Volume 25, Issue 3 (May- June 2026)

PAYESH

Journal of the Iranian Institute for Health Sciences Research

The effect of economic growth and its instability on life expectancy in Iran

Seyed Ali Aleemran[1*]

1. Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Received: 25 October 2024
Accepted for publication: 18 January 2026
[EPub a head of print- 27 April 2026]
Payesh: 2026; 25(3): 309- 317

Abstract

Objective(s): Life expectancy is one of the most important indicators of health and the outcome of various economic, social, environmental and other factors. As health and medical indicators improve, life expectancy will increase. Therefore, this index is considered one of the indicators for measuring the progress and backwardness of countries. Accordingly, the present study seeks to investigate the impact of economic growth and its instability on life expectancy in Iran.

Methods: This research method is a causal-analytical in nature and has an applied objective. The statistics and data about the variables used in this study are extracted from economic time series database of Central Bank of the Islamic Republic of Iran and World Development Indicators. Also, Econometric tool used in research is EViews 13 Software and the econometric methods are EGARCH and Johansen-Juselius methods over the period of first quarter of 2011 to fourth quarter of 2023, and the geographical scope is the country of Iran.

Results: The results indicate that in the long-run, one percent increase in the GDP increase life expectancy by 2.13 percent and one percent increase in economic growth instability decrease life expectancy by 11.62 percent.

Conclusion: Based on the results of this research, it is recommended that economic policy makers take an effective step towards improving the level of health by applying appropriate policies to increase economic growth and reduce its instability.

Keywords: Life Expectancy, Economic Growth, EGARCH Method, Johansen-Juselius Method

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]

[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]

[*] Corresponding author: Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran
E-mail: s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

سال بیست و پنجم، شماره سوم، خرداد ـ تیر ۱۴۰۵

پایش

نشریه پژوهشکده علوم بهداشتی جهاددانشگاهی

تأثیر رشد اقتصادی و بی‌ثباتی آن بر امید به زندگی در ایران

سیدعلی آل‌عمران*

۱. گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۸/۴
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۲۸
[نشر الکترونیک پیش از انتشار- ۷ اردیبهشت ۱۴۰۵]
نشریه پایش: ۳۱۷- ۳۰۹ :(۳)۲۵؛ ۱۴۰۵

چکیده

مقدمه: امید به زندگی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سلامت و برآیند عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، زیست محیطی و غیره است. هرچه شاخص‌های بهداشتی و درمانی بهبود یابد باعث افزایش امید به زندگی خواهد شد. بنابراین این شاخص یکی از شاخص‌های سنجش پیشرفت و عقب ماندگی کشورها محسوب می‌شود. بر این اساس پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر رشد اقتصادی و بی‌ثباتی آن بر امید به زندگی در ایران بود.

مواد و روش کار: این مطالعه از نوع علی- تحلیلی و هدف آن کاربردی بود. آمار و داده‌های مربوط به متغیرهای به‌کاربرده شده در پژوهش نیز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران و شاخص‌های توسعه‌ی جهان استخراج شده است. ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم‌افزار EViews نسخه ۱۳ و روش‌های اقتصادسنجی به کار برده شده در پژوهش، روش گارچ نمایی و روش جوهانسن- جوسیلیوس بوده و دامنه‌ی زمانی پژوهش فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است.

یافته‌ها: نتایج نشان داد در بلندمدت، یک درصد افزایش در متغیر تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۲/۱۳ درصد در امید به زندگی شده و یک درصد افزایش در متغیر بی‌ثباتی رشد اقتصادی باعث کاهش ۱۱/۶۲ درصد در امید به زندگی می‌شود.

نتیجه گیری: با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی از طریق اعمال سیاست‌های مناسب در جهت افزایش رشد اقتصادی و کاهش بی‌ثباتی آن، گامی مؤثر در جهت ارتقای سطح سلامت بردارند.

کلید واژه‌ها: امید به زندگی، رشد اقتصادی، روش گارچ نمایی، روش جوهانسن- جوسیلیوس

* نویسنده پاسخگو: تبریز، دانشگاه تبریز، دانشکده اقتصاد و مدیریت، گروه علوم اقتصادی
E-mail: s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]

[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]

مقدمه

سلامت به‌عنوان موضوعی مطرح در هر جامعه، به مثابه‌ی بخشی از فرهنگ آن جامعه، با مفاهیم خاصی بیان می‌شود. بیشترین تلقی از سلامت که مطرح می‌شود، این است که به‌عنوان نعمت در نظر گرفته می‌شود و ارزش آن به درستی شناخته نمی‌شود، مگر هنگامی که از دست برود [۱]. در تلاش برای رفاه نوع بشر، سلامتی به‌عنوان وسیله و هدفی مهم و ارزشمند محسوب شده و بر همین اساس اقتصاددانان و سیاست‌گذاران توجه زیادی در یافتن روش و سازوکار بهینه برای ارتقای سلامتی جامعه داشته‌اند [۲]. با توجه به این‌که انسان سالم از یک‌طرف محور توسعه‌ی پایدار و از طرف دیگر، سلامتی برای بهره‌مند شدن انسان‌ها از مواهب توسعه، موضوعی ضروری است، توجه به سلامتی و تلاش برای حفظ، ارتقا و گسترش آن، همواره یک اولویت محسوب می‌شود [۳]. امید به زندگی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سلامت و برآیند عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، زیست محیطی و غیره است. هرچه شاخص‌های بهداشتی و درمانی بهبود یابد باعث افزایش امید به زندگی خواهد شد. بنابراین این شاخص یکی از شاخص‌های سنجش پیشرفت و عقب ماندگی کشورها محسوب می‌شود [۴].

رشد اقتصادی مهم‌ترین شاخص در تعیین رفاه هر کشور و یکی از شاخص‌های مدنظر اقتصاددانان، دولت‌ها و سازمان‌های اقتصادی بین‌المللی است که اغلب با مفهوم توسعه، مترادف در نظر گرفته می‌شود. اهمیت نرخ رشد بالا به خوبی شناخته شده است و به شکل گسترده‌ای در نظریه و عمل پذیرفته شده است؛ زیرا بدون رشد هیچ توسعه‌ی اقتصادی و اجتماعی حاصل نخواهد شد. رشد اقتصادی بالا هدف نیست، بلکه ضرورت است که باعث افزایش سطح کیفیت زندگی کشورها می‌شود [۵]. رشد اقتصادی از چندین کانال می‌تواند بر سلامت تأثیرگذار باشد. اول این‌که افزایش رشد اقتصادی باعث گسترش نظام سلامت و افزایش زیربناهای بهداشت و درمان می‌شود. دوم این‌که افزایش رشد اقتصادی باعث افزایش درآمد افراد جامعه شده که نتیجه‌ی آن توجه بیشتر مردم به سلامتی خود و صرف رقم‌های بیشتر در بهداشت و درمانشان خواهد بود. سوم آن‌که افزایش رشد اقتصادی باعث فراهم ساختن امکان پیشرفت‌های بیشتر در فناوری‌های پزشکی می‌شود [۶]. چهارم آن‌که، رشد اقتصادی باعث می‌شود که دولت‌ها سیستم سلامت عمومی بهتری را فراهم ساخته و سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌هایی را که به‌طور مستقیم یا غیر مستقیم بر سلامت اثرگذار هستند را افزایش دهند [۷]. از طرفی بی‌ثباتی رشد اقتصادی از یک طرف باعث بی‌ثباتی درآمد افراد جامعه شده و از طرف دیگر باعث وقوع نااطمینانی اقتصادی از جمله نااطمینانی تورمی شده که پیامد آن نیز افزایش تورم خواهد بود. طوری که بی‌ثباتی درآمد افراد و افزایش تورم منجربه کاهش درآمد واقعی افراد شده و سهمی از درآمد افراد که صرف بهداشت و درمانشان می‌شد کاهش یافته و در نتیجه سطح سلامت کاهش می‌یابد.

از این‌رو با توجه به اهمیت امید به زندگی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سلامت و هم‌چنین اهمیت رشد اقتصادی به‌عنوان مهمترین شاخص در تعیین رفاه هر کشور، این پژوهش به دنبال بررسی تأثیر رشد اقتصادی و بی‌ثباتی آن بر امید به زندگی در ایران است. فرضیه‌های مطرح شده در پژوهش نیز به این صورت است که: الف) رشد اقتصادی تأثیر مثبت بر امید به زندگی در ایران دارد. ب) بی‌ثباتی رشد اقتصادی تأثیر منفی بر امید به زندگی در ایران دارد.

Patterson در پژوهشی به بررسی این سؤال پرداخته است که آیا رشد اقتصادی برای سلامت جامعه خوب است؟ نتایج پژوهش گواه از آن داشته است که رشد اقتصادی از برخی جهات، سلامتی را در بعضی از کشورها ارتقا می‌دهد [۸]. Bul and Moracha در مطالعه‌ای با استفاده از روش‌های حداقل مربعات تجمیعی و اثرات ثابت دوطرفه به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر سلامت در جنوب صحرای آفریقا در فاصله‌ی زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۵ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که رشد اقتصادی باعث بهبود امید به زندگی می‌شود [۹]. Lange and Vollmer در پژوهشی به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر سلامت جامعه پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که تأثیر رشد اقتصادی بر سلامت جامعه نسبتا پیچیده و غیر قطعی است [۷]. Penas و همکاران در مطالعه‌ای با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی به بررسی ارتباط بین تولید ناخالص داخلی و مخارج مراقبت‌های سلامت در ۳۱ کشور عضو OECD در فاصله‌ی زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حکایت از آن داشته است که مخارج سلامت نسبت به تغییرات ادورای درآمد سرانه؛ در مقایسه با تغییرات روند، بسیار حساس است [۱۰]. محمدزاده و همکاران در پژوهشی با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر روی کیفیت محیط زیست و سلامت عمومی در کشورهای منتخب با درآمد متوسط به بالا در فاصله‌ی زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۳ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش گواه از آن دارد که رشد اقتصادی با بهبود سلامت عمومی همراه بوده ولی موجب تخریب محیط زیست نیز می‌شود [۱۱].

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]

[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان بیان داشت که اکثر مطالعات انجام شده، به نتیجه‌ی تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر سلامت رسیده‌اند. از طرفی بر اساس جستجوی پژوهشگر، در ایران در رابطه با تأثیر بی‌ثباتی رشد اقتصادی بر سلامت مطالعه‌ای انجام نگرفته است. از این‌رو این پژوهش در صدد بررسی تأثیر رشد اقتصادی و بی‌ثباتی آن بر امید به زندگی در ایران بود.

مواد و روش کار

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی- تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش گردآوری اطلاعات نیز از نوع کتابخانه‌ای و آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به‌کاربرده شده در پژوهش نیز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران و شاخص‌های توسعه‌ی جهان استخراج شده است. هم‌چنین ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم‌افزار EViews نسخه‌ی ۱۳ و قلمرو زمانی پژوهش فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ و قلمرو مکانی پژوهش کشور ایران است. روش‌های اقتصادسنجی به کار برده شده در پژوهش، روش گارچ نمایی و روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس بوده و مدل به‌کاررفته در پژوهش نیز به‌صورت رابطه‌ی (۱) است که در آن LLIE: لگاریتم امید به زندگی، LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت سال پایه‌ی ۱۳۹۵، VOL: بی‌ثباتی رشد اقتصادی (محاسبه شده از تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت سال پایه‌ی ۱۳۹۵)، U: جملات پسماند مدل و اندیس t متغیرها نشان‌گر زمان است.

$$LLIE_t = \alpha_1 + \alpha_2\, LGDP_t + \alpha_3\, VOL_t + U_t \quad (1)$$

مدل گارچ نمایی توسط (Nelson, 1991) پیشنهاد گردید. این مدل روش دیگری برای فرمول‌بندی واریانس شرطی است که عبارت است از:

$$\ln\sigma_t^2 = \omega + \beta\, \ln\sigma_{t-1}^2 + \gamma\, \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (2)$$

و می‌توان آن را به‌صورت زیر نیز نوشت:

$$\ln\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta\, \ln\sigma_{t-1}^2 + \gamma\, \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \quad , \quad \alpha_0 = \omega - \alpha\sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad , \quad \alpha_1 = \alpha \quad (3)$$

این مدل دارای چند مزیت است. اولا در این مدل، متغیر وابسته یعنی σ_t^2 به‌صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت یا منفی باشند که در هر حالت σ_t^2 مثبت خواهد بود. بدین ترتیب نیازی به اعمال محدودیت غیرمنفی بر روی ضرایب نیست. ثانیا در این مدل اثر شوک‌های نامتقارن نیز در نظر گرفته می‌شود. زیرا γ ضریب u_{t-1} است که u_{t-1} می‌تواند مثبت یا منفی باشد. به‌عنوان مثال اگر σ_t^2 بیان‌گر تغییرپذیری بازدهی سهام باشد، γ اثر شوک‌های منفی و مثبت را بیان می‌کند، در حالی که α ضریبی است که فقط قدرمطلق $|u_{t-1}|$ را در نظر می‌گیرد. در این‌جا نیز اگر $\gamma = 0$ باشد، متقارن و در غیر این‌صورت، نامتقارن است. اثر شوک‌های مثبت برابر با $\alpha + \gamma$ و اثر شوک‌های منفی برابر با $\alpha - \gamma$ است. اگر γ منفی باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. بنابراین، اثر شوک‌های مثبت و منفی فقط در صورتی یکسان است که $\gamma = 0$ باشد [۱۲].

شایان ذکر است برای استخراج شاخص بی‌ثباتی رشد اقتصادی با استفاده از روش گارچ نمایی، ابتدا با استفاده از روش باکس جنکینز (Box- Jenkins Method)، مدل ARIMA پیش‌بینی کننده‌ی رفتار متغیر رشد اقتصادی از فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ تخمین زده شده است. به‌طوری‌که چون آزمون مانایی مربوط به متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی حاکی از انباشته بودن این متغیر از مرتبه‌ی یک است، از این‌رو از تفاضل مرتبه‌ی اول آن برای مدل‌سازی ARIMA استفاده شده و بر اساس نمودار همبستگی نگار مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی؛ بهترین مدل ARIMA که فاقد خودهمبستگی‌های سریالی بوده و دارای ناهمسانی واریانس باشد، ARIMA(1,1,2) انتخاب شده است که در انتخاب ARIMA مذکور جهت بررسی خودهمبستگی‌های سریالی از آزمون بریوش گادفری (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) و جهت بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون آرچ (ARCH) استفاده شده است و نتایج آن‌ها در جداول (۱) و (۲) آورده شده است. در نهایت معادله‌ی واریانس شرطی مطابق با رابطه‌ی (۴) با استفاده از روش گارچ نمایی برآورد و در نهایت به استخراج بی‌ثباتی رشد اقتصادی پرداخته شده است. رابطه‌ی (۴) یک مدل EGARCH(0,1) بوده و همان‌طور که آماره‌ی Z مربوط به ضرایب نشان می‌دهد، ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند.

$$\ln(\sigma^2) = \underset{}{-2.20} - \underset{(z=-2.23)}{0.50\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}\right)} + \underset{(z=3.98)}{0.78\ln(\sigma_{t-1}^2)} \quad (4)$$

فرض کنید مجموعه‌ای از g متغیر $(g \geq 2)$ داریم که حداکثر I(1) هستند و احتمال می‌رود هم‌انباشته باشند. یک سیستم VAR با k وقفه شامل متغیرهایی است که به صورت زیر باشد:

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]
[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]

$$y_t = \underset{g\times 1}{\beta_1 y_{t-1}} + \underset{g\times g}{\beta_2 y_{t-2}} + \ldots + \underset{g\times 1}{\beta_k y_{t-k}} + \underset{g\times 1}{u_t} \qquad (5)$$

به منظور استفاده از آزمون جوهانسن، لازم است که سیستم VAR فوق به شکل مدل تصحیح خطای برداری [Vector Error Correction Model (VECM)] زیر درآید:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \qquad (6)$$

که در آن:

$$\Pi = (\sum_{i=1}^{k} \beta_i) - I_g \quad , \quad \Gamma_i = (\sum_{j=1}^{i} \beta_j) - I_g$$

VAR شامل g متغیر اولین تفاضل در سمت چپ و k-1 وقفه از تفاضلات متغیر وابسته در سمت راست است که به هرکدام ماتریس Γ ضمیمه شده است. از آن‌جا که آزمون جوهانسن می‌تواند از طول وقفه‌ی به کار رفته در VECM تاثیر بپذیرد، تعیین طول وقفه‌ی بهینه در این حالت امری ضروری است. آزمون جوهانسن، روی بررسی ماتریس Π تمرکز یافته است. Π می‌تواند به‌عنوان ماتریس ضرایب بلندمدت تعبیر شود، زیرا در حالت تعادل، تمام Δy_{t-i}ها برابر صفر خواهند بود و با جایگذاری ارزش مورد انتظار جملات خطای $\hat{u}_t$ (یعنی صفر) در معادله، خواهیم داشت $\Pi y_{t-k} = 0$. آزمون هم‌انباشتگی بین y ها، با بررسی رتبه‌ی ماتریس Π در مقابل مقادیر ویژه‌ی آن محاسبه می‌شود. رتبه‌ی یک ماتریس برابر تعداد ریشه‌های غیر صفر معادله‌ی مشخصه (مقادیر ویژه) آن است. مقادیر ویژه که با λ_i نشان داده می‌شوند ریشه‌های معادله‌ی مشخصه هستند و به ترتیب $\lambda_1 \succ \lambda_2 \succ \ldots \succ \lambda_g$ مرتب می‌شوند. مقدار ویژه‌ی λ_1 بزرگ‌ترین (یعنی نزدیک به یک) و λ_g کوچک‌ترین (یعنی نزدیک به صفر) است. اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند، رتبه‌ی ماتریس Π به‌طور معنادار از صفر فاصله نخواهد داشت (بنابراین برای هر i، $\lambda_i \cong 0$). آماره‌ی آزمون، $Ln(1-\lambda_i)$ نیست بلکه λ_i است ولی باز هم نتایج یکسان خواهد بود زیرا اگر $\lambda_i = 0$ باشد، $Ln(1-\lambda_i) = 0$ خواهد بود. حال فرض کنید رتبه‌ی Π برابر یک باشد، آن‌گاه مقدار $Ln(1-\lambda_i)$ منفی خواهد بود و برای هر $i \succ 1$ $Ln(1-\lambda_i) = 0$ می‌شود. اگر مقدار ویژه‌ی i ام غیر صفر باشد، آن‌گاه، برای هر $i \succ 1$ $Ln(1-\lambda_i) \prec 0$ می‌شود. یعنی برای این‌که رتبه‌ی ماتریس Π برابر یک باشد، بزرگ‌ترین مقدار ویژه می‌بایست به صورت معنادار از صفر فاصله داشته باشد، در حالی‌که سایر مقادیر ویژه نمی‌بایست به صورت معنادار از صفر اختلاف داشته باشند. در رویکرد جوهانسن، دو آماره‌ی آزمون وجود دارد که عبارتند از:

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{g} Ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (7)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -TLn(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad (8)$$

که r تعداد بردارهای هم‌انباشتگی تحت فرضیه‌ی صفر و $\hat{\lambda}_i$ مقدار برآورد شده‌ی i امین مقدار ویژه (مرتب شده) از ماتریس Π است.

در واقع هر چه $\hat{\lambda}_i$ بزرگ‌تر باشد، $Ln(1-\hat{\lambda}_i)$ منفی‌تر و بنابراین آماره‌ی آزمون منفی‌تر خواهد شد. هر مقدار ویژه به یک بردار هم‌انباشتگی (Co Integration Vector) منتسب است که بردار ویژه نامیده می‌شود. یک مقدار ویژه که به صورت معنادار از صفر اختلاف دارد، بیان‌گر یک بردار هم‌انباشتگی است.

λ_{trace} آزمونی است که در آن فرضیه‌ی صفر بیان‌گر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشتگی است و فرضیه‌ی مقابل وجود تعداد نامعینی (و بیشتر از r) بردار هم‌انباشتگی است. این آزمون با مقدار ویژه‌ی p شروع می‌کند و سپس پی در پی بزرگ‌ترین مقدار حذف می‌شود. وقتی برای تمام $i = 1,2,\ldots,g$ ، $\lambda_i = 0$ باشد، داریم $\lambda_{trace} = 0$. $\lambda_{\max}$ آزمون جداگانه‌ای برای هر مقدار ویژه انجام می‌دهد. فرضیه‌ی صفر این آزمون برابری تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با r است و فرضیه‌ی مقابل این است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی r+1 است. جوهانسن و جوسیلیوس برای دو آماره‌ی مذکور، مقادیر بحرانی محاسبه نموده‌اند. توزیع آماره‌ی آزمون غیر استاندارد است و اندازه‌ی مقادیر بحرانی به مولفه‌های g-r، تعداد اجزای غیر پایا و این‌که آیا در هریک از معادلات جمله‌ی ثابت وجود دارد یا نه، بستگی دارد. عرض از مبداها می‌توانند در بردارهای هم‌انباشتگی حضور داشته باشند و یا به‌عنوان جمله‌ی اضافی در VAR لحاظ شوند. وجود جمله‌ی ثابت در VAR، معادل وجود یک روند در فرایند ایجاد داده‌ها برای داده‌های سطح است. اوستروالد و لنوم مجموعه‌ی کامل‌تری از مقادیر ویژه را برای آزمون جوهانسن فراهم آورده‌اند. اگر آماره‌ی آزمون از مقادیر بحرانی جداول جوهانسن بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود تعداد r بردار هم‌انباشتگی را به نفع فرضیه‌ی مقابل مبنی بر وجود r+1 بردار هم‌انباشتگی (برای λ_{trace}) یا بیشتر از r بردار هم‌انباشتگی (برای $\lambda_{\max}$)، رد می‌کنیم. تحت فرضیه‌ی صفر، آزمون به صورت

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]

[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]

پی در پی برای $r = 0,1,...,g-1$ انجام می‌شود به‌طوری‌که برای $\lambda_{\max}$ داریم:

$$\begin{array}{ll} H_0: & r = 0 \qquad H_1: \quad 0 \prec r \le g \\ H_0: & r = 1 \qquad H_1: \quad 1 \prec r \le g \\ H_0: & r = 2 \qquad H_1: \quad 2 \prec r \le g \\ & \vdots \qquad\qquad \vdots \\ H_0: & r = g-1 \qquad H_1: \quad r = g \end{array}$$

در اولین مرحله‌ی آزمون، فرضیه‌ی صفر بیان‌گر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی است (به این معنی که رتبه‌ی ماتریس Π صفر است). اگر این فرضیه‌ی صفر رد نشود، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ‌گونه بردار هم‌انباشتگی نداریم و آزمون به اتمام می‌رسد، در حالی‌که اگر فرضیه‌ی صفر $H_0: r = 0$ رد شود، فرضیه‌ی صفر جدید $H_0: r = 1$ در برابر فرضیه‌ی مقابل مبنی بر وجود تعداد بیش از یک بردار هم‌انباشتگی خواهد شد و به همین ترتیب ادامه خواهد یافت تا این‌که فرضیه‌ی صفر رد نشود. بنابراین، مقدار r به صورت پیوسته افزایش می‌یابد تا زمانی‌که فرضیه‌ی صفر دیگر رد نشود [۱۳].

یافته ها

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۳) آمار توصیفی متغیرهای به‌کاررفته در مدل پژوهش را نشان می‌دهد. برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller Test) استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H_0 و به عبارتی وجود ریشه‌ی واحد، رد می‌شود. جدول (۴) آزمون مانایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در آزمون مانایی مربوط به سطح متغیرهای لگاریتم امید به زندگی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و بی‌ثباتی رشد اقتصادی، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک-کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تأیید قرار گرفته و متغیرهای لگاریتم امید به زندگی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و بی‌ثباتی رشد اقتصادی ، نامانا در سطح هستند. در آزمون مانایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای مذکور، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای یاد شده، مانا در تفاضل مرتبه‌ی اول و یا به عبارتی دیگر I(1) هستند. شایان ذکر است با توجه به این‌که داده‌های مورد استفاده در پژوهش، فصلی هستند، از این‌رو از آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی (HEGY Seasonal Unit Root Test) نیز برای آزمون مانایی متغیرها استفاده شد. نتایج مربوط به این آزمون حاکی از وجود ریشه‌ی واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه‌ی واحد غیرفصلی در متغیرهای لگاریتم امید به زندگی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و بی‌ثباتی رشد اقتصادی بود.

برآورد مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری (Vector Autoregressive Model) است که در این بین به‌دست آوردن طول وقفه‌ی بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها است. چرا که تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید (White noise) و در نتیجه مانا یا I(0) هستند [۱۴]. بر اساس نتایج حاصل از تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خود توضیح برداری با استفاده از معیار شوارتز- بیزین برای رابطه‌ی (۱)، وقفه‌ی نه به‌عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب شده است. باتوجه به این‌که متغیرهای رابطه‌ی (۱) دارای مرتبه‌ی هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی مانا در تفاضل مرتبه‌ی اول هستند؛ می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی نه؛ به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری برای رابطه‌ی (۱)، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر (Trace Matrix) و حداکثر مقادیر ویژه (Maximum Eigen Value)، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای رابطه‌ی (۱) پرداخته شده است. جدول (۵) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را برای رابطه‌ی (۱) نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ملاحظه می‌شود، نتایج آماره‌ی آزمون ماتریس اثر و آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه، حاکی از وجود دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای رابطه‌ی (۱) بوده است. در ادامه، رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) مطابق رابطه‌ی (۹) انتخاب شده‌است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب، متناسب با نظریه‌های اقتصادی بوده و هم‌چنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردار بهینه‌ی انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ علامت ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]

[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]

مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار هستند. به‌طوری‌که بر اساس رابطه‌ی (۹) در بلندمدت یک درصد افزایش در متغیر تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۲/۱۳ درصد در امید به زندگی شده و یک درصد افزایش در متغیر بی‌ثباتی رشد اقتصادی باعث کاهش ۱۱/۶۲ درصد در امید به زندگی می‌شود.

$$LLIE = -30.16 + \underset{t=2.87}{2.13}LGDP - \underset{t=-2.14}{11.62}VOL \quad (9)$$

در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۶) نشان داده شده است. با توجه به جدول مذکور ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا {ECM}؛ معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی‌یک بوده و برابر رقم ۰/۱۰- به دست آمده است. این عدد بیان‌گر این مطلب است که در هر دوره ۰/۱۰ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۱: بررسی خود همبستگی‌های سریالی با استفاده از آزمون بریوش گادفری

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	۰/۳۲۴۵	۰/۹۹۱۸۹۵	F- statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی اول
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	۰/۳۰۴۳	۱/۰۵۵۳۸۹	nr^2	
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	۰/۴۷۹۰	۰/۷۴۸۲۷۵	F- statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	۰/۴۴۷۲	۱/۶۰۹۳۱۴	nr^2	

جدول ۲: بررسی ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون آرچ

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۰	۲۴/۴۵۳۲۴	F- statistic	آزمون ناهمسانی واریانس
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۰	۲۴/۹۹۸۳۹	nr^2	آزمون ناهمسانی واریانس

جدول ۳: آمار توصیفی متغیرها

VOL	LGDP	LLIE	نام متغیر
۰/۰۰۵۳۳۵	۱۶/۳۳۴۲۵	۴/۳۱۶۷۶۵	میانگین
۰/۰۰۵۰۴۹	۱۶/۳۲۶۴۸	۴/۳۱۶۰۱۶	میانه
۰/۰۱۲۱۶۳	۱۶/۴۵۲۷۵	۴/۳۳۴۹۵۸	ماکزیمم
۰/۰۰۱۹۶۵	۱۶/۲۵۵۱۶	۴/۲۹۶۴۰۷	مینیمم
۰/۰۰۱۹۶۳	۰/۰۶۵۴۰۵	۰/۰۱۰۸۵۳	انحراف معیار

جدول ۴: بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

تفاضل مرتبه‌ی اول		سطح		نام متغیر
۲/۱۱-	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	۲/۴۹-	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	LLIE
۱/۹۴-	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	۲/۹۲-	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	
۲/۸۱-	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	۲/۴۵-	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	LGDP
۱/۹۴-	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	۳/۵۱-	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	
۷/۴۱-	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	۲/۵۱-	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	VOL
۱/۹۴-	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	۲/۹۲-	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	

جدول ۵: نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0*	r ≥ 1	۸۸/۸۳	۳۵/۰۱	۰/۰۰۰۰
r ≤ 1*	r ≥ 2	۳۱/۹۶	۱۸/۳۹	۰/۰۰۰۴
r ≤ 2	r ≥ 3	۳/۷۷	۳/۸۴	۰/۰۵۲۰

نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0*	r = 1	۵۶/۸۶	۲۴/۲۵	۰/۰۰۰۰
r ≤ 1*	r = 2	۲۸/۱۸	۱۷/۱۴	۰/۰۰۰۸
r ≤ 2	r = 3	۳/۷۷	۳/۸۴	۰/۰۵۲۰

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]

[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]

جدول ۶: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
D(LLIE)	-	-	-
ECM	-۰/۱۰۶۶۳۹	۰/۰۵۵۵۲	-۱/۹۲۰۵۶

بحث و نتیجه گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر رشد اقتصادی و بی‌ثباتی آن بر امید به زندگی در ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول ۱۳۹۰ تا فصل چهارم ۱۴۰۲ بود. بر این اساس با استفاده از روش گارچ نمایی، بی‌ثباتی رشد اقتصادی استخراج شد و سپس جهت بررسی تأثیر رشد اقتصادی و بی‌ثباتی آن بر امید به زندگی در ایران از روش جوهانسن- جوسیلیوس استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد که رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر امید به زندگی در ایران داشته و بی‌ثباتی رشد اقتصادی تأثیر منفی و معنی‌دار بر امید به زندگی در ایران دارد. از این‌رو فرضیه‌های پژوهش مورد تأیید علمی قرار می‌گیرند. در رابطه با تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر امید به زندگی در ایران می‌توان گفت که افزایش رشد اقتصادی از طریق الف) گسترش نظام سلامت و افزایش زیربناهای بهداشت و درمان ب) افزایش درآمد افراد جامعه و به دنبال آن افزایش سهم درآمدهای اختصاص داده شده‌ی افراد به بهداشت و درمانشان ج) فراهم ساختن امکان پیشرفت‌های بیشتر در فناوری‌های پزشکی د) افزایش فراهم‌سازی سیستم سلامت عمومی بهتر توسط دولت و هم‌چنین افزایش سرمایه‌گذاری‌های دولت در زیرساخت‌هایی که به‌طور مستقیم یا غیر مستقیم بر سلامت اثرگذار هستند، باعث افزایش سطح سلامتی می‌شود. بر این اساس همان‌طور که اکثر مطالعات پیشین انجام گرفته نظیر مطالعات Patterson [۸]، Bul and Moracha [۹] و محمدزاده و همکاران [۱۱] حکایت از تأثیر مثبت و معنی‌دار رشد اقتصادی بر سلامت داشته‌اند، نتایج پژوهش حاضر نیز همسو با نتایج مطالعات یاد شده است. در رابطه با تأثیر منفی بی‌ثباتی رشد اقتصادی بر سلامت می‌توان بیان داشت که افزایش بی‌ثباتی رشد اقتصادی از طریق ایجاد بی‌ثباتی در درآمد افراد جامعه و هم‌چنین ایجاد نااطمینانی اقتصادی از جمله نااطمینانی تورمی و تشدید تورم، باعث کاهش درآمد واقعی افراد شده و در نتیجه سهمی از درآمد افراد که به بهداشت و درمان اختصاص داده می‌شد کاهش یافته و به دنبال آن سلامت کاهش می‌یابد. در چهار دهه‌ی گذشته با وجود درآمدهای فراوان نفتی رشد تولید در کشور ما بسیار نوسانی و پایین بوده است. معمولا در مدل‌های رشد، رشد به منابع کار، سرمایه، انرژی، پیشرفت فنی و سرمایه‌ی انسانی منتسب می‌شود. اما آزمون تجربی این مدل‌ها بیان‌گر این است که تنها بخشی از تفاوت رشد کشورها به این عوامل مربوط است و بخش قابل ملاحظه‌ای از این تفاوت به عوامل دیگری مربوط می‌شود. به‌طوری‌که کندی رشد تولید را می‌توان به نبود فضای کسب و کار، رواج فعالیت‌های نامولد، بی‌ثباتی قیمت‌های کلیدی، ضعف تحقیق و توسعه، رانت‌جویی عوامل اقتصادی، وجود انحصارات در اقتصاد، عدم توازن میان اجزاء و بخش‌های اقتصادی و نبود تعامل و سازگاری میان آن‌ها و نبود تعامل منطقی و سازگاری ارگانیک میان اجزاء و زیرمجموعه‌های صنعت، رواج فساد و قاچاق، واردات بی‌رویه‌ی رقیب تولید داخل، هزینه فرصت بالای منابع سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تولیدی، سرمایه‌گذاری سوداگرانه در زمین و مسکن و بعضا طلا و ارز به‌عنوان رقیب سرمایه‌گذاری صنعتی، عدم توجه به جنبه‌های نرم‌افزاری صنایع و تأکید یک‌سویه بر صرف جنبه‌های سخت‌افزاری آن، ضعف حقوق مالکیت، نبود نظام پولی و مالی شفاف و مسئول و دغدغه‌دار توسعه‌ی کشور، نظام مالیاتی تبعیض‌آمیز، وجود اطلاعات نامتقارن و نااطمینانی، خطر بالای تصمیم‌گیری‌ها به خاطر بی‌ثباتی متغیرهای قیمتی، رواج افق‌های کوتاه‌مدت و نگرش‌های کوته‌نگر در محافل تصمیم‌گیری و در هنگام ارزیابی پروژه‌ها، عدم رسوخ دانش و فن‌آوری و روش‌های تولید صنعتی و کشاورزی، مشکل مقیاس و مکان‌یابی، ضعف نگرش‌ها و ذهنیت مردم و مسئولان و ... منتسب کرد [۱۵]. از این‌رو با توجه به نتایج به‌دست آمده از پژوهش، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی از طریق اعمال سیاست‌های مناسب در جهت اصلاح موارد یاد شده، زمینه‌ی افزایش رشد اقتصادی و کاهش بی‌ثباتی آن را فراهم ساخته و گامی مؤثر در جهت ارتقای سطح سلامت بردارند.

سهم نویسندگان

سید علی آل عمران: طراحی و تدوین مطالعه، جمع‌آوری اطلاعات، تحلیل داده‌ها، نگارش مقاله، ویرایش نهایی

تشکر و قدردانی

نویسنده مقاله از داوران محترم نهایت قدردانی و تشکر را دارد.

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]

[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]

منابع

1. Motaghi S. The determinants of life expectancy in islamic countries (based on homogeneous income groups). Economics Research 2015; 14: 185-205 [Persian]
2. Khanzadi A, Jalilian S, Moradi S, Heidarian M. Analyzing effects of environment quality improvement on life expectancy in Iran (based on economic approach). Journal of Environmental Science and Technology 2020; 22: 333-349 [Persian]
3. Shayan M, Ghanbari S, Salmanpoor F. Explained factors affecting health indicators in rural area: case study of rural zarrindasht county. Journal of Geographical Notion 2018; 9: 90-110 [Persian]
4. Sarlak A, Savari A. The impact of socio-economic factors on life expectancy in Iran. Journal of Healthcare Management Research 2016; 7: 7-15 [Persian]
5. Akbari M, Farkhonde M, Ayagh Z. The relationship between infrastructures and human capital with economic growth: a study on the moderating role of the knowledge-based economy indexes. Journal of Science and Technology Policy Letters 2018; 7: 5-16 [Persian]
6. Asady M, Nikooghadam M, Harati J. Mutual relationship between government health expenditures and economic growth in selected countries of MENA region: simultaneous equation system approach. Jornal of Economics and Modelling 2017; 8: 55-87 [Persian]
7. Lange S, Vollmer S. The effect of economic development on population health: a review of the empirical evidence. British Medical Bulletin 2017; 121: 47-60
8. Patterson A.C. Is economic growth good for population health? a critical review. Canadian Studies in Population 2023; 50: 1-29
9. Bul A.M, Moracha O.R. Effects of economic growth on health outcomes: a panel data study of Sub-Saharan Africa. International Journal of Science and Business 2020; 4: 35-60
10. Penas S.L, Prieto D.C, Fernandez C.B. On the relationship between GDP and health care expenditure: a new look. Economic Modelling 2013; 32: 124-129
11. Mohammadzadeh Y, Mokhtari E, Asvar A. The impact of economic growth on environmental quality and public health. Environmental Researches 2019; 9: 3-18 [Persian]
12. Souri A. Econometrics.Volume 2, 2th Edition, Farhangshenasi: Tehran, 2014 [in Persian]
13. Aflatooni A. Statistical analysis in accounting and financial management by EViews. 2th Edition, Termeh: Tehran, 2017 [in Persian]
14. Hooshmand M , Fahimi Dooab R. Eatimation of long-run relationship between crude oil price and real exchange rate of US Dollar. Quarterly Knowledge and Development 2011; 17: 98-134 [Persian]
15. Shakeri A. An introduction to Iran's economy. First Edition, Rafe: Tehran, 2016 [Persian]

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-15]

[DOI: 10.66224/payesh.25.3.309]