraci, X. Feng, T. Suesse, B. Jalaludin, T. Astell-Burt. A Systematic Review and Meta-Analysis of Associations between Green and Blue Spaces and Birth Outcomes, *Int. J. Environ. Res. Public. Health*, **2020**.
21. A. Callaghan, G. McCombe, A. Harrold, C. McMeel, G. Mills, N. Moore-Cherry, W. Cullen, The impact of green spaces on mental health in urban settings: a scoping review, *J. Ment. Health Abingdon Engl.*, **2020**, 1–15.
22. M. Gascon, G. SanchezBenavides, P. Dadvand, D. Martinez, N. Gramunt, X. Gotsens, M. Cirach, C. Vert, J. Luis Molinuevo, M. Crous - Bou, M. Nieuwenhuijsen, Long-term exposure to residential green and blue spaces and anxiety and depression in adults: A cross-sectional study, *Environ. Res.*, **2018**, 162, 231–239.
23. S. Akaraci, X. Feng, T. Suesse, B. Jalaludin, T. Astell-Burt. A Systematic Review and Meta-Analysis of Associations between Green and Blue Spaces and Birth Outcomes, *Int. J. Environ. Res. Public. Health*, **2020**, 17, 63–71.
24. 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, 1750-1766.
25. Macinko J, Starfield B, Shi L. Quantifying the health benefits of primary care physician supply in the United States, *Int J Health Serv*, **2007**, 37(1), 111-26.
 26. Ringard Å, Sagan A, Sperre Saunes I, Lindahl AK. Norway: health system review, *Health Syst Transit*, **2013**,15(8), 1- 162.
 27. Fournier AM, Dodard M. The health care delivery crisis in Haiti, *Fam Med*, **1997**, 29(9).
 28. Shetty, A., & Shetty, S. The correlation of physician to population ratio and life expectancy in Asian countries. *J Med Sci Clin Res*, **2014**, 2, 699-706.
 29. Preston, S.H. The changing relation between mortality and level of economic development, *Population Studies*, **1975**, 29(2), 231–248.
 30. Rafia Shafi & Samreen Fatima. Relationship between GDP, Life Expectancy and Growth Rate of G7 Countries, *International Journal of Sciences*, **2019**, 8(6), 74-79.
 31. Barro, R. J., and Sala-I-Martin, X. I. *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York, 1995.
 32. World Bank. *World Development Indicators*. 1997, Washington D.C, 1997
 33. Zhang, J., Zhang, J., and Lee, R. Mortality decline and long-run economic growth, *Journal of Public Economics*, **2001**, 80(3), 485-507.
 34. Grossman, M. On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political economy*, **1972**, 80(2), 223-255.
 35. Ali, A., & Ahmad, K. The impact of socio-economic factors on life expectancy for sultanate of Oman: An empirical analysis, **2014**.
 36. Monsef, A. & Mehrjardi, A. S. Determinants of Life Expectancy: A Panel Data Approach, *Asian Economic and Financial Review*, **2015**, 5(11), 1251 – 1257.
 37. Salatin P. & Bidari M. Effects of Inflation on Women's Health in Selected Middle-Income Countries, *African Journal of Health Economics AJHE*, **2014**.
 38. Baltagi, B.H. *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Ltd., Chichester. - *References – Scientific Research Publishing*, **2008**.
 39. Pesaran, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels, *Working Papers in Economics*, **2004**, 0435.
 40. Pesaran, M.H. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics*, **2007**, 22, 265-312.
 41. Das, S., & Debanth, A. Impact of CO₂ emission on life expectancy in India: an autoregressive distributive lag (ARDL) bound test approach, *Future Business Journal*, **2023**, 9(1).
 42. Ghorashi N, Alavi RA. CO₂ emission, health expenditure and economic growth in Iran: application of dynamic simultaneous equation models, *J Comm Health Res*, **2017**, 6(2), 109–116.