مقاله پژوهشی

بررسی آثار نامتقارن و غیرخطی انتشار آلاینده‌های زیست محیطی، شاخص فلاکت، شاخص تولید مواد غذایی، نرخ شهرنشینی و مصرف نهایی خانوار بر امید به زندگی در ایران

مسلم انصاری نسب [۱*]، نجمه بیدمال [۲]

[۱] دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی‌عصر (عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران
[۲] دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران

* **نویسنده مسؤول:** دکتر مسلم انصاری نسب
m.ansarinasab@vru.ac.ir

ارجاع: انصاری نسب مسلم، بیدمال نجمه. بررسی آثار نامتقارن و غیرخطی انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی، شاخص فلاکت و شاخص تولید مواد غذایی بر امید به زندگی در ایران. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت ۱۴۰۴؛ ۱۰(۲): ۴۵-۱۳۶.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۲۶
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۴۰۴/۰۶/۲۸
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۲۹

زمینه و هدف: بررسی آثار انتشار آلاینده‌های زیست محیطی، شاخص فلاکت، شاخص غذایی، نرخ شهرنشینی و مصرف نهایی خانوار بر امید به زندگی در ایران می تواند اطلاعات ارزشمندی برای سیاستگزاران فراهم کند. بنابراین در این مطالعه به اثر این شاخص‌ها پرداخته شده است.

روش پژوهش: در پژوهش حاضر با رویکرد اقتصاد سلامت اثر متغیرهای انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی مخصوصاً انتشار CO_2، شاخص فلاکت، شاخص غذایی، نرخ شهرنشینی و مصرف نهایی خانوار بر امید به زندگی ایرانیان با استفاده از رگرسیون مارکوف سوئیچینگ در نرم افزار Oxmetrics برای دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ برآورد شد. داده ها از بانک جهانی جمع آوری شد. امید به زندگی با استفاده از دو رژیم بیان شد: رژیم یک نشان‌دهنده امید به زندگی بالا و رژیم دو بیانگر امید به زندگی پایین است انتخاب شد.

یافته‌ها: نتایج نشان داد متغیر انتشار CO_2 در هر دو رژیم اثر منفی و معنی‌داری بر امید به زندگی داشته‌است. در رژیم یک، رابطه منفی و معنی‌داری بین متغیر شاخص فلاکت و امید به زندگی مشاهده شده که این رابطه در رژیم دو منفی و غیرمعنی‌دار برآورد شده‌است. شاخص غذایی در هر دو رژیم تأثیر مثبت بر امید به زندگی دارد؛ به‌گونه‌ایکه این رابطه در رژیم یک معنی‌دار و در رژیم دو غیرمعنی‌دار برآورد شده‌است. رابطه مشاهده شده بین متغیر نرخ شهرنشینی در رژیم یک منفی و معنی‌دار و در رژیم دو مثبت و معنی‌دار می‌باشد؛ بنابراین می‌توان گفت که تاثیر نامتقارنی بر امید به زندگی داشته است. مصرف نهایی خانوار در هر دو رژیم تاثیر مثبت و معنی‌داری بر امید به زندگی ایرانیان داشته‌است و ضریب آن در رژیم یک بیشتر از رژیم دو می‌باشد.

نتیجه گیری: براساس یافته‌های مطالعه حاضر، توصیه‌های سیاستی ذیل از جمله کنترل تورم و کاهش بیکاری، تقویت برنامه‌های حمایت اجتماعی، حفاظت از محیط‌زیست پیشنهاد می‌شود؛ لذا، سیاست‌گذاران باید به صورت جامع و تلفیقی به هر دو بعد اقتصادی و زیست‌محیطی توجه کنند تا بتوانند سلامت و رفاه پایدار را برای نسل‌های آینده تضمین کنند.

واژه‌های کلیدی: شاخص فلاکت، بیکاری، تورم، امید به زندگی، ایران

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

مقدمه

از شاخص‌های مهم اقتصادی، تورم و بیکاری است که همواره موردتوجه اقتصاددانان و سیاست‌مداران در جوامع است (۱). شاخص فلاکت (misery index) از مجموع تورم و بیکاری به دست می‌آید. تورم و بیکاری مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر درآمد خانواده می‌باشند. چنانچه مقدار شاخص فلاکت بالا باشد خانواده‌ها پول کمتری برای خرید کالاهای مصرفی خود از جمله استفاده از خدمات بهداشت و درمان در اختیار خواهند داشت (۲). با توجه به اهمیت عملکرد اقتصادی دولت‌ها و تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر وضعیت رفاهی جامعه، برای سنجش میزان رفاه می‌توان از شاخص‌های اقتصادی متفاوتی استفاده نمود. ازآنجاییکه شاخص فلاکت به‌صورت مستقیم رفاه جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، از لحاظ اقتصادی و سیاسی اهمیت فراوان دارد و یکی از معیارهای سنجش عملکرد دولت‌ها و بقای آنان، میزان موفقیت آن‌ها در کاهش تورم و بیکاری و استحکام ثبات و رشد اقتصادی است (۲-۱).

تحقیقات بین‌المللی به طور فزاینده‌ای برای بررسی ارتباط بین شاخص‌های اقتصادی و امید به زندگی انجام شده‌اند. مطالعات نشان می‌دهند که نرخ بیکاری به عنوان یک کلید، تأثیر مستقیم بر شاخص‌های سلامت دارد. عزه و عامدو (۲۰۲۵) در پژوهشی در نیجریه نشان دادند بیکاری تأثیر منفی بر امید به زندگی و تأثیری مثبت بر مرگ و میر کودکان دارد. این مطالعه همچنین نشان داد عواملی مانند جمعیت، نیروی کار کل و هزینه های دولت در بخش سلامت بر امید به زندگی تاثیر دارند (۳). تاثیر عوامل اقتصادی بر امید به زندگی در کشورها با درآمد متفاوت، متفاوت است. میمای و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای بر روی ۳۶ کشور با درآمد بالا و ۶۵ کشور با درآمد متوسط نشان دادند در کشورهای با درآمد بالا، تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد جمعیت و توسعه مالی بیشترین تاثیر را در افزایش امید به زندگی دارند. در مقابل، در کشورهای با درآمد متوسط، امید به زندگی به دلیل افزایش هزینه‌های سلامت، نرخ باروری و مشکلات اقتصادی کاهش می‌یابد (۴).

شواهد تجربی جدید نشان می‌دهد که انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی، شاخص فلاکت و دشواری‌های اقتصادی، تولید و دسترسی به غذا، شهرنشینی و مصرف نهایی خانوار هر یک به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر امید به زندگی اثر می‌گذارند. در ادامه به بررسی این روابط بر اساس مطالعات منتشرشده پرداخته شده‌است.

مطالعات اخیر تأیید می‌کنند که آلودگی هوا و انتشار دی‌اکسیدکربن اثر معنی‌داری بر امید به زندگی دارند. پژوهش انجام‌شده (۲۰۲۳) در کشورهای مکزیک، اندونزی، نیجریه، ترکیه نشان داد توسعه اقتصادی و سرمایه انسانی، امید به زندگی را افزایش می‌دهد، اما آلودگی هوا و اتکا به منابع طبیعی به‌طور چشمگیری آن را کاهش می‌دهد (۵). همچنین در کشورهای آسیای جنوبی (۲۰۲۵) نشان داده شد که انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت امید به زندگی را کاهش می‌دهد، به‌ویژه در کشورهایی که با شهرنشینی سریع و سیاست‌های ضعیف زیست‌محیطی مواجه هستند (۶). مطالعه‌ای (۲۰۲۴) در حوضه دریاچه آرال نیز نشان داد افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و استفاده از انرژی‌های غیرتجدیدپذیر، امید به زندگی را کاهش می‌دهد، درحالیکه هزینه‌های سلامت و تولید کشاورزی اثر مثبت دارند (۷).

فشارهای اقتصادی شامل بیکاری و تورم عموماً رابطه‌ای معکوس با امید به زندگی دارند. مطالعه‌ای (۲۰۲۴) در ایران با استفاده از داده‌های پانل استانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۹ نشان داد بیکاری موجب افزایش مرگ‌ومیر (کاهش امید به زندگی) می‌شود، درحالیکه درآمد بالاتر، مرگ‌ومیر در سالمندان را کاهش می‌دهد. بی‌ثباتی اقتصادی نیز پیامدهای منفی بر سلامت و امید به زندگی دارد (۸). همچنین مطالعه‌ای (۲۰۲۴) در اقتصادهای نوظهور (۱۲۰ کشور) نشان داد تورم و افزایش قیمت مواد غذایی (ناشی از تورم و کاهش قدرت خرید) امید به زندگی را کاهش می‌دهد، به‌ویژه در کشورهای کم‌درآمد (۹).

دسترسی به غذای کافی و تولید داخلی آن از عوامل کلیدی در بهبود امید به زندگی هستند. مطالعه‌ای (۲۰۲۴) نشان داد رابطه‌ای غیرخطی بین قیمت غذا و امید به زندگی وجود دارد: در سطح پایین تا متوسط قیمت غذا، امید به زندگی افزایش می‌یابد، اما پس از گذر از یک آستانه، افزایش قیمت غذا موجب کاهش آن می‌شود (۹). مطالعه‌ای (۲۰۲۱) در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا نیز نشان داده که دسترسی بیشتر به غذا و

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

افزایش مصرف نهایی خانوار با افزایش امید به زندگی همراه است، درحالیکه شاخص فلاکت اثر منفی دارد (۱۰). همچنین در برخی مناطق، تولید کشاورزی نقش مثبتی بر امید به زندگی داشته و توانسته اثر منفی انتشار آلاینده‌ها را تا حدی جبران کند (۷).

شهرنشینی اثرات دوگانه‌ای بر سلامت و امید به زندگی دارد. مطالعه‌ای (۲۰۲۴) در کشورهای مالزی، تایلند، اندونزی، فیلیپین و ویتنام) نشان داد شهرنشینی همراه با رشد اقتصادی و هزینه‌های سلامت، امید به زندگی را افزایش می‌دهد، هرچند انتشار دی‌اکسیدکربن هم‌زمان اثر منفی دارد (۱۱). پژوهشی جهانی (۲۰۲۳) با استفاده از مدل‌سازی بیزی نیز نشان داد شهرنشینی یکی از عوامل مهم در تغییر شکاف جنسیتی امید به زندگی است و در بسیاری از مناطق با کاهش این شکاف همراه بوده، اما اثر آن به شدت تحت تأثیر آلودگی و نابرابری‌های اجتماعی قرار دارد (۱۲). در چین (۲۰۲۵) نیز بررسی تفاوت‌های شهری و روستایی در سالمندان (۶۵ سال به بالا) نشان داد شکاف امید به زندگی بین شهر و روستا در حال کاهش است، هرچند سالمندان روستایی همچنان با نابرابری‌های سلامت مواجه‌اند (۱۳).

مصرف نهایی خانوار که شامل هزینه‌های خانواده‌ها برای غذا، خدمات درمانی و سایر نیازهای اساسی است، شاخصی از رفاه مادی و توان خرید به شمار می‌رود. شواهد نشان می‌دهد افزایش مصرف خانوار، بهبود شرایط تغذیه، مسکن، خدمات سلامت و کیفیت زندگی را در پی دارد و امید به زندگی را افزایش می‌دهد. مطالعه‌ای (۲۰۱۹) در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا رابطه مثبت بین مصرف نهایی خانوار و امید به زندگی را گزارش کرده است (۱۰). همچنین در ایران (۲۰۲۴) افزایش درآمد (که منجر به افزایش مصرف خانوار می‌شود) با کاهش مرگ‌ومیر در سالمندان و افزایش امید به زندگی همراه بوده است (۸).

مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد که بیشتر پژوهش‌ها تا کنون صرفاً به بررسی جداگانه اثر متغیرهای اقتصادی مانند تورم یا بیکاری بر شاخص‌های سلامت پرداخته‌اند. اما آنچه پژوهش حاضر را متمایز می‌سازد، تمرکز آن بر اثر ترکیبی شاخص فلاکت ـ به‌عنوان ترکیبی از تورم و بیکاری ـ بر امید به زندگی در ایران است، آن هم در یک بازه زمانی بلندمدت و با بهره‌گیری از مدل‌های غیرخطی تغییر رژیم مانند مارکوف سوئیچینگ. نکته قابل توجه دیگر در این مطالعه، توجه هم‌زمان به مؤلفه‌های محیط‌زیستی در کنار عوامل اقتصادی است، که به تحلیل جامع‌تری منجر شده است که می‌تواند برای سیاست‌گذاران حوزه‌های اجتماعی و اقتصادی در تدوین برنامه‌هایی مبتنی بر ارتقاء رفاه عمومی مفید واقع شود. لذا این مطالعه به بررسی تاثیر متغیرهای موثر بر امید به زندگی در طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۰ در کشور ایران پرداخته است.

روش پژوهش

داده‌های به‌دست آمده از بانک جهانی طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۹۰ با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ در نرم‌افزار Oxmetrics تحلیل شد. در این تحلیل متغیر امید به زندگی به عنوان متغیر وابسته و سایر متغیرهای ذکر شده در جدول ۱ به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شد.

جدول ۱: معرفی متغیرها

متغیر		علامت	منبع داده‌ها
امید به زندگی	average life expectancy	LIFE	بانک جهانی
استانداردهای زیست محیطی (انتشار CO_2)	environmental standards (CO2 Emission)	ENS	
شاخص فلاکت	economic misery (inflation + unemployment)	MISERY	
شاخص غذایی	availability of food (food index)	FOOD	
نرخ شهرنشینی	urbanization (population in urban areas)	URB	
مصرف نهایی خانوار	household final consumption	FCON	

مدل مارکوف سوئیچینگ یکی از مشهورترین مدل‌های غیرخطی که از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند؛ به‌طوری‌که با تغییر معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌کند تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای را توضیح دهد. ویژگی بدیع مدل مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. به‌بیان‌دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره‌ی قبل (t-1) بستگی دارد. لذا مدل مارکوف سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی را در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند، مناسب است (۱۴-۱۷).

در مدل مارکوف سوئیچینگ فرض شده، رژیمی که در زمان tرخ می‌دهد، قابل مشاهده نیست و بستگی به یک فرآیند غیرقابل مشاهده (s_t) دارد. در یک مدل با دو رژیم، به‌سادگی می‌توان فرض کرد که s_t مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند. بنابراین برای شرح روش فوق، روابط مربوط به یک مدل $AR(۱)$ برای متغیر y_t ، تحت دو رژیم $s_t = ۱$ و $s_t = ۲$ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$y_t = \begin{cases} c_۱ + \rho_۱ y_{t-۱} + \varepsilon_t & if \quad s_t = ۱ \\ c_۲ + \rho_۲ y_{t-۱} + \varepsilon_t & if \quad s_t = ۲ \end{cases} \qquad (۱)$$

و به‌طور خلاصه می‌توان به‌صورت رابطه زیر نوشت:

$$y_t = c_{st} + \rho_{st} y_{t-۱} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

برای تکمیل مدل، باید ویژگی‌های فرآیند s_t را مشخص کرد. در مدل مارکوف -سوئیچینگ، s_t یک فرآیند مارکوف از درجه‌ی اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض، نشان‌دهنده این نکته است که s_t فقط به رژیم دوره‌ی قبل، یعنی $s_{t-۱}$ بستگی دارد (۱۵). با در نظر گرفتن فرض‌های متفاوت برای s_t، مدل‌های متفاوتی ایجاد می‌شود. وقتی s_t برای دوره $(t = ۱,۲,...,T)$ مقدار یک و برای دوره $(t = T_۱ + ۱, T_۱ + ۲, ..., T)$ مقدار دو را اخذ می‌کند، این مدل، مدلی با یک تغییر ساختاری در زمان $T_۱$ می‌باشد. هنگامی‌که s_t متغیر مستقل تصادفی برنولی باشد، این مدل بیانگر مدل انتقال تصادفی کوانت (۱۶) است. اگر s_t به‌عنوان متغیر شاخص در نظر گرفته شود به‌طوری‌که مقدار آن برای $\theta \le c$ برابر با یک $(s_t = ۱)$ و برای $\theta > c$ برابر با دو $(s_t = ۲)$ باشد، که c مقدار آستانه‌ای است، این مدل را مدل آستانه‌ای می‌نامند. زمانی که s_t فرآیند مارکوف را پیروی می‌کند، این مدل را مدل مارکوف سوئیچینگ می‌نامند (۱۴). اگر متغیر y_t از فرآیند اتورگرسیو (خودرگرسیون) مرتبه p تبعیت کرده باشد و دارای m رژیم متفاوت باشد، یعنی $MS(m) - AR(p)$ برای حالت عمومی‌تر به‌صورت فرم زیر می‌توان بازنویسی کرد (۱۸):

$$y_t = \sum_{i=۱}^{m} \left[\sum_{j=۱}^{p} (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it} \right] I_i(s_{t=j}) \qquad (۳)$$

$$I_i(s_{t=j}) = \begin{Bmatrix} s_t = i \rightarrow \\ s_t \neq i \rightarrow \end{Bmatrix}$$

در این مدل ویژگی‌های y_t مشترکاً توسط ویژگی‌های ε_t و متغیر وضعیت s_t تعیین می‌شود، که در آن متغیرهای وضعیت، تغییرات دائمی و مکرر در الگو ایجاد می‌نماید. بنابراین برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمالات حرکت متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است (۱۹). ازآنجایی‌که s_t یک متغیر تصادفی است و تغییرات آن باعث تغییر ساختار معادله می‌شود، لذا لازم نحوه متغیر s_t مشخص شود. در مدل‌های MS فرض بر این است که متغیر s_t از زنجیره مرتبه اول مارکوف تبعیت می‌کند، که در آن رژیم جاری s_t به رژیم قبل آن s_{t-1} وابسته است و به‌صورت زیر است:

$$\Pr[s_t = j \mid s_{t-۱} = i, s_{t-۲} = k, ...; y_{t-۱}, y_{t-۲}, ...] = \Pr[s_t = j \mid s_{t-۱} = i] = p_{ij} \qquad (۳)$$

که در آن p_{ij} بیانگر احتمال انتقال از $s_{t-۱} = i$ به $s_t = j$ است. بنابراین با استفاده از ماتریس احتمال انتقال (transition probability matrix) می‌توان انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را نشان داد. بنابراین برای m رژیم، ماتریس احتمال انتقالات (p) که یک ماتریس $m \times m$ است به‌صورت زیر تعریف می‌شود (۱۵):

$$P = \begin{bmatrix} p_{۱۱} & p_{۱۲} & \cdots & p_{۱m} \\ p_{۲۱} & p_{۲۲} & \cdots & p_{۲m} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ p_{m۱} & p_{m۲} & \cdots & p_{mm} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

بنابراین برای یک مدل ساده که دو رژیم دارد ماتریس آن به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = ۱ \mid s_{t-۱} = ۱) & \Pr(s_t = ۱ \mid s_{t-۱} = ۲) \\ \Pr(s_t = ۲ \mid s_{t-۱} = ۱) & \Pr(s_t = ۲ \mid s_{t-۱} = ۲) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{۱۱} & p_{۱۲} \\ p_{۲۱} & p_{۲۲} \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

در رابطه فوق $p_{ij}(i, j = ۱,۲)$ ، احتمالات انتقال $s_t = j$ را نشان می‌دهد، به‌طوری‌که $s_{t-۱} = i$ و $p_{i۱} + p_{i۲} = ۱$ است. بعد از تخمین ضریب‌های مدل و محاسبه ماتریس انتقال، احتمال

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]
Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

وضعیت j را در هر دوره زمانی براساس اطلاعات کل نمونه (مطالعات ۱ تا T) را می‌توان محاسبه نمود که این مجموعه از احتمالات به‌عنوان احتمالات هموار شده (smoothed probabilities) شناخته شده است. علاوه بر این می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه موردبررسی) محاسبه کرد که به احتمالات فیلتر شده (filtered probabilities) معروف است (۲۰).

یافته‌ها

نتایج نشان داد مقدار آماره آزمون برابر با ۳۷/۱۴۳ می‌باشد و مقدار p معنی‌دار بود (۰/۰۰۱ >)، لذا غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها تأیید می‌شود. رژیم یک نشان‌دهنده امید به زندگی بالا و رژیم دو بیانگر امید به زندگی پایین است. در جدول ۲ نتایج حاصل از این الگو آورده شده است.

جدول ۲: نتایج تخمین مدل مارکوف – سوئیچینگ

متغیر	رژیم یک				رژیم دو			
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار p	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار p
Constant	۱/۰۴۱۲۱	۰/۰۴۷۶۵	۲۱/۸	< ۰/۰۰۱	۰/۳۸۶۹۰۰	۰/۰۰۷۸۵۳	۴۹/۳	< ۰/۰۰۱
ENS	- ۰/۲۰۶۱۳۱	۰/۰۰۷۹۶۵	- ۲۵/۹	< ۰/۰۰۱	- ۰/۰۱۰۱۶۳۷	۰/۰۰۴۲۸۵	- ۲/۳۷	۰/۰۳۴
MISERY	- ۰/۰۱۱۳۵۵۱	۰/۰۰۲۸۴۹	- ۳/۹۹	۰/۰۰۲	- ۰/۰۰۰۵۰۲۷۲۰	۰/۰۰۱۱۴۸	- ۰/۴۳۸	۰/۶۶۹
FOOD	۰/۱۴۲۴۴۸	۰/۰۲۶۲۳	۵/۴۳	< ۰/۰۰۱	۰/۰۰۵۱۷۵۵۳	۰/۰۰۵۳۹۶	۰/۹۵۹	۰/۳۵۵
URB	- ۰/۰۳۱۷۵۳۶	۰/۰۰۲۷۸۳	- ۱۱/۴	< ۰/۰۰۱	۰/۱۷۶۹۵۸	۰/۰۰۱۷۴۷	۱۰۱/۰	< ۰/۰۰۱
FCON	۰/۱۰۹۰۸۴	۰/۰۱۲۶۲	۸/۶۴	< ۰/۰۰۱	۰/۰۱۲۹۴۳۷	۰/۰۰۵۷۰۲	۲/۲۷	۰/۰۴۱
Sigma	۰/۰۰۲۶۸۸۸۹	۰/۰۰۰۴۳۷۴	-	-	۰/۰۰۰۴۰۱۹۰۵	۶/۰۰۵e-۲۹۱	-	-
P{0|0}	۰/۹۷۹۹۹۸	۰/۰۶۷۰۴	-	-	-	-	-	-
P{1|1}	۰/۹۱۸۷۱۵	۰/۰۷۶۲۰	-	-	-	-	-	-
Log-likelihood	۱۵۷/۸۶۸۶۱				-			
AIC:	- ۹/۱۵۲۸۱۳۵۵				SC		- ۸/۴۱۲۶۹۱۱۲	
Mean (c):	۱/۸۵۴۸۸				Se (c)		۰/۰۱۸۸۸۰۴	
LR linearity test	۳۷/۱۴۳				DAVIES		< ۰/۰۰۱	
Approximate upperbound							< ۰/۰۰۱	

طبق جدول ۲ عرض از مبدأ در رژیم یک بیشتر از رژیم دو می‌باشد و ضریب آن برابر با ۱/۰۴۱۲۱ برآورد شده‌است و در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر امید به زندگی داشته‌است. انتشار CO_2 در هر دو رژیم اثر منفی و معنی‌داری بر امید به زندگی داشته‌است، به‌طوری‌که ضریب آن در رژیم یک (۰/۲۰۶۱۳۱ -) کمتر از رژیم دو (۰/۰۱۰۱۶۳۷ -) می‌باشد. در رژیم یک، رابطه منفی و معنی‌داری بین متغیر شاخص فلاکت و امید به زندگی مشاهده شده که ضریب آن برابر با (۰/۰۱۱۳۵۵۱ -) است؛ این رابطه در رژیم دو منفی و غیرمعنی‌دار برآورد شده‌است و ضریب آن (۰/۰۰۰۵۰۲۷۲۰ -) می‌باشد. شاخص غذایی در هر دو رژیم تأثیر مثبت بر امید به زندگی دارد، به‌گونه‌ای این رابطه در رژیم یک معنی‌دار و در رژیم دو غیرمعنی‌دار برآورد شده‌است همچنین ضریب آن در رژیم یک بیشتر از رژیم دو می‌باشد. رابطه مشاهده شده بین متغیر نرخ شهرنشینی در رژیم یک منفی و معنی‌دار و ضریب آن (۰/۰۳۱۷۵۳۶ -) و در رژیم دو مثبت و معنی‌دار که ضریب آن برابر با (۰/۱۷۶۹۵۸) می‌باشد. مصرف نهایی خانوار در هر دو رژیم تاثیر مثبت و معنی‌داری بر امید به زندگی ایرانیان داشته است و ضریب آن در رژیم یک بیشتر از رژیم دو می‌باشد.

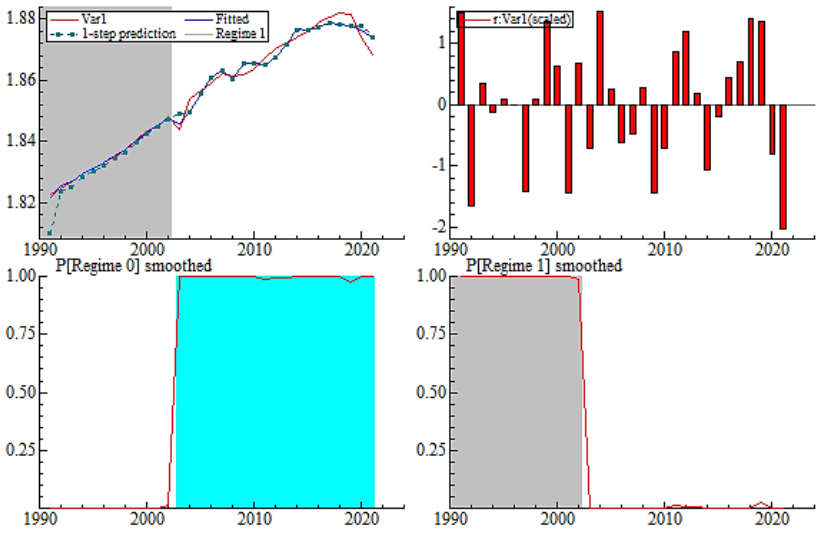
در جدول ۳ جهت بررسی میزان ثبات و ماندگاری رژیم‌ها و نیز احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر، ماتریس احتمالات انتقال استخراج شده به‌صورت زیر است.

جدول ۳: احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

رژیم	رژیم یک	رژیم دو
رژیم یک	۰/۹۸۰۰۰	۰/۰۸۱۲۸۵
رژیم دو	۰/۰۲۰۰۰۲	۰/۹۱۸۷۱

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

نتایج جدول ۳ حاکی از آن است که احتمال ماندن در رژیم یک برابر با (۰/۹۸) و احتمال ماندن در رژیم دو برابر با (۰/۹۱) است. احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو، حدود ۰/۰۸ است. احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک، ۰/۰۲ است. مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم یک نسبت به رژیم دو از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار می‌باشد. لذا در شکل ۱ نمودارهای هموار شده احتمالات رژیم‌های یک و دو و مشاهداتی که رژیم یک و رژیم دو در آن قرار می‌گیرند و همچنین جملات اخلال مدل برآورد شده را نشان می‌دهد.



شکل ۱: احتمال قرار گرفتن در هر رژیم برای امید به زندگی ایرانیان در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱

شکل ۱ نشان می‌دهد که مدل مارکوف – سوئیچینگ به‌خوبی برای امید به زندگی ایرانیان در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ مدلسازی شده‌است. در این شکل، نمودارهای قسمت بالا، جملات خطا که تفاوت مقدار واقعی و تخمینی است را نشان می‌دهد، به‌عبارتی جهت سنجش میزان قدرت مدل در برازش رفتار سری زمانی امید به زندگی، روند واقعی و برازش شده امید به زندگی این نمودارها، مقایسه شده‌اند. بنابراین مدل مارکوف- سوئیچینگ در مدلسازی رفتار این متغیر، به خصوص در برازش نوسانات مثبت و منفی آن از عملکرد قابل قبولی برخوردار بوده است. نمودارهای قسمت پایین به‌طور واضح احتمال قرارگیری در هر رژیم را نشان می‌دهد. در سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۱ در رژیم یک قرار گرفته است. سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۲ در رژیم دو قرار گرفته است. بنابراین می‌توان گفت که رژیم یک میانگین امید به زندگی بالا است و رژیم دو، میانگین با امید به زندگی پایین می‌باشد.

بحث

از مجموع تورم و بیکاری شاخص فلاکت به دست می‌آید که این شاخص تقریباً همیشه موردتوجه اقتصاددانان و سیاست‌مداران بوده است. در پژوهش حاضر با رویکرد اقتصاد سلامت اثر متغیرهای انتشار آلاینده‌های زیست محیطی مخصوصاً انتشار CO_2، شاخص فلاکت، شاخص غذایی، نرخ شهرنشینی و مصرف نهایی خانوار به امید به زندگی ایرانیان با استفاده از رگرسیون مارکوف سوئیچینگ در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ برآورد شد.

متغیر انتشار CO_2 در هر دو رژیم اثر منفی و معنی‌داری بر امید به زندگی داشته است، به‌طوری‌که ضریب آن در رژیم یک کمتر از رژیم دو می‌باشد. نقش آلودگی محیط زیست آنقدر دارای حائز اهمیت می‌باشد که می‌تواند بر شاخص‌های توسعه‌ای اثرگذار باشدکه امید به زندگی یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری شاخص‌های توسعه‌ای می‌باشد. این رابطه تقریباً در تمامی مطالعات از جمله انصاری نسب و بیدمال (۱۴۰۰) (۲۱)، خانزادی و همکاران (۱۳۹۹) (۲۲)، چنگ و همکاران (۲۰۲۱) (۲۳) و چن و همکاران (۲۰۱۹) (۲۴) و غیره مشاهده شده است.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

در رژیم یک، رابطه منفی و معنی‌داری بین متغیر شاخص فلاکت و امید به زندگی مشاهده شده که این رابطه در رژیم دو منفی و غیرمعنی‌دار برآورد شده است. افزایش در نرخ تورم باعث می‌شود که رفاه و رضایت از زندگی کاهش یابد و این کاهش رفاه منجر به ناتوانایی خانوارها در تامین مخارج مصرفی از جمله مخارج بهداشت و سلامت می‌شود. لذا افزایش تورم سبب گران‌تر شدن کالاها و خدمات پزشکی می‌شود که این امر سبب کاهش امید به زندگی می‌شود. افزایش در نرخ بیکاری، دولت را درگیر سیاست‌های مربوط به کاهش بیکاری نموده و در مقایسه با قبل، از توجه به هزینه‌های سلامت باز می‌دارد و منجر به کاهش امید به زندگی می‌شود (۲۵) این رابطه منفی شاخص فلاکت و امید به زندگی در مطالعاتی از جمله گل-خندان (۱۳۹۸) (۲۵)، شهباز و همکاران (۲۰۱۶) (۲۶) ، علی و آیودی (۲۰۱۹) (۱۰) و غیره هم‌خوانی دارد.

شاخص غذایی در هر دو رژیم تأثیر مثبت بر امید به زندگی دارد، به‌گونه‌ای این رابطه در رژیم یک معنی‌دار و در رژیم دو غیرمعنی‌دار برآورد شده است همچنین ضریب آن در رژیم یک بیشتر از رژیم دو می‌باشد. رابطه مشاهده شده بین متغیر نرخ شهرنشینی در رژیم یک منفی و معنی‌دار و در رژیم دو مثبت و معنی‌دار می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که تاثیر نامتقارنی بر امید به زندگی داشته است. مصرف نهایی خانوار در هر دو رژیم تاثیر مثبت و معنی‌داری بر امید به زندگی ایرانیان داشته است و ضریب آن در رژیم یک بیشتر از رژیم دو می‌باشد. هردو نتایج مربوط به شاخص غذایی و نرخ شهرنشینی در یافته‌های مقاله گل‌خندان (۱۳۹۸) (۲۵) نیز تایید شده است.

مطالعات مشابهی مانند تحقیق ایبیکونله و همکاران (۲۰۲۲) (۲۷) در کشورهای آفریقایی با شاخص فلاکت بالا نیز نشان داده‌اند که تورم و بیکاری تأثیر قابل توجهی بر کاهش امید به زندگی دارند، که این امر تأکید بر وجود روندهای جهانی در رابطه بین متغیرهای اقتصادی و سلامت دارد. از سوی دیگر، پژوهش‌های داخلی مانند غفاری‌فرد و همکاران (۱۴۰۲) (۱) و قربانی و همکاران (۱۴۰۰) (۲) نیز بر اهمیت شاخص فلاکت و اثرات آن بر نظام سلامت و رفاه مردم ایران تأکید کرده‌اند که با یافته‌های این مطالعه هماهنگ است.

به طور کلی، یافته‌ها نشان می‌دهد که کاهش شاخص فلاکت از طریق سیاست‌های اقتصادی مناسب مانند کنترل تورم و کاهش بیکاری، نه تنها رفاه اقتصادی بلکه سلامت و امید به زندگی جامعه را بهبود می‌بخشد. همچنین توجه به سلامت محیط زیست و کاهش انتشار آلاینده‌ها می‌تواند به عنوان یک عامل مکمل در ارتقاء کیفیت زندگی مورد توجه قرار گیرد.

از جمله نقاط قوت این مطالعه می‌توان به موارد ذیل اشاره نمود: ۱) برخلاف مطالعات متعارف که صرفاً رابطه‌ی تک‌بعدی متغیرهایی مانند تورم یا بیکاری با شاخص‌های سلامت را تحلیل می‌کنند، این پژوهش با اتخاذ رویکردی تلفیقی به بررسی شاخص فلاکت (ترکیب بیکاری و تورم) و تأثیر آن بر امید به زندگی پرداخته‌است. این نوآوری در انتخاب متغیر تلفیقی، ارزش افزوده علمی قابل توجهی دارد. ۲) همچنین بهره‌گیری از مدل مارکوف سوئیچینگ، مطالعه را از حیث رویکرد تحلیلی در سطح بالاتری قرار می‌دهد و از اتکای صرف به مدل‌های خطی کلاسیک اجتناب شده‌است. ۳) توجه به عوامل محیط‌زیستی در کنار متغیرهای اقتصادی، ورود عوامل محیط‌زیستی به تحلیل، گامی در جهت جامع‌نگری و نزدیک شدن به تحلیل‌های توسعه پایدار است که بسیاری از مقالات بین‌المللی نیز به دنبال آن هستند. محدودیت‌های عمده این پژوهش مربوط به بازه زمانی داده‌ها برای همه متغیرهاست که تا سال‌های اخیر به‌روزرسانی نشده‌اند. این موضوع عمدتاً ناشی از محدودیت دسترسی به داده‌های رسمی و قابل‌اتکا در سطح ملی و بین‌المللی برای سال‌های پس از آن بوده است.

نتیجه گیری

این پژوهش با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ، رابطه اثر بعضی شاخص ها در ایران را در دو رژیم مختلف مورد بررسی قرار داده‌است. نتایج حاکی از این است که شاخص فلاکت به طور معنی‌داری بر کاهش امید به زندگی تأثیر دارد و این تأثیر در رژیم اول که نمایانگر امید به زندگی بالا ، معنی‌دار و در رژیم دوم که بیانگر امید به زندگی پایین و غیرمعنی‌دار برآورد شده‌است. همچنین، انتشار گازهای گلخانه‌ای به عنوان شاخصی از سلامت محیط زیست نیز نقش مهمی در کاهش امید به زندگی ایفا می‌کند.

بر اساس یافته‌های مطالعه حاضر، توصیه‌های سیاستی پیشنهاد می‌شود از جمله: ۱) کنترل تورم و کاهش بیکاری: از آنجاییکه شاخص فلاکت شامل این دو عامل اصلی (تورم و

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

بیکاری) است، اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی هدفمند برای کنترل تورم و تقویت بازار کار می‌تواند به طور مستقیم بر بهبود سلامت روان و افزایش امید به زندگی اثرگذار باشد. ۲) تقویت برنامه‌های حمایت اجتماعی: فراهم کردن حمایت‌های اجتماعی برای اقشار آسیب‌پذیر و بیکاران، کاهش فشارهای اقتصادی و روانی و بهبود دسترسی به خدمات بهداشتی و درمانی می‌تواند اثرات منفی شاخص فلاکت را کاهش دهد. ۳) حفاظت از محیط زیست: با توجه به تأثیر منفی انتشار گازهای گلخانه‌ای بر سلامت جامعه، سیاست‌های کاهش آلاینده‌های محیطی، ترویج انرژی‌های پاک و مدیریت بهتر منابع طبیعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

مشارکت نویسندگان

طراحی پژوهش: م. الف، ن. ب

جمع آوری داده‌ها: م. الف، ن. ب

تحلیل داده‌ها: م. الف، ن. ب

نگارش و اصلاح مقاله: م. الف، ن. ب

سازمان حمایت کننده

این مطالعه از سوی هیچ سازمانی مورد حمایت مالی قرار نگرفته است.

تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

References

1) Ghaffaryfard M, Malekinasr H, Shojaei M. Measuring the index of economic misery in different provinces of Iran in justice-oriented and moderate governments and its long-term economic effects. Iranian Journal of Official Statistics Studies 2024; 31(2): 549-79. [Persian]

2) Ghorbani S, Rezapour A, Eisavi M, Bagheri Faradonbeh S, Moiedfar A. Investigating the relationship between misery index and patients' out-of-pocket payments in Iran's health system. Management Strategies in Health System 2022; 7(3): 281-91. doi: 10.18502/mshsj.v7i3.11396. [Persian]

3) Eze AA, Amedu AN. Re-evaluating the impact of unemployment rate on Health outcomes in Nigeria using an ARDL approach. Journal of Economics Education and Entrepreneurship 2025; 6(1): 11-25. doi: 10.20527/jee.v6i1.13073.

4) Mimi MB, Kibria MG, Selim MM. How do economic, health, environmental and demographic factors affect life expectancy? a novel attempt for developed and developing economies. International Journal of Sustainable Development & World Ecology 2024; 31(7): 776-91. doi: 10.1080/13504509.2024.2335269.

5) Ehota OS, Hongxing Y, Sampene AK. Air pollution and life expectancy: new evidence from the MINT economies. Heliyon 2023; 9(12): e22396. doi: 10.1016/j.heliyon.2023.e22396.

6) Guo A, Ullah O, Zeb A, Din NU, Hussain S. Unveiling health dynamics: exploring the impact of CO2 emissions, urbanization, and renewable energy on life expectancy and infant mortality in SAARC countries (1990–2022). Natural Resources Forum 49(2): 1795-1822. doi: 10.1111/1477-8947.12460.

7)Saidmamatov O, Saidmamatov O, Sobirov Y, Marty P, Ruzmetov D, Berdiyorov T, et al. Nexus between life expectancy, CO2 emissions, economic development, water, and agriculture in Aral Sea basin: empirical assessment. Sustainability 2024; 16(7): 2647. doi: 10.3390/su16072647.

8) Neshat Ghojagh HM, Agheli L, Faraji Dizaji S, Kabir MJ, Taghvaee V. Economic instability, income, and unemployment effects on mortality: using SUR panel data in Iran. International Journal of Health Economics and Management 2024; 24(4); 555-70. doi: 10.1007/s10754-024-09376-1. PMID: 38656735.

9) Barkat K, Alsamara M, Mimouni K, Jarallah S. The effects of food affordability on life expectancy in emerging countries. Agricultural Economics 2024; *55*(5): 795-822. doi:10.1111/agec.12850.

10) Amjad A, Audi , Roussel Y. Economic misery, urbanization and life expectancy in MENA nations: an empirical analysis. International Journal of Economics and Financial 2021; 11(5): 17-25. doi: 10.32479/ijefi.11650.

11) Amin NA, Shaari MS, Sulong A, Masnan F. The impacts of urbanization and economic growth on life expectancy in the ASEAN-5 countries. Asian People Journal (APJ) 2024; *7*(1): 126-37. doi: 10.37231/apj.2024.7.1.605.

12) Ren Z, Wang S, Liu X, Yin Q, Fan J. Associations between gender gaps in life expectancy, air pollution, and urbanization: a global assessment with bayesian spatiotemporal modeling. International Journal of Public Health 2023; 68:1605345. doi: 10.3389/ijph.2023.1605345.

13) Chen Y, Fan X, Shen S, Chen Y, Pan Z, Chen Z, et al. Exploring urban–rural inequities in older adults life expectancy: a case study in Zhejiang, China for

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

health equity. Frontiers in Public Health 2025; 13: 1439857. doi: 10.3389/fpubh.2025.1439857.
14) Hamilton JD. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica 1989; 57(2): 357-84. doi: 10.2307/1912559.
15) Barghi Oskooee MM. The effect of real exchange rate volatility on the export of Iran's petrochemicals: markov-switching approach. Monetary & Financial Economics 2015; 21(8): 202-31. doi: 10.22067/pm.v21i8.45865. [Persian]
16) Quandt RE. A new approach to estimating switching regressions. Journal of the American Statistical Association 1972; 67(338): 306-10. doi: 10.2307/2284373 .
17) Goldfeld SM, Quandt RE. A markov model for switching regressions. Journal of Econometrics 1973; 1(1): 3-15. doi: 10.1016/0304-4076(73)90002-X.
18) Jalaee SA, Shakibaee A, Nejati M, Ansari Nasab M. An investigation of economic factors affecting output gap in the Iranian economy. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics 2017; 3(4): 77-100. [Persian]
19) Fallahi F, PourabdalhanQuech M, Bahboodi D, Mohseni Zanozi FS. The asymmetric effects of oil revenue shocks on output in Iran using markov-switching approach. Iranian Energy Economics 2013; 2(7): 103-27. [Persian]
20) Ansarinasab M, Farzam V, Asghari Nejad A. Examining the Balassa-Samuelson hypothesis, with an emphasis on the relative abundance of skilled and unskilled labor: A Markov-Switching approach. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics 2020; 7: 27-52. [Persian]
21) Ansarinasab M, Bidmal N. The impact of environmental pollutants emission (carbon dioxide) on life expectancy of men and women in Iran. Iranian Journal of Health and Environment 2022; 14(4): 747-62. [Persian]
22) Khanzadi A, Jalilian S, Moradi S, Heidarian M. Analyzing effects of environment quality improvement on life expectancy in Iran (based on economic approach). Environmental Science and Technology 2020; 22(1): 336-49. [Persian]
23) Cheng J, Ho HC, Webster C, Su H, Pan H, Zheng H, et al. Lower-than-standard particulate matter air pollution reduced life expectancy in Hong Kong: a time-series analysis of 8.5 million years of life lost. Chemosphere 2021; 272: 129926. doi: 10.1016/j.chemosphere.2021.129926. PMID: 33607490.
24) Chen C-C, Chen P-S, Yang C-Y. Relationship between fine particulate air pollution exposure and human adult life expectancy in Taiwan. Journal of Toxicology and Environmental Health, Part A 2019; 82: 826-32. doi: 10.1080/15287394.2019.1658386, PMID: 31438783.
25) Golkhandan A. Long-term impact of economic misery on the life expectancy in Iran. Health Research Journal 2019; 4(2): 104-11. [Persian]
26) 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: 1299-316. doi: 10.1007/s11205-015-0927-4.
27) Ibikunle JA, Oyerinola DS, Tosin–Amos AD. Food inflation and child health in Africa: evidence from countries with high misery index. Acta Economica 2022; 20(37): 167-87. doi: 10.7251/ACE2237167A.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

Manage Strat Health Syst

Research Article

Investigating the Asymmetric and Nonlinear Effects of Environmental Pollution, Misery Index, Food Production Index, Urbanization Rate, and Household Final Consumption on Life Expectancy in Iran

Moslem Ansarinasab [*1], Najmeh Bidmal [2]

[1] Associate Professor, Department of Economics, School of Administrative Sciences and Economics, Vali-e-Asr University, Rafsanjan, Iran
[2] Ph.D. student of International Economics, Department of Economics, School of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran

*** Corresponding Author:** Moslem Ansarinasab
m.ansarinasab@vru.ac.ir

Citation: Ansarinasab M, Bidmal N. Investigating the Asymmetric and Nonlinear Effects of Environmental Pollution, Misery Index, Food Production Index, Urbanization Rate, and Household Final Consumption on Life Expectancy in Iran. Manage Strat Health Syst 2025; 10(2): 136-45.

Received: April 15, 2025
Revised: September 19, 2025
Accepted: September 20, 2025

Funding: The authors have no support or funding to report.

Competing Interests: Competing Interests: The authors have declared that no competing interest exist.

A B S T R A C T

Background: Examining the effects of environmental pollution emissions, the misery index, the food index, the urbanization rate, and household final consumption on life expectancy in Iran can provide valuable insights for policymakers. Therefore, this study investigates the impacts of these indicators.
Methods: In the present study, with the approach of health economics, the effect of the variables of emission of environmental pollutants, especially CO_2 emission, misery index, food index, urbanization rate and household final consumption on the life expectancy of Iranians was estimated using Markov switching regression in in Oxmetrics software for the period 1990 to 2021. Life expectancy was modeled through two regimes: regime1, representing high life expectancy, and regime 2, representing low life expectancy
Results: The results indicated that CO_2 emission variable in both regimes has had a negative and significant effect on life expectancy. In regime 1, there is a negative and significant relationship between the variable of the misery index and life expectancy, which is estimated to be negative and insignificant in regime 2. The food index has a positive effect on life expectancy in both regimes.. In a way, this relationship has been estimated to be significant in regime 1 and non-significant in regime 2. The observed relationship between the urbanization rate variable is negative and significant in regime 1 and positive and significant in regime two. Therefore, it can be said that it had an asymmetric effect on life expectancy. Household final consumption in both regimes has had a positive and significant effect on the life expectancy of Iranians, and its coefficient is higher in regime 1 than regime 2.
Conclusion: Based on the findings of this study, the following policy recommendations are proposed: controlling inflation and reducing unemployment, strengthening social support programs, and protecting the environment. Therefore, policymakers are encouraged to adopt a comprehensive and integrated approach that addresses both economic and environmental dimensions in order to ensure sustainable health and well-being for future generations.

Key words: Misery index, Unemployment, Inflation, Life expectancy, Iran

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i2.19846]

Copyright: © 2025 The Author(s); Published by Shahid Sadoughi University of Medical Sciences. This work is licensed under a Creative Commons Attribution Non-Commercial 4.0 International license (https://creativecommons. org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.