

Impressibility of Health from the Stock Market; from the Chanel of Economic Growth in Iran¹

Aleemran S. A²

Abstract

Introduction: Nowadays, as much as the level of health both mental and physical, decrease in the society, development and progress will be disordered, therefore, societies that seek to achieve sustainable development, pay special attention to the health of their members. Accordingly, the present study seek to investigate the impact of stock market on health in Iran.

Methods: This research method is an analysis-causal and it's target is application and 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 Toda - Yamamoto and Johansen-Juselius methods over the period of first quarter of 2011 to fourth quarter of 2023 for country of Iran.

Results: There is a one-way causality relationship from the stock market to health in Iran. Also, one pecent increase in TEPIX increases the health by 0.011 percent.

Conclusion: According the results, it is recommended that economic policy makers increase the attractiveness of the stock market by creating trust, transparency and symmetrical information in the stock market and forming a deep and competitive stock market and provide the necessary ground for improving the level of health in the country.

Keywords: Life Expectancy, Stock Market, Toda – Yamamoto Method, Johansen-Juselius Method.

1- **Cite this article:** Aleemran, Seyed Ali (2026). Impressibility of Health from the Stock Market; from the Chanel of Economic Growth in Iran. *Health Management*, 16(4): 51-59.

2- Assistant Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran (Corresponding Author), s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

اثرپذیری سلامت از بازار سهام؛ از کانال رشد اقتصادی در ایران^۱

سیدعلی آل عمران^۲

چکیده

مقدمه: امروزه هرچه میزان سلامتی اعم از روانی و جسمانی در جامعه کاهش یابد؛ امر توسعه و پیشرفت دچار خلل خواهد شد. از این رو جوامعی که به دنبال رسیدن به توسعه پایدار هستند به سلامتی اعضای خود توجه ویژه دارند. با توجه به اهمیت سلامتی در جوامع، لازم است تا عوامل مؤثر بر آن مورد بررسی قرار گیرند. بر این اساس پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر بازار سهام بر سلامت در ایران است.

روش پژوهش: روش به کار برده شده در پژوهش حاضر، از نوع علی - تحلیلی بوده و هدف پژوهش کاربردی می باشد. آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به کار برده شده در پژوهش نیز از بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی بانک مرکزی و شاخص های توسعه ی جهان استخراج شده است. ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم افزار Eviews نسخه ی ۱۳ و روش های اقتصادسنجی به کار برده شده در پژوهش، روش علیت تودا و یاماموتو و روش هم انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس بوده و دامنه ی زمانی پژوهش فاصله ی زمانی فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است.

یافته ها: رابطه ی علیت یک طرفه از بازار سهام به سمت سلامت در ایران وجود داشته و همچنین یک درصد افزایش در شاخص کل بورس باعث افزایش ۰/۱۱ درصد در امید به زندگی می شود.

نتیجه گیری: با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش، پیشنهاد می شود که سیاست گذاران اقتصادی از طریق ایجاد اعتماد، شفافیت و اطلاعات متقارن در بازار سهام و تشکیل بازار سهام عمیق و رقابتی، جذابیت بازار سهام را افزایش داده و زمینه ی لازم برای ارتقای سطح سلامتی در کشور را فراهم سازند.

کلید واژه ها: امید به زندگی، بازار سهام، روش تودا و یاماموتو، روش جوهانسن - جوسیلیوس.

۱- استناد به این مقاله: آل عمران، سیدعلی (۱۴۰۴). اثرپذیری سلامت از بازار سهام؛ از کانال رشد اقتصادی در ایران. مدیریت بهداشت و درمان، ۱۶(۴): ۵۱-۵۹.

۲- استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

مقدمه

سلامت گنجینه‌ای ارزشمند [۱] و یک وضعیت نسبی، مطلوب و قابل دستیابی است که در آن فرد می‌تواند طیف گسترده‌ای از توانایی‌های منحصر به فرد خود را از نظر جسمی، روانی، اجتماعی، اقتصادی، عاطفی و شغلی در تعامل با محیط زندگی خود به فعلیت برساند [۲]. در هر جامعه‌ای، نیروی انسانی به‌عنوان مهم‌ترین سرمایه محسوب می‌شود که سلامت آن‌ها در فرایند توسعه نقش تعیین‌کننده دارد. امروزه هرچه میزان سلامتی اعم از روانی و جسمانی در جامعه کاهش یابد؛ امر توسعه و پیشرفت دچار خلل خواهد شد. از این‌رو جوامعی که به دنبال رسیدن به توسعه‌ی پایدار هستند به سلامتی اعضای خود توجه ویژه دارند [۳]. بر این اساس با توجه به اهمیت سلامتی در جوامع، لازم است تا عوامل مؤثر بر آن مورد بررسی قرار گیرند.

مبانی نظری گواه از آن دارند رشد اقتصادی که یکی از مهم‌ترین اهداف کلان اقتصادی است که دولت‌ها در هر کشوری به دنبال رسیدن به آن می‌باشند، منجر به بهبود سطح سلامتی می‌شود. به‌طوری‌که الف) با افزایش رشد اقتصادی، نظام سلامت گسترش یافته و زیربنای بهداشت و درمان افزایش می‌یابد. ب) با افزایش رشد اقتصادی، درآمد افراد جامعه افزایش یافته و مردم به سلامتی خود بیشتر می‌اندیشند و رقم‌هایی که صرف بهداشت و درمان می‌کنند افزایش می‌یابد. ج) با افزایش رشد اقتصادی، امکان پیشرفت‌های بیشتر در فناوری‌های پزشکی فراهم می‌شود [۴]. طوری‌که پژوهش‌های انجام شده توسط Niu و همکاران [۵]، Thoa و همکاران [۶] و پناهی و آل عمران [۷] نیز حاکی از تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر سلامت می‌باشند. همچنین رونق بازار سهام به‌عنوان دماسنج فعالیت‌های اقتصادی کشور نیز منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. به‌طوری‌که بازار سهام برای سرمایه‌گذاران فرصتی را فراهم می‌سازد تا با هزینه‌های معقول به دور از بازار اعتبار، سرمایه‌ی خود را افزایش داده و در نتیجه از موضوع اطلاعات نامتقارن فرار کنند. این امر باعث تشویق شرکت‌ها به افزایش سرمایه‌گذاری‌هایشان شده

و از این‌رو کارایی تخصیص منابع را بهبود بخشیده و در نتیجه رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد [۸]. بر اساس جستجوی پژوهش‌گر، اغلب مطالعات انجام شده در زمینه‌ی بررسی تأثیر بازار سهام بر رشد اقتصادی، حاکی از تأثیر مثبت بازار سهام بر رشد اقتصادی می‌باشند که از جمله می‌توان به مطالعات Gollopeni و همکاران [۹]، Sharmin [۱۰]، Bekhti و همکاران [۱۱]، فرمان‌آرا و همکاران [۱۲]، احسانی و همکاران [۱۳] و خادم‌علیزاده [۱۴] اشاره نمود.

از این‌رو با توجه به تأثیر مثبت بازار سهام بر رشد اقتصادی از یک طرف و تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر سلامت از طرف دیگر، سؤال پژوهش به این صورت است که تأثیر بازار سهام بر سلامت در ایران چگونه است؟ بر این اساس در پژوهش حاضر برای یافتن پاسخ سؤال پژوهش ابتدا با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو، رابطه‌ی علیت (یک‌طرفه یا دوطرفه) بین بازار سهام و سلامت در ایران مورد بررسی قرار گرفته و در صورت تأیید رابطه‌ی علیت از بازار سهام به سمت سلامت، با استفاده از روش جوهانسن - جوسیلیوس؛ نوع تأثیر بازار سهام بر سلامت در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه‌ی مطرح شده در پژوهش نیز به این صورت است که: الف) رابطه‌ی علیت از بازار سهام به سمت سلامت در ایران وجود دارد. ب) بازار سهام تأثیر مثبت بر سلامت در ایران دارد.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، بعد از مقدمه در بخش دوم؛ روش پژوهش و در بخش سوم یافته‌های پژوهش آورده شده و بحث و نتیجه‌گیری نیز بخش پایانی پژوهش را به خود اختصاص می‌دهند.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی - تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش جمع‌آوری 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 و شاخص‌های توسعه‌ی جهان استخراج شده است. همچنین ابزار

جدای از این که متغیرهای x_{1t} و x_{2t} هم‌گرا (Integrated) از هر درجه‌ای، غیر هم‌جمع یا هم‌جمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود. زاپاتا و رامبالدی (Zapata & Rambaldi) بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و فقط اطلاع از رتبه‌ی مدل خودتوضیح برداری و درجه‌ی پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند [۱۵].

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:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t \quad (3)$$

$g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times 1$

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:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (4)$$

که در آن:

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

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 به عنوان 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

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 علیت تودا و یاماموتو و روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس بوده و مدل به کار رفته در پژوهش نیز به صورت رابطه‌ی (۱) است که در آن LLE: لگاریتم امید به زندگی، LSP: لگاریتم شاخص کل بورس، U : جملات پسماند مدل و اندیس t متغیرها نشان گر زمان می‌باشد.

$LLE_t = \alpha_1 + \alpha_2 LSP_t + U_t \quad (1)$

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل VAR تعدیل یافته برای بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آن‌ها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها (K) بهینه‌ی مدل VAR و سپس درجه‌ی پایایی ماکزیمم (d_{max}) را تعیین کرد و یک مدل VAR با تعداد وقفه‌های ($K + d_{max}$) تشکیل داد. البته فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $K \geq d_{max}$ باشد. پس اگر مدل دو متغیره‌ی زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم که $K + d_{max} = 2$ باشد، رابطه‌ی (۲) را خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

که در آن، $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$ بردار جملات اخلال و از نوع اغتشاش سفید (White noise) است.

به عنوان مثال، برای آزمون این فرضیه که X_2 علت گرنجر X_1 نیست، محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ را آزمون می‌کنیم. آماره‌ی آزمون مورد استفاده، آماره‌ی والد (Wald) است که توزیع χ^2 مجانبی (Asymptotic) با درجه‌ی آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر دارد. آماره‌ی آزمون مورد استفاده

صورت معناداری از صفر اختلاف دارد، بیان گر یک بردار هم‌انباشتگی است.

λ_{trace} آزمونی است که در آن فرضیه‌ی صفر بیان گر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشتگی است و فرضیه‌ی مقابل وجود تعداد نامعینی (و بیشتر از r) بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. این آزمون با مقدار ویژه‌ی p شروع می‌کند و سپس پی در پی بزرگ‌ترین مقدار حذف می‌شود. وقتی برای تمام $i = 1, 2, \dots, g$ ، $\lambda_i = 0$ باشد، داریم $\lambda_{trace} = 0$

λ_{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 (۱۹۹۰) 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 این که 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 فرآیند ایجاد داده‌ها برای داده‌های سطح است. اوستروالد و لنوم (۱۹۹۲) 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 λ_{max})، رد می‌کنیم. تحت فرضیه‌ی صفر، آزمون به صورت پی در پی برای $r = 0, 1, \dots, g - 1$ انجام می‌شود به‌طوری که برای λ_{max} داریم:

$$\begin{array}{ll} H_0: r = 0 & H_1: 0 < r \leq g \\ H_0: r = 1 & H_1: 1 < r \leq g \\ H_0: r = 2 & H_1: 2 < r \leq g \\ \vdots & \vdots \\ H_0: r = g - 1 & H_1: r = g \end{array}$$

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 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_g$ 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 معناداری از صفر فاصله نخواهد داشت (بنابراین برای هر $i \geq 0$ ، $\lambda_i \cong 0$). آماره‌ی آزمون، λ_i نیست بلکه $\ln(1 - \lambda_i)$ 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 $i > 1$ $\ln(1 - \lambda_i) = 0$ می‌شود. اگر مقدار ویژه‌ی i ام غیر صفر باشد، آن‌گاه، برای هر $i > 1$ $\ln(1 - \lambda_i) < 0$ می‌شود. یعنی برای این که رتبه‌ی ماتریس Π برابر یک باشد، بزرگ‌ترین مقدار ویژه می‌بایست به صورت معناداری از صفر فاصله داشته باشد، در حالی که سایر مقادیر ویژه نمی‌بایست به صورت معناداری از صفر اختلاف داشته باشند. در رویکرد جوهانسن، دو آماره‌ی آزمون وجود دارد که عبارتند از:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

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 (Cointegration Vector) متناسب است که بردار ویژه نامیده می‌شود. یک مقدار ویژه که به

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 حالی که 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 این که فرضیه‌ی صفر رد نشود. بنابراین، مقدار r به صورت پیوسته افزایش می‌یابد تا زمانی که فرضیه‌ی صفر دیگر رد نشود [۱۶].

در ادامه، به بررسی پایایی متغیرها پرداخته و پس از انتخاب وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری (Vector Autoregressive Model)، ابتدا با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو، رابطه‌ی علیت (یک‌طرفه یا دوطرفه) بین بازار سهام و سلامت در ایران مورد بررسی قرار گرفته و در صورت تأیید رابطه‌ی علیت از بازار سهام به سمت سلامت، با استفاده از روش جوهانسن - جوسیلیوس؛ نوع تأثیر بازار سهام بر سلامت در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

یافته‌ها

با توجه به به‌کارگیری داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که می‌بایست در مدل‌سازی این‌گونه داده‌ها رعایت شود مقوله‌ی پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است. از این‌رو برای بررسی پایایی و ناپایایی و

وجود ریشه‌ی واحد 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 (۱) آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به‌کاررفته در مدل، قدرمطلق آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تأیید قرار گرفته و متغیرها، ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها، 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 متغیرها، پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول و یا به عبارتی دیگر $I(1)$ می‌باشند. لازم به ذکر است که با توجه به این که داده‌های مورد استفاده در پژوهش، فصلی می‌باشند، از این‌رو از آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی (HEGY Seasonal Unit Root Test) نیز برای آزمون پایایی 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 و لگاریتم شاخص کل بورس بود.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته

Table 1- Investigating the stationary of variables using the Augmented Dickey-Fuller unit root test

نام متغیر	تفاضل مرتبه‌ی اول	سطح	آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم‌یافته
LLE	۲/۷۸ -	آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم‌یافته	۳/۳۰ -
	۱/۹۴ -	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	۳/۵۰ -
	۳/۷۹ -	آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم‌یافته	۱/۸۳ -
LSP	۲/۹۲ -	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	۳/۵۰ -
		مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	

تعداد پنج وقفه مطابق روابط (۴) و (۵) استفاده می‌شود. تعداد پنج وقفه از جمع درجه‌ی پایایی ماکزیمم و وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خود توضیح برداری به دست آمده است.

$$LLE_t = C_1 + \sum_{i=1}^5 \alpha_{1i} LLE_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{1i} LSP_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$LSP_t = C_2 + \sum_{i=1}^5 \alpha_{2i} LLE_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{2i} LSP_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

جدول (۲) نتایج مربوط به آزمون والد در مورد معنی‌داری ضرایب با وقفه‌ی متغیرهای به کاررفته در روابط (۴) و (۵) را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، یک رابطه‌ی علیت گرنجری یک‌طرفه از شاخص کل بورس به سمت امید به زندگی وجود دارد.

جدول ۲- نتایج مربوط به آزمون والد در مورد معنی‌داری ضرایب

Table 2- Results of the Wald test on the significance of the coefficients

نتیجه گیری	ارزش احتمال	آماره‌ی آزمون والد (χ^2)	فرضیه‌ی H_0	متغیر تاثیرگذار	متغیر وابسته
LSP $\rightarrow$ LLE	۰/۰۹۹۲	۱۳/۴۸	$\beta_{1i} = 0 \text{ \& } (i=1, \dots, 5)$	LSP	LLE
LLE $\rightarrow$ LSP	۰/۸۶۳۵	۱/۸۹	$\alpha_{2i} = 0 \text{ \& } (i=1, \dots, 5)$	LLE	LSP

است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و همچنین ضریب متغیر توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشد. همان‌طور که در بردار بهینه‌ی انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ علامت ضریب متغیر لگاریتم شاخص کل بورس بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. به‌طوری‌که یک درصد افزایش در شاخص کل بورس باعث افزایش ۰/۰۱۱ درصد در امید به زندگی می‌شود.

$$LLE = 4.21 + 0.011LSP \quad (6)$$

$t=2.79$

در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۴) نشان داده شده است. با توجه به جدول ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا $\{ECM\}$ ؛ معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر رقم ۰/۰۲- به دست آمده است. این عدد بیان‌گر این مطلب است که در هر دوره ۰/۰۲ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

با توجه به مبانی نظری مربوط به روش علیت تودا و یاماموتو، در این روش به اطلاعاتی در مورد درجه‌ی پایایی متغیرها و وقفه‌ی بهینه نیازمندیم. بر اساس نتایج مربوط به پایایی متغیرها در جدول (۱) هردو متغیر لگاریتم امید به زندگی و لگاریتم شاخص کل بورس پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشند. از این‌رو بزرگ‌ترین درجه‌ی پایایی مربوط به متغیرهای مزکور، درجه‌ی یک می‌باشد. همچنین با توجه به کم‌تر بودن حجم مشاهدات از صد، به منظور تعیین مقدار وقفه‌ی بهینه، از معیار تعیین وقفه‌ی شوارتز استفاده شده است که بر اساس این معیار، وقفه‌ی چهار به‌عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب شده است. در ادامه به منظور بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین دو متغیر لگاریتم شاخص کل بورس و لگاریتم امید به زندگی، از یک مدل خودتوضیح برداری با

باتوجه به این‌که متغیرهای مدل، انباشته از مرتبه‌ی یک می‌باشند؛ می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسن-جوسیلیوس جهت تعیین تعداد بردارهای هم‌گرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی چهار؛ به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر (Trace Matrix) و حداکثر مقادیر ویژه (Maximum Eigen Value)، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده است. جدول (۳) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای هم‌گرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهند. همان‌طور که در جدول ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج هردو آماره‌ی آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه؛ وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده و از این‌رو می‌توان بیان نمود که یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

در ادامه، رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) مطابق رابطه‌ی (۶) انتخاب شده

جدول ۳- نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

 Table 3- Results of the trace matrix test (χ_{trace}) and the maximum eigenvalue test (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماری آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0^*$	$r \geq 1$	۳۰/۵۲	۲۰/۲۶	۰/۰۰۱۴
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۴/۷۹	۹/۱۶	۰/۳۰۶۹
نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماری آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0^*$	$r = 1$	۲۵/۷۳	۱۵/۸۹	۰/۰۰۱۱
$r \leq 1$	$r = 2$	۴/۷۹	۹/۱۶	۰/۳۰۶۹

جدول ۴- الگوی تصحیح خطای برداری

Table 4- Vector error correction model

الگوی تصحیح خطای برداری برای رابطه‌ی ۶				
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماری t	
D(LLE)	-	-	-	
ECM	-۰/۰۲۵۴۹۲	۰/۰۰۶۵۲	-۳/۹۱۱۱۲	

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر بازار سهام بر سلامت در ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ است. بر این اساس ابتدا با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو، رابطه‌ی علیت (یک‌طرفه یا دوطرفه) بین بازار سهام و سلامت در ایران مورد بررسی قرار گرفت و پس از تأیید رابطه‌ی علیت از بازار سهام به سمت سلامت، با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس؛ به بررسی نوع تأثیر بازار سهام بر سلامت در ایران پرداخته شد. نتایج پژوهش نشان داد که رابطه‌ی علیت یک‌طرفه از بازار سهام به سمت سلامت در ایران وجود داشته و همچنین بازار سهام تأثیر مثبت و معنی‌دار بر سلامت در ایران دارد. از این‌رو فرضیه‌های پژوهش مورد تأیید علمی قرار می‌گیرند. در رابطه با تأثیر مثبت بازار سهام بر سلامت در ایران می‌توان بیان داشت که بازار سهام از طریق جذب پس‌اندازهای راکد و نقدینگی سرگردان و تزریق آن‌ها به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد، میزان سرمایه‌گذاری در کشور را افزایش داده که پیامد آن افزایش تولید (رشد اقتصادی) می‌باشد. رشد اقتصادی باعث کاهش تورم شده و در نتیجه درآمد واقعی افراد افزایش یافته و در نتیجه سهمی از درآمد افراد که به بهداشت و درمانشان اختصاص داده می‌شود افزایش یافته و سلامتی افزایش می‌یابد. از طرفی افزایش رشد اقتصادی باعث افزایش زیربنای بهداشت و

درمان و همچنین فراهم شدن امکان پیشرفت‌های بیشتر در فناوری‌های پزشکی شده و از این طریق نیز باعث بهبود سلامتی می‌شود. از این‌رو پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی از طریق ایجاد اعتماد، شفافیت و اطلاعات متقارن در بازار سهام و تشکیل بازار سهام عمیق و رقابتی، جذابیت بازار سهام را افزایش داده و زمینه‌ی لازم برای ارتقای سطح سلامتی در کشور را فراهم سازند. همچنین برای پژوهش‌های آتی نیز پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- ✓ اثرپذیری سلامت از بازار سهام با لحاظ تحریم‌های موجود
- ✓ اثرپذیری سلامت از شوک‌های بازار سهام با استفاده از روش خودتوضیح برداری

قدردانی

نویسنده مقاله از همکاری صمیمانه کلیه همکارانی که با ارائه اطلاعات و نکات علمی مفید خود محقق را در تکمیل مقاله و تدوین نهایی آن مساعدت نمودند، تشکر و قدردانی می‌نماید.

تضاد در منافع

بنابر اظهار نویسنده، این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافی ندارد.

Reference:

- [1] Aeenparast A, Farzadi F, Maftoon F, Azin A, Omidvari S, Jahangiri K, Sadighi J, Ebadi M, Montazeri A, Vahdaninia M. People's Knowledge on Health and Life Style. Payesh 2011; 10(4): 531-533. [Persian]
- [2] Saeidi N, Saeidi A.R, Ebadi Fard Azar F. Lifestyle and Health-Related Quality of Life in Western Iran. Payesh 2024; 23(3): 417-427. [Persian]
- [3] Piltan F, Qaneie F. A Sociology Study of Effective Factors in Public Health. Journal of Sociological Studies of youth 2012; 2(5): 73-94. [Persian]
- [4] 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. Journal of Economics and Modelling 2017; 8(31): 55-87. [Persian]
- [5] Niu X.T, Yang Y.C, Wang Y.C. Does the Economic Growth Improve Public Health? A Cross-Regional Heterogeneous Study in China. Frontiers in Public Health 2021; 9: 1-11.
- [6] Thoa N.T.M, Thanh N.X, Chuc N.T.K, Lindholm L. The Impact of Economic Growth on Health Care Utilization: A Longitudinal Study in Rural Vietnam. International Journal for Equity in Health 2013; 1-6.
- [7] Panahi H, Aleemran S.A. The Relationship between Mortality of Infant Under One Year and Poverty, Urbanization and GDP Per Capita in Iran. Payesh 2015; 14(4): 399-410. [Persian]
- [8] Nikpey Pesian V, Rezazadeh A, Ahmadinejad H, Ahmadvand SH. Investigating the Non-Linear Relationship between the Stock Market and Iran's Economic Growth: The Autoregressive Model Approach with a Distributed Interval. Journal of Budget and Finance Strategic Research 2022; 3(2): 113-151. [Persian]
- [9] Golloopeni k.SH, Bilalli A, Haxhimustafa SH, Gara A. The Impact of Stock Market on Economic Growth: Evidence from Developed European Countries. SEEU Review 2023; 18(2): 191-202.
- [10] Sharmin T. The Impact of Stock Market on Economic Growth: Evidence of Bangladesh. International Journal of Science and Business 2023; 30(1): 1-12.
- [11] Bekhti D, Ismahane Bakkab L, Bouchetara M. The Impact of Stock Market Development on Economic Growth in Singapore. Econometric Study Based on an Autoregressive Distribution Lag (ARDL) Model Covering the Period from 1990 to 2020. Financial Markets, Institutions and Risks 2022; 6(3): 49-63.
- [12] Farman Ara V, Komijani A, Farzinvasht A, Ghaffari F. The Role of Capital Markets in Financing Economic Growth (A Case Study of Iran and Some Selected Developing Countries. Financial Economics 2019; 13(47): 19-37. [Persian]
- [13] Ehsani M, Izadi R, Kordtabar H. The Effect of Stock Market Development on the Economic Growth. Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies 2014; 2(6): 105-122. [Persian]
- [14] Khademalizadeh A. Investigation the Effects of Capital Market on Economic Growth in Iran Through Microeconomics Approach (Firm Level 1370-1390). Iranian Journal of Economic Research 2013; 18(54): 93-118. [Persian]
- [15] Arman S.A, Zare R.A. The relationship between sectoral energy consumption and economic growth in Iran: Investigating causal relationship based on the Toda and Yamamoto approach. Quarterly Energy Economics Review, 2009; 6 (21): 67- 92. [In Persian]
- [16] Aflatooni A. Statistical Analysis in Accounting and Financial Management by EViews. 2nd Edition. Tehran: Termeh; 2017. [Persian]