

# تأثیر شاخص فلاکت بر شاخص سلامت در ایران

سید محمد مستولی زاده (نویسنده مسئول)

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان

[mostolizadeh@semnan.ac.ir](mailto:mostolizadeh@semnan.ac.ir)

## چکیده

**مقدمه:** سلامت به معنی برخورداری از رفاه کامل جسمی و روانی و اجتماعی می‌باشد و تنها نبود بیماری و معلولیت و ناتوانی نیست. باتوجه به ورود اقتصاد سلامت به ادبیات علم اقتصاد بررسی چگونگی اثرگذاری شاخص‌های اقتصادی بر سلامت امری ضروری است. هدف از این پژوهش، بررسی تجربی تأثیر شاخص فلاکت بر شاخص سلامت برای ایران می‌باشد.

**روش:** این پژوهش از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی جهت استخراج یک شاخص کلی برای شاخص سلامت و برای برآورد مدل، از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۹۸ برای کشور ایران استفاده گردید. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شاخص ترکیبی (شاخص امید به زندگی، هزینه سرانه بهداشت، مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال)، که اطلاعات مربوط به امید به زندگی از بانک جهانی، هزینه سرمایه سلامت از قانون بودجه و محاسبات و مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال داده‌های یونسف<sup>۱</sup> و اطلاعات شاخص فلاکت، ضریب جینی و تولید ناخالص داخلی سرانه از مرکز آمار و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده است. مدل و آزمون‌های موردنیاز تحقیق در نرم‌افزار Eviews 10 برآورد شدند.

**یافته‌ها:** نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شاخص فلاکت اثر منفی و معناداری بر شاخص سلامت دارد. همچنین، براساس یافته‌های تجربی نابرابری درآمد اثر منفی و معناداری بر شاخص سلامت دارد، در حالی تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معناداری بر شاخص سلامت دارد. که این موضوع قیود دیگری را بر سیاستگذار در مسیر دستیابی به توزیع بهتر درآمد، ارتقای درآمد سرانه تحمیل خواهد نمود.

**بحث:** براساس نتایج مدل، متغیر شاخص فلاکت دارای ضریب منفی و معنی‌داری بر هزینه‌های سلامت است. شاخص فلاکت در طبقات پایین جامعه چشمگیرتر و کمتر است. به دلیل افزایش نرخ تورم، قدرت خرید دهک‌های پایین جامعه به شدت آسیب دیده است. علاوه بر این، تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص سلامت دارد. درآمد سرانه بالاتر با بهبود شرایط زندگی منجر به سلامت بهتر می‌شود. در حالی که نابرابری درآمد تأثیر منفی معناداری بر شاخص سلامت دارد. با کاهش نابرابری درآمدی در جامعه، امکان سرمایه‌گذاری در آموزش، سلامت؛ زمینه اشتغال برای افراد بیشتری فراهم شده است.

**کلمات کلیدی:** شاخص فلاکت، شاخص سلامت، ARDL

## The effect of misery index on health index in Iran

### Abstract

<sup>1</sup>. UNICEF DATA

**Introduction:** Health means having complete physical, mental and social well-being, and it is not only the absence of disease, disability and disability. Considering the entry of health economics into the economics literature, it is necessary to study how economic indicators affect health. The purpose of this study is to investigate the effect of misery index on health index for Iran.

**Method:** The self-regression method with distributed intervals (ARDL) was used for Iran during the years 1361-1398. The data used in this study are a composite index (life expectancy index, per capita health expenditure, mortality of children under 5 years old), which contains information about life expectancy from the World Bank, health expenditure from the budget law and calculations and death Mortality of children under 5 years old UNICEF data and data on misery index, Gini coefficient and GDP per capita have been extracted from the Statistics and Economic Indicators Center of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran. The model and tests required for the research were estimated in Eviews 10 software.

**Findings:** The results show that the misery index has a negative and significant effect on the health index. Also, based on empirical findings, income inequality has a negative and significant effect on the health index, while GDP per capita has a positive and significant effect on the health index.

**Discussion:** Based on the results of the model, the misery index variable has a negative and significant coefficient on health costs. The index of misery is lower and lower in the lower classes of society. Due to rising inflation, the purchasing power of the lower deciles of society has been severely damaged. In addition, GDP per capita has a positive and significant effect on the health index. Higher per capita income leads to better health by improving living conditions such as access to safe drinking water, better roads, proper nutrition, and so on. While income inequality has a significant negative effect on the health index. By reducing income inequality in society, the possibility of investing in education, health; Employment is provided for more people.

**Keywords:** misery index, health index, ARDL

**JEL :**O11, I15,I31

**Introduction:** One of the key indicators of sustainable development is health and ensuring the physical, mental, psychological and social health of citizens is one of the main needs. The problem is that health, like many national indicators, does not achieve its goals independently of other macroeconomic variables; Because each of the national variables affects it in a way that if they are ignored, it will not lead to the mere allocation of large budgets and its annual growth, as well as the creation of the country's physical capacity to the desired goals. Health is one of the things that increases during economic prosperity and decreases during economic recession. Physical and mental health and access to medical services change with macroeconomic conditions and business cycles (boom and bust). In general, several studies have been conducted on the factors affecting the costs of the health sector. In this regard, a number of variables have been introduced that are related to health costs, but the combination of these variables varies from research to research, and usually this combination of variables is determined by the researcher's mental background. The purpose of this study is to investigate factors such as misery index, income inequality and GDP per capita on health index in Iran.

**Methodology:** The purpose of this study is to experimentally investigate the effect of misery index on health index for Iran using data related to the period 1381-1381. For this purpose, the combined health index as a weighted average of 3 indicators including (life expectancy, per capita health expenditure, mortality of children under 5 years), misery index (sum of inflation with unemployment rate), income inequality index and GDP Are considered per capita. Principal component analysis method was used to extract a general index for health index and to estimate the model, autoregressive method with distributed intervals (ARDL) was used.

**Findings:** Misery index has a negative and significant effect on health index, that is, if one unit of misery index increases, the health index decreases by 0.020 units. Also, income inequality has a negative and significant effect on health index. That is, if the income inequality of one unit increases, the health index decreases by 1.105 units. In addition, GDP per capita (economic growth) has a positive and significant effect on the health index. If a unit of GDP per capita (economic growth) increases, the health index increases by 0.042 units.

Long-term vector test results

Prob	Tes statistics (t)	Coefficients	Variable name
0/000	-4/104	-0/020	EDU
0/000	-3/886	-1/105	GINI
0/000	4/331	0/042	GDP

**Conclusion:** According to the results of the model, The misery index variable has a negative and significant coefficient on health costs. The misery index is more dramatic and lower in the lower classes of society; Because of the rising rate of inflation, the purchasing power of the lower deciles of society is severely damaged. Also, due to the high unemployment rate in the lower income deciles of the society and non-payment of wages, in proportion to the inflation rate for the employees of the lower deciles of the society, we will see the negative impact of the misery index on the welfare of the poor through the four indicators of food, health, education and housing. . In addition, GDP per capita has a positive and significant effect on the health index. Higher per capita income leads to better health by improving living conditions, including access to safe drinking water, better roads, proper nutrition, and so on. While income inequality has a significant negative impact on the health index; By reducing income inequality in society, the possibility of investing in education, health; Employment is provided for more people.

## ۱- مقدمه

اقتصاد سلامت در دهه‌های اخیر در رأس اهداف برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی به عنوان معیاری برای سنجش رفاه اجتماعی قرار گرفته است. در این راستا، شناسایی و بررسی عوامل تأثیر گذار بر سلامت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. مخارج سلامت از طریق کانال‌های مختلفی می‌تواند به صورت مستقیم و یا غیر مستقیم اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد. مهمترین کانال تأثیرگذار در این زمینه، کارایی بهتر کارگران سالم در مقایسه با سایر کارگران است. کارگران سالم، بیشتر و بهتر از دیگر کارگران در شرایط برابر کار می‌کنند و ذهن خالق و آماده‌تری دارند. از سوی دیگر، ارتقای سطح خدمات بهداشتی، سرمایه انسانی را از طریق انباشت سرمایه بهداشتی تحت

تأثیر قرار می‌دهد (مجتهد و جوادی پور، ۱۳۸۳)<sup>۱</sup>. افزایش سلامتی و شاخص‌های آن از طریق کاهش نرخ مرگ و میر و افزایش امید به زندگی، افراد را نسبت به پس انداز بیشتر ترغیب می‌نماید؛ که این افزایش پس انداز به نوبه خود با افزایش سرمایه فیزیکی جامعه، به صورت غیرمستقیم بر بهره‌وری اثر می‌گذارد (ویل، ۲۰۰۵)<sup>۲</sup>. بنابراین، سلامت و بهداشت مطلوبیت را به صورت مستقیم و غیرمستقیم تأمین می‌سازد، چرا که آن یک نهاده مهم در فرایند تولید خانوار می‌باشد، از این رو سلامت و بهداشت هم یک کالای مصرفی نهایی و هم یک کالای سرمایه‌ای است. تئوری بیان می‌دارد که ارتقاء در موجودی فردی دانش و سلامت بهره‌وری فرد را در فعالیت‌های بازاری و غیربازاری افزایش می‌دهد (ربیع و همکاران، ۱۳۹۲)<sup>۳</sup>.

از آنجا که شاخص فلاکت بر اساس دیدگاه اقتصاددانانی مانند بارو<sup>۴</sup> و اوکان<sup>۵</sup> ترکیبی خطی از دو شاخص مهم اقتصادی یعنی نرخ بیکاری و نرخ تورم است، می‌توان از این شاخص به عنوان مقیاسی برای فقدان عمومی رفاه اقتصادی یک کشور استفاده کرد. افزایش نرخ تورم از کانال ایجاد بی‌ثباتی، شکاف طبقاتی، کاهش قدرت خرید، کاهش امنیت اقتصادی و اجتماعی و ... تأثیر منفی بر هزینه‌های سلامت افراد جامعه و رشد و توسعه اقتصادی خواهد گذاشت. تورم، علاوه بر هزینه‌های متعارف اقتصادی، هزینه‌های غیرمتعارفی همچون کاهش وجهه و اعتبار ملی و تضعیف روحیه مردم دارد (شیلر<sup>۶</sup>، ۱۹۹۷). بیکاری منجر به از دست دادن منافع مالی و غیرمالی حاصل از اشتغال می‌شود. در این میان می‌توان به کاهش درآمد خانواده و تنزل موقعیت اجتماعی و سلامت روانی اشاره کرد که هزینه‌های بسیاری را بر جامعه تحمیل می‌کند. همچنین بیکاری باعث کاهش کیفیت سرمایه انسانی می‌شود، زیرا با کاهش درآمد، افراد توانایی تأمین هزینه‌های بهداشت و سلامت را نخواهند داشت (مارکوس<sup>۷</sup>، ۲۰۱۳).

به طور کلی مطالعات متعددی در زمینه عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت انجام شده از جمله گل خندان (۱۳۹۸)، شاه آبادی و قربانی گلپور (۱۳۹۵) و رضایی و همکاران (۱۳۹۶) به ترتیب تأثیر شاخص فلاکت را بر امید به زندگی و مخارج سلامت را بررسی نموده‌اند. با توجه به ارتباط تنگاتنگ و معنی دار، تبیین نظری رابطه بین سلامت، نرخ و مرگ و میر کودکان و امید به زندگی به عنوان مهمترین شاخص سنجش سطح سلامت در این پژوهش از ترکیب سه مؤلفه فوق به عنوان شاخص سلامت استفاده شده است. در این راستا تعدادی متغیر معرفی شده‌اند که با هزینه‌های سلامت دارای رابطه بوده، ولی ترکیب این متغیرها از تحقیقی به تحقیق دیگر تفاوت می‌کند و معمولاً این ترکیب از متغیرها، با توجه به پیشینه ذهنی محقق تعیین می‌شود. عوامل مؤثر مورد بررسی بر شاخص سلامت در پژوهش حاضر شاخص فلاکت، نابرابری درآمد و تولید ناخالص داخلی سرانه است.

در این پژوهش، با توجه به این توضیحات و با ورود اقتصاد سلامت به ادبیات علم اقتصاد بررسی چگونگی اثرگذاری شاخص‌های اقتصادی بر سلامت امری ضروری است. از این رو می‌توان سوال‌های اصلی این مطالعه را به این صورت مطرح نمود که آیا شاخص فلاکت بر شاخص سلامت تأثیر منفی دارد؟ متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نابرابری درآمد و تولید ناخالص داخلی سرانه بر شاخص سلامت چگونه تأثیر گذارند؟

برای این منظور، این مطالعه به بررسی تأثیر شاخص فلاکت بر شاخص سلامت در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۸ می‌پردازد. این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق ارائه شده است. بخش سوم به روش تحقیق شامل جمع‌آوری

<sup>۱</sup> . Mojtahed & Javadi pour (2004)

<sup>۲</sup> . Weil

<sup>۳</sup> . Rabiee & et all (2013)

<sup>۴</sup> . Barro

<sup>۵</sup> . Okun

<sup>۶</sup> . Shiller

<sup>۷</sup> . Marcus

و توصیف داده‌ها اختصاص یافته‌است. در بخش چهارم، تجزیه و تحلیل نتایج تجربی مدل انجام می‌گیرد و بخش پنجم، به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص یافته‌است.

## ۲- ادبیات تحقیق

### ۲-۱. مبانی نظری

سلامتی از منظر اقتصادی هم به عنوان کالای مصرفی و هم به عنوان کالای سرمایه‌ای محسوب می‌شود. از دیدگاه کالای مصرفی، افراد به دنبال داشتن سلامتی هستند، چرا که در این صورت از بهبود کیفیت زندگی خود لذت بیشتری می‌برند. از دید کالای سرمایه‌ای رابطه‌ی زمان و سلامت بدین گونه است که اگر وضعیت سلامت فرد خوب باشد، دوران بیماری کمتر و روزهای بیشتری برای کار کردن و کسب درآمد خواهد (صباح کرمانی، ۱۳۹۶)<sup>۱</sup>.

در اقتصاد، بهداشت آموزش و پرورش دو سنگ بنای ثروت انسان تلقی می‌شود و تئودور شولتز و بکر آن را اساس فرآوری اقتصادی می‌نامند. در همه جوامع، رفاه اقتصادی خانواده‌ها و جمعیت سالم لازمه کاهش فقر، رشد اقتصادی و توسعه پایدار است. زیرا سلامت یک ملت به طور گسترده به عنوان عملکرد فیزیکی، روانی و اجتماعی ملت برای مقابله با چالش‌های زندگی تعریف شده است، که به عنوان یک عامل تعیین کننده مهم در عملکرد اقتصاد ملی می‌باشد، در حقیقت خرد هر فرهنگی حکم می‌کند که سلامت، ثروت است (آصف زاده، ۲۰۱۰).

در واقع سلامت، دو ویژگی مهم دارد؛ نخست آن که از نیازها و حقوق اساسی مردم است و دیگر آن که عرصه تغییر و تحولات سریع می‌باشد. تغییر سیمای بیماری‌ها، تحول در مفاهیم سلامت، پیشرفت فناوری در شیوه‌های تشخیص، درمان و ارائه خدمات، همگی حاکی از سرعت تغییرات در سلامت هستند.

حوزه سلامت: مجموعه کنشگران و فعالیت‌هایی است که با هدف ارتقای سلامت عمل می‌کنند. به این ترتیب حوزه سلامت متشکل از بخش دولتی و غیردولتی می‌باشد و در درون دولت نیز منحصر به وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی نمی‌گردد. سلامت از دیدگاه فیزیکی، روانی، اجتماعی و معنوی مطرح می‌شود و به معنای ایجاد روابط اصولی و منطقی بین اجتماع، خانواده، فرد و محیط زیست آن‌ها از یک سو و ایجاد تعادل کامل بین اندام‌ها و دستگاه‌های مختلف و ترکیب فیزیکی و شیمیایی معاینات داخلی بدن و تعادل اصولی در ارگانیزم محیط زیست از سوی دیگر است. طبق این تعریف می‌توان نتیجه گرفت که هر عاملی که این سلامت را دچار اختلال سازد عامل بیماری‌زا یا عامل ناهنجار تلقی خواهد شد. بر اساس تعریف سازمان جهانی بهداشت، فقدان بیماری، نقص عضو یا عدم وجود ضعف به تنهایی دلیل بر تأمین سلامت نیست (کریمی، ۱۳۸۳)<sup>۲</sup>.

بر این اساس، ارتقای بهداشت در صورت ثبات سایر شرایط بدان معناست که منابع کمتری در آینده صرف مخارج درمانی خواهد شد. بنابراین، برخی منابع که در آینده باید صرف مخارج درمانی شوند برای مقاصد دیگری قابل استفاده خواهند بود. البته مقدار زیادی از این منابع صرف مخارج مصرفی خانوار می‌شود و بقیه نیز صرف افزایش سرمایه فیزیکی، انسانی و بهداشتی می‌شود که نتیجه این انباشت سرمایه، رشد اقتصادی سریع تر خواهد بود (بلوم و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۴). به علاوه سلامتی از جمله مواردی است که در دوران رونق اقتصادی افزایش و در دوران رکود اقتصادی کاهش می‌یابد. سلامت جسمی و ذهنی و بهره‌مندی از خدمات پزشکی با شرایط کلان اقتصادی و دوره‌های تجاری (رونق و رکود) تغییر می‌کند.

### ۲-۱-۱. سلامت و شاخص فلاکت

<sup>۱</sup>. Sabbagh Kermani (2016)

<sup>۲</sup>. Karimi (2005)

<sup>۳</sup>. Bloom & et all

از میان عوامل محیطی مؤثر بر سلامت روان، نقش اقتصاد در سلامت روان افراد، بسیار حائز اهمیت و مورد توجه صاحب نظران است. سلامت روانی تحت تأثیر پایگاه اجتماعی- اقتصادی است (تاسیک<sup>۱</sup> و همکاران، ۱۳۸۶). از این رو نظریات متفاوتی برای بیان رابطه عوامل اقتصادی و سلامت روان مطرح شده اند. دو فرضیه در این زمینه مطرح است: بر طبق فرضیه علیت اجتماعی، فقر و نابرابری درآمد خطر ابتلا به بیماریهای روانی را افزایش میدهد (فشارهای مالی، محرومیت اجتماعی و سوء تغذیه). با این حال فرضیه انتخاب اجتماعی یا رانش معتقد است افراد مبتلا به اختلالات روانی با خطر فقر شدید مواجه هستند. زیرا هزینههای درمان و از دست دادن شغل افزایش و در نتیجه درآمد کاهش می یابد. نظریه علیت اجتماعی بیشتر مربوط به اختلالات شایع روانی مانند افسردگی و اضطراب است و نظریه رانش بیشتر مربوط به اختلالات شدید روانی مانند اسکیزوفرنی است (ایمی ونپ<sup>۲</sup>، ۲۰۱۴). عوامل اقتصادی از جمله بیکاری، پیشباتی اقتصادی، تورم افسارگسیخته، رکود اقتصادی، و توزیع ناعادلانه درآمدها در جامعه مهمترین عوامل اقتصادی مؤثر بر سلامت روان هستند.

در سال ۱۹۹۳ مولر، هیکس و وینوکر<sup>۳</sup> نشان داده اند که اثرات منفی افسردگی، اضطراب و کاهش عزت نفس به دلیل بیکاری افراد پدید می آید. تحقیقات همچنین نشان داده است عدم اشتغال با مشکلات جسمی و روانی مثل افسردگی، اضطراب و نرخ بالای خودکشی مرتبط است (میکانن و رافیل<sup>۴</sup>، ۲۰۱۰). همچنین یافته های پژوهشی روهم<sup>۵</sup> (۲۰۰۳) نشان داده است افزایش در نرخ بیکاری ارتباط مثبتی با بیماریهای روانی دارد و شمار زیادی از مطالعات اثر منفی بیکاری بر خودکشی، افسردگی، شرایط جسمانی و سوء مصرف مواد را تأیید میکنند. نظریه کارکردی جاهودا<sup>۶</sup>، در سال ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۲ در توجیه تأثیر منفی بیکاری بر سلامت روانی، نظریه محرومیت مکنون را مطرح مینماید. مطابق با این نظر، اشتغال دارای دو عملکرد است؛ عملکرد آشکار که با داشتن درآمد و عملکرد مکنون که با نیازهای روان شناسی ارتباط دارند. افراد ابتدا کار را برای عملکرد آشکار آن انجام می دهند، اما حین کار از مزایای عملکرد مکنون آن نیز بهره مند می شوند. بنابراین محرومیت از کار و تحصیل و حرفه سبب میشود که آن ها هم از عملکرد آشکار و هم از عملکرد مکنون کار، بی بهره بمانند و نتیجه محرومیت از هر دو بر سلامت روان افراد تأثیر منفی دارد (جاهودا<sup>۶</sup>، ۱۹۸۲). نظریه محدودیت عمل فرایر: نظریه دیگری که در توجیه تأثیر بیکاری و ترک تحصیل افراد ارائه شده، نظریه محدودیت عمل است (فرایر<sup>۷</sup>، ۱۹۸۶). اما مطابق این نظریه دست دادن کار سبب محدود شدن منابع فردی می شود که پیامد آن به این صورت است که فرد آینده معناداری برای خود ترسیم نکند. بنابراین سلامت روانی آن ها تقلیل می یابد.

نرخ تورم و نرخ بیکاری اجزای اصلی اندازه گیری بدبختی در قالب شاخص فلاکت هستند. شاخص فلاکت به عنوان مقیاسی برای فقدان (اتلاف) عمومی رفاه اقتصادی کشور بیان می کند که رفاه از دست رفته با استفاده از مقادیر ذهنی و عینی تورم و بیکاری قابل اندازه گیری است (بجا<sup>۸</sup>، ۲۰۱۴).

<sup>1</sup> Tasik

<sup>2</sup> Knapp & Lemmi

<sup>3</sup> Muller & Hicks & Winocur

<sup>4</sup> Mikkonen & Raphael

<sup>5</sup> Ruhm

<sup>6</sup> Jahoda

<sup>7</sup> Fryer

<sup>8</sup> . Beja

تورم و بیکاری از کانال‌های مختلفی، می‌توانند سلامت را تحت تأثیر قرار دهند. تورم بالاتر، رفاه و رضایت از زندگی را کاهش می‌دهد و کاهش رفاه منجر به ناتوانی خانوارها در تأمین مخارج مصرفی از جمله مخارج بهداشت و سلامت خواهد شد (شاه‌آبادی و قربانی گلپور، ۱۳۹۵)¹.

لتورم یکی از اساسی‌ترین معضلات اقتصادی هر کشوری است، هزینه‌های روانی تورم از بی‌اعتمادی مردم نسبت به ارزش پول ملی حکایت دارد و عدم احساس رضایت خاطر روانی ناشی از این ذهنیت است که تورم، حاصل کار آن‌ها را هدر می‌دهد. یکی دیگر از هزینه‌های روانی تورم ایجاد یک حالت ناطمینانی و بلا تکلیفی در جامعه است (کریمی، ۱۳۸۴).

همچنین، افزایش تورم می‌تواند منجر به گرانتر شدن کالاها و خدمات پزشکی شود. این موارد منجر به کاهش سلامت افراد جامعه می‌گردد. نرخ بیکاری بالا نیز، دولت را درگیر سیاست‌های مربوط به کاهش بیکاری کرده و در مقایسه با قبل، از توجه به هزینه‌های سلامت باز داشته و در نتیجه هزینه عمومی سلامت کاهش می‌یابد (رضایی و همکاران، ۱۳۹۶)².

کاهش در هزینه‌های عمومی سلامت نیز باعث تضعیف برون‌داده‌های سلامت از جمله امید به زندگی می‌شود. همچنین، افزایش بیکاری، موجب کاهش درآمد شخصی، تنش‌های روحی و بالتبع باعث بدتر شدن وضعیت سلامت و در نتیجه کاهش در میزان امید به زندگی جامعه می‌شود (عباس و هیمنز، ۲۰۱۱)³.

## ۲-۱-۲. سلامت و نابرابری درآمد

رابطه‌ی بین نابرابری درآمد و سلامت یکی از موضوعاتی است که امروزه مورد توجه بسیاری از پژوهشگران حوزه سلامت و اقتصاد قرار گرفته است. نابرابری درآمد یک موضوع در سطح اجتماعی است و هزینه‌های زیادی را بر جامعه تحمیل می‌کند و از آنجایی که سلامت یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سرمایه انسانی، بیشترین هزینه را بر سلامت وارد می‌کند.

نابرابری درآمد از کانال‌های مختلفی بر روی سلامت افراد تأثیر می‌گذارد. مطالعات نشان می‌دهد که سطح بالای نابرابری درآمد، سرمایه‌ی اجتماعی را تضعیف می‌کند. بدین صورت که نابرابری درآمد موجب افزایش بدگمانی و استرس در بین افراد جامعه شده و مشارکت اجتماعی را کاهش می‌دهد و همچنین موجب واکنش‌های خشم آلود افراد نسبت به وقایع پیرامون خود می‌شود. مجموعه‌ی این رفتارها سلامت عمومی را دچار آسیب می‌کند (عمادزاده و همکاران، ۱۳۹۰)⁴.

ویلیکینسون⁵ (۱۹۹۷) بیان می‌کند، در سطح فردی با افزایش درآمد، فرد امکانات مناسب و کافی بهداشتی و در نتیجه سلامت و بالاتری برخوردار است ولی مطالعات صورت گرفته در سطح اجتماع این نظریه را تأیید نمی‌کند؛ کشورهایی وجود دارند که با اینکه درآمد پایین‌تری نسبت به کشورهای بالا دارند ولی از سلامت بالایی برخوردارند؛ چون نابرابری درآمد کمتری دارند. افزایش نابرابری درآمد از دو مسیر مستقیم و غیرمستقیم بر روی افراد تأثیر می‌گذارد. اثر مستقیم درآمد خود فرد و اثر غیرمستقیم درآمد سایر افراد را تغییر می‌دهد. اثر غیرمستقیم و تغییر سیاست‌ها، آداب و رسوم و آرمان‌ها بر رفتار افراد تأثیر می‌گذارد که سلامتی افراد و شیب تأثیرگذاری نابرابری بر روی سلامتی را متأثر می‌کند (تروسدیل و جینک، ۲۰۱۶)⁶.

## ۲-۱-۳. سلامت و تولید ناخالص داخلی سرانه

1. Shahabadi & Ghorbani Golparva (2016)

2. Rezaei & et all (2017)

3. Abbas & Hiemenz

4. Emadzadeh & et all (2011)

5. Wilkinson

6. Truesdale & Jencks

وضعیت کلی اقتصاد از جمله محورهای رشد جاری و آتی آن می‌تواند به واسطه تحت تأثیر قرار دادن مقادیر واقعی و انتظاری متغیرهایی که جزء عوامل تعیین کننده بهداشت به شمار می‌روند و وضعیت بهداشتی جامعه را تغییر دهد. در مجموع، پنج مجرای عمده برای تأثیر رشد اقتصادی بر بهداشت برشمرد:

۱. اولین اثر رشد اقتصادی بر بهداشت، احتمالاً تأثیر آن بر بازدهی انتظاری سرمایه‌گذاری‌های بهداشتی است. به این لحاظ می‌توان گفت که، جدا شدن از شرایطی که در آن اقتصاد دچار کمبودهای فراوان است و حرکت به سمت رشد اقتصادی، احتمالاً منجر به افزایش بازدهی‌های انتظاری سرمایه‌گذاری منابع در بهداشت و دیگر سرمایه‌گذاری انسانی خواهد شد، که طبعاً به واسطه ساز و کارهای ارائه شده در بخش‌های پیشین بهره‌وری را افزایش می‌دهد.

۲. دومین اثر رشد پایدار در اقتصادهایی که دچار کمبودهای بسیاری هستند، کاهش نرخ تنزیل است که منجر به ایجاد اطمینان بیشتر در مورد بازدهی همه انواع سرمایه‌گذاری‌ها و همچنین سرمایه‌گذاری در بهداشت خواهد شد. جنبه کلیدی این اثر، میزان درک سیاست‌گذاران از ویژگی‌های رشد پایدار است؛ زیرا هرچه سیاست‌های مرتبط با استراتژی رشد، شفاف‌تر بوده و دوام بیشتری داشته باشند، این اثر بیشتر است.

۳. سومین اثر مهم رشد اقتصادی بر بهداشت، از طریق افزایش درآمد جاری و متن متعاقباً تقاضا برای بهداشت، مصرف کالاها و ایجاد ظرفیت جهت تأمین مالی خودکار سرمایه‌گذاری در بهداشت، صورت می‌گیرد. این اثر احتمالاً هزینه‌نهایی سرمایه‌گذاری در بهداشت را کاهش و سطح تعادلی سرمایه‌گذاری در بهداشت را افزایش خواهد داد.

۴. چهارمین اثر مهم رشد اقتصادی بر بهداشت از طریق توسعه همزمان انواع مختلف بازارها رخ می‌دهد از آنجا که توسعه بازار محصول احتمالاً منجر به افزایش بازدهی انتظاری سرمایه‌گذاری در بهداشت می‌شود؛ می‌توان انتظار داشت که سطح تعادلی سرمایه‌گذاری در بهداشت افزایش یابد. گسترش بازار کار نیز می‌تواند به واسطه افزایش بازدهی انتظاری سرمایه‌گذاری فقرا در بهداشت، بسیار مهم باشد. گسترش و ادغام بازارهای اعتباری نیز می‌تواند هزینه دریافت اعتبار برای افراد ساکن در نواحی فقیرنشین را کاهش دهد و در نتیجه، میزان سرمایه‌گذاری در بهداشت از سوی این افراد افزایش یابد.

۵. پنجمین اثر مهم رشد اقتصادی بر بهداشت، به واسطه افزایش تسلط دولت بر مبنای مرتبط با رشد اقتصادی است. میزان تأثیر رشد اقتصادی بر بهداشت، بستگی به میزان منابعی دارد که به بخش بهداشت تخصیص می‌یابد؛ هرچه منابع بیشتری به بخش بهداشت اختصاص داده شود و نحوه این تخصیص کارآتر باشد. احتمال تأثیر رشد اقتصادی بر بهداشت بیشتر خواهد بود (مجتهد و جوادپور، ۱۳۸۳).<sup>۱</sup> در ادامه به مرور مطالعات انجام شده در خصوص شاخص فلاکت و اقتصاد سلامت در داخل و خارج به اختصار مروری می‌شود

## ۲-۲. پیشینه پژوهش

### ۲-۲-۱. مطالعات داخلی

احمدی و همکاران (۱۳۸۹) رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران را بررسی کردند و برای سلامت از دو شاخص امید به زندگی در بدو تولد و نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج سال استفاده کردند. در این پژوهش از روش اقتصادسنجی و الگوی VECM طی سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۸۵ استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد که متغیرهای بیکاری، تورم، موازنه پرداخت‌ها و ضریب جینی، رابطه معکوس معنی داری با سلامت داشته‌اند و متغیرهای مخارج سلامت و مخارج دولتی، اثر مثبت و معنی داری بر برونداد بخش سلامت به جای گذاشته‌اند. بر اساس نتایج، سلامت مستقل از متغیرهای اقتصاد کلان نمی‌باشد و هر یک از متغیرهای کلان به نوعی بر آن تأثیر می‌گذارد.

<sup>1</sup> . Mujtahid & Javadipour (2004)



عمادزاده و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهش اثر توزیع نابرابری درآمد بر وضعیت سلامتی در ۱۸ کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی برای سال‌های ۱۹۸۰ - ۲۰۰۵ با استفاده از داده‌های تابلویی و مدل ضریب تصادفی بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد با در نظر گرفتن امید به زندگی به عنوان شاخص سلامت از ۱۸ کشور تنها در ۶ کشور با ثابت در نظر گرفتن درآمد سرانه نابرابری درآمد اثر معکوس بر وضعیت سلامت دارد. با توجه به اینکه امید به زندگی تغییرات سلامت را در مناطقی با نابرابری درآمد بیشتر نشان می‌دهد. از شاخص حاصل ضرب و امید به زندگی در درآمد سرانه استفاده گردید. همچنین، با در نظر گرفتن سطح درآمد و پس انداز و آموزش به عنوان متغیرهای کنترل مشاهده شد که آموزش و درآمد اثر مثبت و معناداری بر سلامت دارد.

لطفعلی پور و همکاران (۱۳۹۰)<sup>۱</sup> تاثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران را با استفاده از مدل گسترش یافته سولو و سیستم معادلات همزمان و روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای در فاصله زمانی ۱۳۶۱-۱۳۸۶ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد موجودی سلامت سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری در سلامت و سرمایه انسانی اثر مثبت و معناداری بر نرخ رشد درآمد سرانه دارد.

ربیعی و همکاران (۱۳۹۲) تاثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۰ با بکارگیری داده‌های پانل مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که موجودی سرمایه و امید به زندگی تاثیر مثبت و معناداری بر هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی دارد و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال تأثیر منفی بر کشورهای توسعه یافته و در هر حال توسعه دارد. همچنین نرخ باروری در کشورهای توسعه یافته تاثیر مثبت و در کشورهای در حال توسعه تاثیر منفی دارد.

علوی راد و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهش رابطه میان برخی از شاخص‌های وضعیت سلامت (مخارج سلامت، امید به زندگی و نرخ مرگ و میر نوزادان) و تولید ناخالص داخلی واقعی را برای کشورهای حوزه سند چشم انداز طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ با استفاده روش FMOLS مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاکی از آن است بین امید به زندگی و تولید ناخالص واقعی، مخارج سلامت و تولید ناخالص واقعی یک رابطه مثبت و معنادار نیز در حالی که رابطه بین مرگ و میر نوزادان و تولید ناخالص واقعی یک رابطه منفی و معنادار است.

کازمیان و جوادی نسب (۱۳۹۳)<sup>۲</sup> در پژوهشی مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر هزینه‌های سلامت خانوارهای کم درآمد در بخش غیررسمی اشتغال را طی دوره ۱۳۶۵ - ۱۳۸۸ با استفاده از رویکرده و حداقل مربعات معمولی به بررسی پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد، افزایش سن، سطح تحصیلات، درآمد و تعداد اعضای خانوار هزینه‌های سلامت خانوارهای کم درآمد در بخش غیررسمی را افزایش و افزایش نرخ بیکاری شهری هزینه‌های سلامت خانوار را کاهش می‌دهد. بیشتر تأثیر و نرخ بیکاری کمترین تأثیر را بر هزینه‌های سلامت خانوارها دارد.

فتاحی و همکاران (۱۳۹۴)<sup>۳</sup> در پژوهشی رابطه بین آلودگی هوا و هزینه‌های عمومی سلامت را در کشورهای در حال توسعه با استفاده از رویکرد پانل پویا و گشتاورهای تعمیم یافته طی دوره زمانی ۱۹۹۵ - ۲۰۱۱ مورد بررسی و تحلیل قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد آلودگی هوا درآمد سرانه، نرخ شهرنشینی، بار تکفل و اندازه دولت تأثیر مثبت و معنادار و بیکاری تأثیر منفی بر هزینه‌های عمومی سلامت داشته است. همچنین، نتایج حاکی از آن است که درآمد سرانه، نرخ شهرنشینی و آموزش بر رابطه بین آلودگی هوا و هزینه‌های عمومی سلامت تاثیر معناداری دارد.

1. Lotfalipour & et all (2012)

2. Kazemian & Javadi Nasab (2014)

3. Fattahi & et all (2013)

عسگری و بادپا (۱۳۹۴)<sup>۱</sup> در پژوهشی اثر مخارج بخش عمومی و خصوصی بر وضعیت سلامت افراد در ایران را در سال طی دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۹۱ پرداختند. نتایج بیانگر آن است که کل مخارج سلامت بر امید به زندگی در بدو تولد و نرخ خام مرگ و میر اثر مثبت و بر نرخ مرگ و میر کودکان اثر منفی می‌گذارد. به علاوه درآمد بخش خصوصی و بخش عمومی با برخی از شاخص‌های سلامت رابطه معناداری دارد اما مخارج سلامت بخش عمومی نسبتاً اثر بیشتری داشته است.

شاه‌آبادی و قربانی گلپور (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی تأثیر شاخص فلاکت بر هزینه سلامت در ایران در طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۰ پرداختند. نتایج مطالعات نشان می‌دهد که تأثیر شاخص فلاکت، آموزش و نابرابری درآمد بر مخارج سلامت منفی و معنادار و تأثیر اندازه دولت، نرخ شهرنشینی و درآمد سرانه بر مخارج سلامت مثبت و معنادار می‌باشد.

رضایی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیرات سرریز فضایی شاخص فلاکت بر مخارج سلامت را در ۷۹ کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۴ با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی و مدل فضایی دوربین می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه منفی و معناداری بین شاخص فلاکت و مخارج سلامت وجود دارد.

گل‌خندان (۱۳۹۸)<sup>۲</sup> در مطالعه تأثیر بلندمدت فلاکت اقتصادی بر امید به زندگی در ایران را با استفاده از آزمون همجمعی یوهانسون طی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ می‌پردازد. بر اساس نتایج به دست آمده از برآورد مدل، شاخص تولید مواد غذایی، سرانه مخارج عمومی سلامت و شهرنشینی، امید به زندگی را در بلندمدت افزایش و شاخص فلاکت و نرخ بی‌سوادی امید به زندگی را در بلندمدت کاهش می‌دهند.

بابائی (۱۳۹۹)<sup>۳</sup> به بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت و متغیرهای کلان اقتصادی بر سطح امید به زندگی با رویکرد مقایسه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته با استفاده از مدل پنل دیتا در بازه زمانی ۲۰۱۰-۲۰۱۸ می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که تقریباً در هر دو دسته از شاخص‌های مورد بررسی تأثیر شاخص‌های اقتصادی و سلامت و شاخص امید به زندگی در کشورهای در حال توسعه بیشتر از کشورهای توسعه یافته است. این امر می‌تواند ناشی از وضعیت بد شاخص‌های اقتصادی و سلامتی در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته باشد که با هر تغییری در این متغیرها وضعیت شاخص امید به زندگی تغییرات بیشتری را نسبت به کشورهای توسعه یافته از خود نشان می‌دهد.

## ۲-۲-۲. مطالعات خارجی

وانگ و ریتاین مایر<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر مخارج بهداشتی در آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۸ با روش همچنین یوهانسون پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد که درآمد سرانه، رشد جمعیت و اندازه دولت رابطه مثبت و معناداری با مخارج بهداشتی در دوره مورد مطالعه دارد.

مورتی و اوکوناد<sup>۵</sup> (۲۰۰۹) در پژوهشی به تعیین عوامل مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی ۴۴ کشور آفریقایی را با استفاده از داده‌های تلفیقی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۰ پرداختند. نتایج نشان دهنده آن است که درآمد سرانه به عنوان یکی از مهمترین متغیرها در توضیح نوسانات بهداشتی کشورهای کمتر توسعه یافته می‌باشد و عنوان می‌نماید که هزینه‌های بهداشتی صورت گرفته در چنین کشورهایی بیش از آنکه در قالب مراقبت‌های بهداشتی باشد در قالب درمان‌های ضروری بهداشتی بوده‌اند.

1. Asgari & Badpa, (2015)

2. Gol Khandan (2019)

3. Babaei (2020)

4. Inano & Irahajakper

5. Murthy & Okunade

امیری<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۱) پژوهشی به بررسی علّیت میان مخارج بهداشتی و درآمد سرانه در ایالات متحده آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۶۵-۲۰۰۴ با استفاده از روش خود رسیور برداری پرداختند. نتایج حاکی از آن است که یک ارتباط یک سویه از سمت مخارج بهداشتی سرانه به درآمد سرانه وجود دارد.

وو و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان آیا شاخص بدبختی برای تداوم سلامت مهم است؟ برای ۱۹ کشور OECD با استفاده از رویکرد PSTR طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۰ پرداختند. نتایج مدل تجربی نشان داد هزینه‌های سلامت یک مسیر پویایی غیرخطی و سطح بالایی از تداوم را در مقایسه با تداوم ثابت هزینه‌های سلامت در مدل خطی تجربه می‌کند.

شهباز<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی عوامل تعیین کننده امید به زندگی و با تأکید بر نقش فلاکت اقتصادی در کشور پاکستان طی سال‌های ۱۹۷۲-۲۰۱۲ پرداختند. استفاده از روش اقتصادسنجی ARDL نشان می‌دهد که فلاکت اقتصادی و بی‌سوادی امید به زندگی را کاهش و شاخص تولید مواد غذایی، هزینه سلامت و شهرنشینی امید به زندگی را افزایش می‌دهند.

آیودی و علی<sup>۴</sup> (۲۰۱۷) در پژوهشی تأثیر عوامل اقتصادی اجتماعی و زیست محیطی را بر امید به زندگی در کشور لبنان طی دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۴ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه با استفاده از روش هم انباشتگی یوهانسن نشان می‌دهد که در بلندمدت شاخص مواد غذایی استاندارد، آموزش، تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ رشد جمعیت اثر مثبت و معناداری بر امید به زندگی و انتشار گازهای CO<sub>2</sub> اثر منفی و معنادار بر امید به زندگی دارد.

آیودی و علی<sup>۵</sup> (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر شهرنشینی و فلاکت اقتصادی بر امید به زندگی در کشورهای منطقه منا خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۶ با استفاده از رویکرد پنلی ARDL می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که فلاکت اقتصادی و شهرنشینی به ترتیب منجر به کاهش و افزایش امید به زندگی در کشورهای مورد مطالعه می‌شود.

### ۳. روش تحقیق

در ادامه به توصیف داده‌ها و تصریح مدل می‌پردازیم.

#### ۳-۱. تصریح مدل

در این پژوهش تأثیر شاخص فلاکت بر شاخص سلامت را طبق معادله رگرسیونی زیر طی سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۹۸ برای ایران آزمون می‌شود.

$$HPCE_t = \alpha + \beta_1 MI_t + \beta_2 GINI_t + \beta_3 GDP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن HPCE شاخص سلامت، MI شاخص فلاکت، GINI شاخص نابرابری در آمد و GDP تولید ناخالص داخلی سرانه براساس سال پایه ۹۰ است. در این پژوهش به پیروی از مطالعه علوی راد و همکاران (۱۳۹۳) برای بررسی وضعیت سلامت از سه شاخص شامل، شاخص امید به زندگی، هزینه سرانه سلامت و مرگ و میر کودکان زیر پنج سال بصورت میانگین وزنی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی<sup>۶</sup> محاسبه می‌شود. در ادامه به معرفی هر یک از شاخص‌های سلامت و شاخص فلاکت به عنوان متغیر مستقل مدل می‌پردازیم:

#### ❖ شاخص امید به زندگی

1. Amiri

2. Wu & et all

3. Shahbaz

4. Audi & Ali

5. Amjad & Marc

6. Principal Component Analysis (PCA)

این شاخص نشان دهنده تعداد سال‌های است که یک نوزاد تازه متولد شده می‌تواند زنده بماند به شرط آنکه الگوی مرگ و میر رایج در زمان تولد در طول زندگی او به همان صورت باقی بماند. دشواری عمده در زمینه کاربرد این شاخص آن است که نمی‌توان به طور مشخص این موضوع مشخص نمود که فوت فردی در یک سال خاص آیا ناشی از حوادث و شرایط موجود در خلال یک دوره زمانی طولانی است یا ناشی از شرایط آن سال خاص. بنابراین می‌توان گفت همانگونه که نرخ امید به زندگی برای گروه‌های سنی خاص در یک سال مشخص انعکاس دهنده شرایط ده‌ها سال قبل است می‌تواند متأثر از وقایع سال مورد نظر نیز باشد. به علاوه، ممکن است نتایج اعمال نیز در رفتارها و سیاست‌های کنونی حتی تا یک دهه آینده نیز نمایان شود، بنابراین برای آنکه بتوانیم تأثیر دوران زندگی و سال مبنا برای محاسبه امید به زندگی را جدا کنیم تنها راه استفاده از نرخ مرگ و میر برای گروه‌های سنی خاص که فاصله میان مرگ و تولدشان کوتاه‌تر است (جوان‌ترین گروه‌های سنی) می‌باشد (بخشنامه گلکو، ۱۳۹۰).

#### ❖ هزینه سرانه سلامت (عمومی و خصوصی)

انواع منابع تامین مالی هزینه‌های سلامت شامل پرداخت مستقیم مصرف‌کنندگان، مشارکت بیمه‌های اجتماعی، پرداخت از محل درآمدهای عمومی دولت، مالیات‌ها و بیمه‌های خصوصی است که بر اساس قابلیت اعتماد و کامل بودن آنها طبقه‌بندی می‌شود (فیلیپ ماسگرو و همکاران، ۱۳۸۳).

#### ❖ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال

عبارت است از تعداد مرگ و میر اتفاق افتاده در خلال یک سال به کل جمعیت موجود در میانه آن سال که به طور معمول در هر هزار اندازه‌گیری می‌شود. بسیاری معتقدند که کمیت‌های آماری مربوط به نرخ خام مرگ و میر می‌توانند به شدت گمراه‌کننده باشند. ارقام مربوط به نرخ‌های خام مرگ و میر مردم در گروه‌های سنی خاصی مبین این واقعیت است که به طور معمول در هر سال مشخص احتمال فوت مردم مسن‌تر بیشتر از افراد جوان است (به استثنای نوزادان که در مناطق گوناگون گونه جهان از نرخ بالای مرگ و میر برخوردارند). بنابراین هر اندازه میانگین سن در هر یک از کشور خاص بالاتر باشد احتمال بالا بودن نرخ مرگ و میر بیشتر است. یک کاهش در نرخ مرگ و میر بیش از آنکه نشانه‌ای از بهبود در بهداشت همگانی یا مصرف یا امکانات دارو و درمان باشد می‌تواند منعکس‌کننده کاهش در میانگین سن جامعه باشد. در واقع، هر اندازه بهداشت مردم بهتر باشد احتمال بالاتر بودن میانگین سن بیشتر است و احتمالاً نرخ خام مرگ و میر نیز بالاتر خواهد بود. این نکات باعث می‌شود که شاخص مزبور نتواند وضعیت بهداشتی جامعه را به طور دقیق توصیف کند (بخشنامه گلکو، ۱۳۹۰).

#### ❖ شاخص فلاکت

شاخص فلاکت بر رشد تداوم هزینه‌های سلامت در سطح منفی دارد. افزایش شاخص فلاکت به معنای افزایش مجموعه نرخ تورم و نرخ بیکاری است، که باعث کاهش سطح رفاه خانوار و کاهش مخارج مصرفی آنها از جمله مخارج سلامت می‌شود. همانطور که در معادله (۱۰) مشاهده می‌شود متغیرهای (GINI) و تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده‌است.

#### ❖ نابرابری در آمد

نابرابری در آمد باعث ایجاد شکاف بین دهک‌های مختلف جامعه می‌شود. پرداخت مستقیم برای هزینه‌های سلامت در خانوارهای فقیر به نسبت افراد ثروتمند بیشتر است. پرداخت از جیب به میزان پوشش بیمه‌ای مردم در انواع طرح‌های بیمه‌ای

<sup>1</sup> . Generous Golko (2014)

بستگی دارد. گروه‌های بالای درآمدی غالباً تحت پوشش بیمه‌های خصوصی هستند و مشارکت مالی کمی به هنگام دریافت خدمات مراقبت سلامت دارند. افراد ثروتمندتر از احتمال بیشتری برای دستیابی به مراقبت‌های سلامت برخوردارند و به طور متناسب با توجه به درآمد ایشان بیشتر از افراد کم بضاعت برای استفاده از خدمات مراقبت از سلامت هزینه می‌پردازد (راغفر و همکاران، ۱۳۹۲).<sup>۱</sup>

### ❖ تولید ناخالص داخلی سرانه

رشد اقتصادی بالا ظرفیت و توانایی مردم برای مشارکت در طرح تأمین مالی سلامت را افزایش می‌دهد (سازمان بهداشت جهانی، ۱۳۸۵). درآمد سرانه بالاتر، سلامت بهتر را از طریق بهبود وضعیت زندگی از قبیل دسترسی به آب آشامیدنی سالم، جاده‌های بهتر، تغذیه مناسب و نظایر آن موجب می‌شود. درآمد سرانه بالاتر قدرت خرید بیشتری را نیز ایجاد می‌کند که می‌تواند، مستقیماً کیفیت و کمیت مراقبت‌های بهداشتی را بهبود ببخشد و استفاده بیشتر از آموزش را موجب شود که این خود در آینده به صورت درآمد بیشتر ظاهر می‌شود. آموزش عامل مؤثری برای رشد اقتصاد است. آموزش مستقیماً سطح سلامت مردم را افزایش می‌دهد، زیرا آنان را به مدیران قابلی برای اداره کردن زندگیشان مبدل نموده و باعث استفاده معقول از منابع مراقبت‌ها بهداشت می‌شود (احمدی و همکاران، ۱۳۸۹).

### ۲-۳. جمع آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شاخص ترکیبی (شاخص امید به زندگی، هزینه سرانه بهداشت، مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال)، شاخص فلاکت، ضریب جینی، تولید ناخالص داخلی سرانه است. اطلاعات مربوط به امید به زندگی از بانک جهانی، هزینه سرمایه سلامت از قانون بودجه و محاسبات و مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال داده‌های یونیسف<sup>۲</sup> و اطلاعات شاخص فلاکت، ضریب جینی و تولید ناخالص داخلی سرانه طی دوره ۱۳۶۱-۱۳۹۸ از مرکز آمار و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۳) گزارش شده است:

جدول ۱: آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرها

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
HPCE	۳۸	۳۹/۳۳۹	۴/۰۶۱	۳۰/۵۱۶	۴۴/۰۴۵
MI	۳۸	۳۱/۹۸۳	۹/۰۸۱	۲۰/۵۰۰	۵۸/۹۰۰
GINI	۳۸	۰/۴۱۱	۰/۰۶۹	۰/۰۴۰	۰/۵۴۶
GDP	۳۸	۶۵/۳۶۵	۰/۰۸۰	۴۳/۴۱۲	۸۵/۶۱۵

منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار و قانون بودجه و محاسبات و بانک جهانی

### ۳-۳. روش برآورد مدل

#### ۱-۳-۳. تجزیه مؤلفه‌های اصلی

تجزیه مؤلفه‌های اصلی توسط کارل پیرسون (1901)<sup>۳</sup> پیشنهاد شده است. این تحلیل شامل تجزیه مقادیرهای ویژه ماتریس واریانس-کوواریانس بوده است. این روش بر این فرض مبتنی است که در مراحل اولیه تحقیق توجه محقق به متغیرهایی معطوف می‌باشد که از

<sup>۱</sup> . Raghfar & et all (2013)

<sup>۲</sup> . UNICEF DATA

<sup>۳</sup> . Pearson, K. (1901)

یک مشاهده به مشاهده دیگر بیشترین تغییرات را نشان داده است. تجزیه‌ی مؤلفه‌های اصلی مبتنی بر یافتن ترکیبات خطی از متغیرهایی اولیه بر اساس ساختمان ماتریس واریانس-کواریانس است.

بنا به تعریف ریاضی، روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی، در واقع یک تبدیل خطی متعامد است که داده‌های ورودی را به یک دستگاه مختصات جدید می‌برد که معمولاً بعد کمتری نسبت به ابعاد ورودی دارد. این نگاشت خطی به گونه‌ای تعریف می‌شود که متغیرهای خروجی به ترتیب از بزرگترین تا کوچکترین واریانس موجود را پوشش دهند به نحوی که ابعاد تعیین شده برای خروجی تأمین گردد. در این تبدیل به متغیری از ورودی وزن بیشتری داده خواهد شد که واریانس بیشتری دارد. اگر فرض شود بردار تصادفی  $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)'$  دارای ماتریس واریانس-کواریانس  $\Sigma$  با مقادیر ویژه  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$  باشد. اگر ترکیبات خطی از  $X$  به فرم زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_i = \hat{l}_i X = l_{1i} X_1 + l_{2i} X_2 + \dots + l_{pi} X_p \quad i = 1, 2, \dots, p$$

واریانس  $Y_i$ ها و کوواریانس  $Y_j$  و  $Y_k$  برابر است با:

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_j) &= \hat{l}_j \sum l_i & i &= 1, 2, \dots, p \\ \text{Var}(Y_i \cdot Y_k) &= \hat{l}_i \sum l_k & i \neq k & \quad i = 1, 2, \dots, p \end{aligned}$$

برای ساختن مؤلفه‌های اصلی باید  $\hat{l}_i$ ها به نحوی تعیین گردد که  $Y_i$ ها ناهمبسته با بیشترین واریانس داشته باشند، به عبارت دیگر مؤلفه‌های اصلی به صورت زیر می‌باشند:

$$\begin{aligned} \hat{l}_1 l_1 &= 1 \text{ و فرض } \text{Var}(\hat{l}_1 X) \text{ با بیشترین } \hat{l}_1 X \text{ ترکیب خطی} \\ \hat{l}_2 l_2 &= 1 \text{ و فرض } \text{Var}(\hat{l}_2 X) \text{ با بیشترین } \hat{l}_2 X \text{ ترکیب خطی} \\ \text{Cov}(\hat{l}_1 X, \hat{l}_2 X) &= 0 \\ &\vdots \\ \hat{l}_i l_i &= 1 \text{ و فرض } \text{Var}(\hat{l}_i X) \text{ با بیشترین } \hat{l}_i X \text{ ترکیب خطی} \\ \text{Cov}(\hat{l}_i X, \hat{l}_i X) &= 0 \\ &\vdots \\ \hat{l}_p l_p &= 1 \text{ و فرض } \text{Var}(\hat{l}_p X) \text{ با بیشترین } \hat{l}_p X \text{ ترکیب خطی} \\ \text{Cov}(\hat{l}_p X, \hat{l}_p X) &= 0 \\ &\vdots \end{aligned}$$

با بکارگیری روش لاگرانژ می‌توان ثابت کرد که اگر زوج‌های بردار ویژه-مقدار ویژه ماتریس واریانس-کواریانس  $\Sigma$  به صورت  $(\lambda_1, e_1), (\lambda_2, e_2), \dots, (\lambda_p, e_p)$  با وجود قید  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$  در دست باشند، آنگاه:

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \hat{e}_1 \sum e_1 = \max_{\{l: \hat{l} l = 1\}} \hat{l} \sum l \\ \lambda_2 &= \hat{e}_2 \sum e_2 = \max_{\{l: \hat{l} l = 1, \hat{l} e_1 = 0\}} \hat{l} \sum l \\ &\vdots \\ \lambda_p &= \hat{e}_p \sum e_p = \max_{\{l: \hat{l} l = 1, \hat{l} e_1, \hat{l} e_2, \dots, \hat{l} e_{p-1} = 0\}} \hat{l} \sum l \end{aligned}$$

بر اساس جواب‌های بهینه،  $\hat{l}_i$  امین مؤلفه اصلی برابر است با:

$$Y_i = \hat{e}_i X = e_{1i} X_1 + e_{2i} X_2 + \dots + e_{pi} X_p \quad i = 1, 2, \dots, p$$

به علاوه:

$$Var(Y_j) = \hat{e}_i \sum e_i = \lambda_i \quad i = 1.2. \dots .p$$

$$Var(Y_i . Y_k) = \hat{e}_i \sum e_k = 0 \quad i \neq k \quad i = 1.2. \dots .p$$

مهمترین ویژگی این تبدیل رابطه بین مجموع مقادیر ویژه و مجموع واریانس های مؤلفه  $X$  های می باشد.

$$\sigma_{11} + \sigma_{22} + \dots + \sigma_{pp} = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p$$

نقش تأثیر  $i$  امین مؤلفه اصلی با کمیت زیر قابل اندازه گیری است (عباسی و همکاران، ۱۳۸۵):

$$\frac{\lambda_i}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p}$$

### ۳-۳-۲. مؤلفه های اصلی بر اساس ماتریس واریانس - کواریانس نمونه:

معمولاً در عمل ماتریس کواریانس  $\Sigma$  مجهول است. بنابراین مؤلفه های اصلی جمعیت بی فایده خواهند بود و تصمیم گیری در این مورد که کدام یک از مؤلفه های اصلی دارای واریانس های به اندازه کافی کوچک هستند که بتوان از آن صرف نظر کرد، باید بر مبنای نمونه صورت گیرد. بنابراین مؤلفه اصلی  $i$  ام نمونه به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{Y}_i = \hat{e}_i X = \hat{e}_{1i} X_1 + \hat{e}_{2i} X_2 + \dots + \hat{e}_{pi} X_p \quad i = 1.2. \dots .p$$

که در آن  $X$  هر مشاهده روی متغیرهای تصادفی  $X_1, \dots, X_n$  است. همچنین  $\hat{Y}_i$  برآورد واریانس نمونه ای  $\hat{Y}_j$  و برای هر  $i \neq j$ ،  $Cov(\hat{Y}_i, \hat{Y}_j) = 0$  است.

همچنین خواهیم داشت (عباسی و همکاران، ۱۳۸۵):

$$\sum_{i=1}^p S_{ii} = \hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 + \dots + \hat{\lambda}_p$$

### ۳-۳-۳. روش خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL)

رویکرد ARDL از لحاظ آماری، روشی بهتر و معنی دارتر برای تعیین روابط بلندمدت در نمونه های کوچک بوده، در حالی که روش همجمعی یوهانسون برای این که نتایج دارای اعتبار باشد به نمونه های بزرگ نیاز دارد. بر اساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، با استفاده از روش ARDL و با منظور نمودن وقفه های بهینه، می توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل به دست آورد. مزیت اصلی این رهیافت آن است که، متغیرهای الگو می تواند  $I(0)$  یا  $I(1)$  باشند، یعنی دیگر نیازی به  $I(1)$  بودن کلیه متغیرهای الگو (مثل روش انگل - گرنجر) نیست، باز هم قابل کاربرد است.

شکل کلی یک الگوی ARDL که توسط پسران و شین در سال ۱۹۹۷ ارائه شده است، به صورت زیر می باشد:

$$\gamma(L.P)Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L.q_i)X_{it} + \phi W_t + u_t \quad (8)$$

در در آن  $\gamma$ ، مقدار ثابت  $Y_t$  متغیر وابسته،  $X_{it}$  متغیرهای مستقل و جمله "L" عملگر وقفه است، به طوری که  $L^j Y_t = Y_{t-j}$  است.  $W_t$  برداری از متغیرهای غیر تصادفی  $(S \times 1)$  است که بیانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل نظیر عرض از مبداء، متغیرهای مجازی،

<sup>1</sup>. Autoregressive distributed lag

روند زمانی و سایر متغیرهای برونزا باوقفه ثابت است. P تعداد وقفه های به کاررفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل ( $X_{it}$ ) است. به علاوه در الگو فوق داریم:

$$\gamma(L.P) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p \quad (9)$$

$$\beta(L.q_i) = 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_{i_2} L^{i_2} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (10)$$

تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می توان با کمک یکی از ضوابط شوارتز-بیزین ( $SBC$ )، آکائیک ( $AIC$ ) و حنان کوئین ( $HQC$ ) و یا ضریب تعیین تعدیل شده ( $\bar{R}^2$ ) تعیین گردد. این روش مشکلات مربوط به حذف متغیر و خود همبستگی را رفع می کند همچنین به دلیل اینکه عاری از مشکلاتی همچون خود همبستگی سریالی و درونزایی، ناریب و کارا هستند. معمولاً در نمونه های کمتر از ۱۰۰ برای این که درجه آزادی زیادی از بین نرود، از معیار شوارتز-بیزین استفاده می شود. این معیار در تعیین وقفه ها صرفه جویی می کند و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخورداراند. در روشی که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) ارائه می گردد، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با استفاده از آمارهای F تحت بررسی قرار می گیرد. و برای این منظور ابتدا الگوی ARDL به شکل تصحیح خطا برآورد شده و سپس اهمیت توصیف سطوح با وقفه متغیر آزمون می گردد. اما توزیع آزمون F، صرف نظر از  $I(0)$  یا  $I(1)$  بودن متغیرهای مستقل، استاندارد نیست. مقادیر بحرانی مناسبی برای تعداد مختلفی از متغیرهای مستقل (K) و وابسته به وجود یا عدم وجود جمله ثابت و یا روند در مدل می باشد.

برای متغیرهای مستقل  $I(K)$  دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون ARDL برای آزمون t فراهم گردیده است: دسته اول کرانه پایین برای رگرسیون های  $I(0)$  و دسته دوم کرانه های بالا برای رگرسیون های  $I(1)$  در نظر گرفته شده است که البته برای مشاهدات بالا به کار می رود. برای مشاهدات پایین (۳۰ تا ۸۰)، مقادیر بحرانی با آزمون F محاسبه می گردد. بر این اساس اگر آماره F محاسباتی بیشتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد می توان بدون توجه به درجه همجمعی متغیرها، فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. چنانچه اگر آماره آزمون F محاسباتی کمتر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض را نمی توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می باشد در این حالت می توان از آزمون دولادو-بنرجی و مستر استفاده نمود (نوفرستی، ۱۳۸۷).

#### ۴- برآورد مدل و تفسیر نتایج

با استفاده از روش مولفه های اصلی، برای هر یک از پنج شاخص معرفی شده یک مقدار ویژه ( $\lambda_i$ ) به دست می آید و وزن (سهم) هر شاخص در شاخص کلی با استفاده از رابطه زیر محاسبه می گردد.

$$\frac{\lambda_i}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4 + \lambda_5}$$

جدول ۲: نتایج تجزیه مولفه های اصلی شاخص های سلامت

متغیرها	مقدار ویژه ( $\lambda_i$ )	وزن (سهم)
هزینه های سلامت	۲/۷۴۳۲۵۲	۰/۹۱۴۴



امید به زندگی	۰/۰۱۷۹۹۳	۰/۰۷۹۵
مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال	۰/۲۳۸۷۵۶	۰/۰۰۵۹

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۲) براساس روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی و با بکارگیری روش ماتریس واریانس - کوواریانس محاسبه شده‌است. نتایج نشان می‌دهد، متغیر هزینه‌های سلامت (۰/۹۱۴۴) بیشترین اهمیت را در شاخص کلی سلامت برای ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۱ دارد. متغیر امید به زندگی (۰/۰۷۹۵) و مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال (۰/۰۰۵۹) به ترتیب اهمیت کمتری دارند.

برای اجتناب از رگرسیون کاذب در تخمین مدل بایستی ابتدا از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. به منظور بررسی وضعیت مانایی سری‌های زمانی در مطالعه حاضر از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> و فیلیپس - پرون<sup>۲</sup> با در نظر گرفتن عرض از مبدا استفاده شده است که نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

### جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل

مقدار بحرانی مک کینون			مقدار آماره	متغیر
۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۹ درصد	ADF	
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۳	-۳/۶۲۱	-۳/۳۴۸	HPCE
			-۴/۱۴۶	MI
			-۴/۸۹۴	GINI
			-۰/۷۷۷	GDP
مقدار بحرانی مک کینون			مقدار آماره	متغیر
۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۰ درصد	PP	
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۳	-۳/۶۲۱	-۳/۷۳۱	HPCE
			-۲/۶۳۱	MI
			-۴/۸۷۶	GINI
			-۰/۸۸۵	GDP
نتایج آزمون مانایی تفاضل مرتبه اول متغیرها				
مقدار بحرانی مک کینون			مقدار آماره	متغیر
۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۹ درصد	ADF	
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۳	-۳/۶۲۱	-۴/۳۷۱	DGDP
مقدار بحرانی مک کینون			مقدار آماره	متغیر
۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۹ درصد	PP	
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۳	-۳/۶۲۱	-۶/۷۶۲	D MI
			-۴/۴۱۶	DGDP

منبع: یافته‌های پژوهش

<sup>۱</sup> Augmented Dickey-Fuller (ADF)

<sup>۲</sup> Phillips-Perron (PP)

طبق نتایج حاصل در جدول (۲) در هر دو آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون شاخص سلامت و ضریب جینی در سطح مانا هستند، یعنی انباشته از درجه صفر یا  $I(0)$  می‌باشند. زیرا قدرت مطلق آماره محاسبه شده دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون از مقادیر بحرانی متناظر آن بزرگتر است. شاخص فلاکت در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح مانا است اما در آزمون فیلیپس - پرون پس از یکبار تفاضل گیری مانا می‌شود. در هر دو آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون تولید ناخالص داخلی سرانه مانا نیست، به عبارتی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی یادشده رد نمی‌شود. یعنی انباشته از درجه یک یا  $I(1)$  می‌باشند. در واقع مشخص شد که این متغیر پس از یکبار تفاضل گیری مانا می‌شوند و فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد تفاضل داده‌ها و مانا نبودن رد و فرضیه مقابل مبنی بر مانایی پذیرفته می‌شود.

باتوجه به آن که متغیرها ترکیبی از  $I(0)$  و  $I(1)$  هستند، رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) به دلیل برآوردهای کارآمد و سازگاری، گزینه مناسبی برای تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی میان متغیرها است.

در این مطالعه مدل ARDL با عرض از مبدا و روند زمانی برای تصریح موردنظر برآورد گردید. برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار شوارتز - بیزین (SBC) استفاده شده است. با توجه به اینکه در معادلات بررسی شده میزان احتمال بالای ۵ درصد است پس فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس رد نمی‌شود و نشان دهنده این است که ناهمسانی واریانس وجود ندارد. همچنین با توجه به اینکه میزان احتمال در آزمون خودهمبستگی بالای ۵ درصد بدست آمده فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی را می‌پذیریم. بر اساس آماره جارکو-برا (JB) نرمال بودن باقیمانده‌ها دلالت بر آن دارد که توزیع داده‌ها نرمال است و با وجود احتمال ۹۹ درصدی نرمال بودن تأیید می‌شود. به عبارتی توزیع باقیمانده مدل از توزیع نرمال پیروی می‌کند. علاوه بر این، با توجه به نتایج آماره F کل مدل به لحاظ آماری معنا دار است. در گام بعدی، آزمون باند برای تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد پژوهش استفاده می‌گردد. با توجه به نتایج جدول (۴) مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگتر از باند (مقدار بحرانی) بالا است. بنابراین، در اینجا نشانگر وجود یک ارتباط تعادلی بلندمدت بین متغیرها است.

جدول ۴: آزمون‌های تشخیصی و هم‌انباشتگی

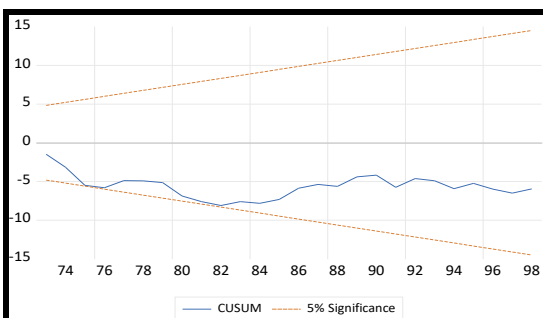
آزمون‌های تشخیصی			
آماره F (p-value)	آماره JB (p-value)	آماره LM Test (p-value)	آماره ARCH (p-value)
۱۰۲۰۴۲۲ (۰/۰۰۰)	۱/۴۴۵ (۰/۴۸۴)	۱/۳۷۹ (۰/۲۷۰)	۲/۰۱۰ (۰/۱۳۵)
DW - statistic		R-squared	
۲/۲۱۱		۰/۹۹	
آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی)			
آماره آزمون )F( )	سطح معنی‌داری	مقادیر بحرانی	
		باند پائین	باند بالا
۲۰/۴۰۴	٪۱۰	۳/۴۷	۴/۴۵
	٪۵	۴/۰۱	۵/۰۷
	٪۲/۵	۴/۵۲	۵/۶۲
	٪۱	۵/۱۷	۶/۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

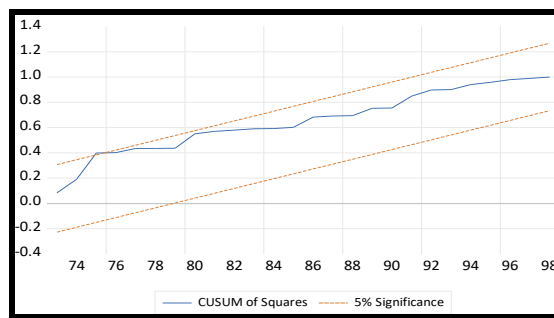
1. Jarque-Bera

آزمونهای تشخیصی برای مشخص نمودن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری استفاده می‌گردد. در این پژوهش از نمودارها حاصل جمع تجمعی<sup>۱</sup> (CUSUM) و حاصل جمع تجمعی مجذورات<sup>۲</sup> (CUSUMSQ) که توسط براون و دیگران (۱۹۷۵) مطرح گردیده، برای ثبات مدل استفاده شده است. اگر نمودار آماری، یکی از خط‌های طرفین را در سطح ۵ درصد قطع کند، مدل با ثبات نخواهد بود.

نمودار ۱: آزمون پایداری CUSUM



نمودار ۲: آزمون پایداری CUSUMQ



منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس آزمون‌های هم‌انباشتگی که بیانگر وجود ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهاست و برقراری فرض کلاسیک می‌باشد، بنابراین می‌توان ضرایب بلندمدت به روش ARDL، را برآورد و تفسیر نمود.

جدول ۵: نتایج آزمون بردار بلند مدت

نام متغیر	ضرایب	آماره آزمون (t)	Prob
MI	-۰/۰۲۰	-۴/۱۰۴	۰/۰۰۰
GINI	-۱/۱۰۵	-۳/۸۸۶	۰/۰۰۰
GDP	۰/۰۴۲	۴/۳۳۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۵) ملاحظه می‌کنید، شاخص فلاکت تأثیر منفی و معناداری بر شاخص سلامت دارد، به عبارتی در صورتی که یک واحد شاخص فلاکت افزایش یابد شاخص سلامت ۰/۰۲۰ واحد کاهش می‌یابد، در واقع افزایش شاخص فلاکت به معنای افزایش مجموعه نرخ تورم و نرخ بیکاری است که منجر به کاهش سطح رفاه خانوار و کاهش مخارج مصرفی آنها از جمله هزینه‌های سلامت می‌شود. همچنین، نابرابری درآمد بر شاخص سلامت اثر منفی و معناداری دارد. یعنی اگر نابرابری درآمدی یک واحد افزایش یابد، شاخص سلامت ۱/۱۰۵ واحد کاهش می‌یابد که بیانگر آن اثرات نابرابری درآمد بر سلامت در نتیجه عدم سرمایه‌گذاری در کالاهای اجتماعی مثل آموزش عمومی و مراقبت بهداشتی است که موجب از بین رفتن انتخاب اجتماعی، افزایش سرمایه اجتماعی خواهد شد. به علاوه، تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) اثر مثبت و معناداری بر شاخص سلامت دارد. اگر یک واحد تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) افزایش یابد، شاخص سلامت ۰/۰۴۲ واحد افزایش می‌یابد. افزایش درآمد سرانه می‌تواند به افزایش هزینه‌های سلامت نیز کمک کند، زیرا سطح درآمد خانوار تعیین‌کننده سبب مصرفی و اولویت‌های مصرفی خانوار است و از آنجا که

1. Cumulative Sum

2. Cumulative Sums of Squares

ترکیب سبد مصرفی خانوار شامل مخارج معیشتی مهمتری از جمله خوراک و پوشاک... است. بنابراین افزایش سطح درآمد خانوار منجر به تخصیص منابع به این مخارج شده و منابع مالی بیشتری به هزینه‌های سلامت اختصاص می‌یابد.

در گام بعدی، از آزمون تصحیح خطا (ECM)، جهت پذیرش آزمون بردار بلند مدت استفاده می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۵) ارائه می‌گردد.

جدول ۶: نتایج آزمون تصحیح خطا (ECM)

نام متغیر	ضرایب	آماره آزمون (t)	Prob
D(HPCE(-1))	۱/۳۷۵۶۲۸	۳۸/۸۳۹۲۴	۰/۰۰۰
D(HPCE(-2))	-۰/۵۴۷۵۹۱	-۱۸/۳۳۲۸۲	۰/۰۰۰
D(GDP)	۰-۰/۰۰۰۹۱۳	-۲/۷۷۵۵۶۵	۰/۰۱۰۱
Cointeq(-1)	-۰/۰۲۱۴۳۵	-۹/۵۴۱۱۷۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آنچه که در مدل تصحیح خطا (ECM) مورد توجه است و اهمیت اساسی دارد، ضریب مربوط به  $(-1)$  ecm است که سرعت تبدیل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌دهد. همانطور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود. ضریب برآورد شده  $(-1)$  ecm برابر  $(-۰/۰۲۱۴۳۵)$  است که به این معناست که در هر دوره به میزان  $-۰/۰۲۱۴۳۵$  از عدم تعادل کوتاه مدت، برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. بر این اساس، اثر یک شوک بر شاخص سلامت در کوتاه مدت حدود دو دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن، رابطه کوتاه مدت نیز در مسیر رابطه تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت. بنابراین، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته می‌شود.

## ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف مطالعه حاضر بررسی تاثیر شاخص فلاکت بر شاخص سلامت در ایران است. رابطه مذکور با استفاده از نظریات اقتصادی و با تکیه بر مدل الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) طی دوره زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۸ برآورد شد و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. متغیر شاخص فلاکت دارای ضریب منفی و معناداری بر روی هزینه‌های سلامت است. شاخص فلاکت در رده‌های پایین جامعه چشمگیر تر و خیم‌تر است؛ زیرا بر اثر افزایش نرخ تورم، قدرت خرید دهک‌های پایین جامعه آسیب جدی می‌بیند. همچنین به دلیل بالا بودن نرخ بیکاری در دهک‌های پایین درآمدی جامعه و عدم پرداخت دستمزد، متناسب با نرخ تورم برای شاغلان دهک‌های پایین جامعه، شاهد تأثیر منفی شاخص فلاکت بر رفاه اقشار ضعیف جامعه از کانال چهار شاخص غذا، بهداشت، آموزش و مسکن خواهیم بود. به بیان دیگر، مخارج بهداشت و درمان یکی از انواع مخارج مصرفی غیرخوراکی خانوارهاست. بنابراین افزایش شاخص فلاکت منجر به کاهش قدرت خرید و کاهش میانگین مخارج بهداشت درمان خانوار می‌گردد.

براساس نتایج، تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص سلامت دارد. درآمد سرانه بالاتر، سلامت بهتر را از طریق بهبود وضعیت زندگی شامل دسترسی به آب آشامیدنی سالم، جاده‌های بهتر، تغذیه مناسب و... موجب می‌شود درآمد سرانه بالاتر قدرت

خرید بیشتری را نیز ایجاد می‌کند که می‌تواند به طور مستقیم کمیت و کیفیت مراقبت‌های بهداشتی را بهبود بخشد و استفاده بیشتر از آموزش را موجب می‌شود که این خود در آینده به صورت درآمد بیشتر ظاهر می‌شود.

نابرابری درآمد نیز تاثیر منفی و معنادار بر شاخص سلامت دارد؛ با کاهش نابرابری درآمد در جامعه امکان سرمایه‌گذاری در آموزش، بهداشت؛ اشتغال برای افراد بیشتری فراهم می‌شود. شاهد افزایش مخارج سلامت توسط دولت و خانوارها و بهبود شاخص‌های سلامت خواهیم بود.

### منابع فارسی:

بخشنده گلکو، رقیه (۱۳۹۰)، بررسی رابطه سلامت با رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات.

### منابع لاتین:

- 1) Abbas, F. & Hiemenz, U. (2011). "Determinants of public health expenditures in Pakista. ZEF". Discussion Papers on Development Policy 158: 30-48.
- 2) Abbasi, Narges, Sanjari Farsipour, Nahid, Yarmohammadi, Massoud. (2006). "Continuous multivariate methods ". Tehran: Payame Noor University Press.
- 3) Ahmadi, Ali Mohammad, Ghaffari, Hassan Mohammad and Emadi, Seyed Javad. (2011). "The relationship between macroeconomic variables and health in Iran ". Social Welfare Quarterly 10 (39): 39-7.
- 4) Amiri A, Gerdtham UG, Ventelou B. (2011). A new approach for estimation of longrun relationships in economic analysis using Engle-Granger and artificial intelligence methods; 2011.
- 5) Amjad A, Marc A. (2019). Urbanization and Life Expectancy in MENA Nations: An Empirical Analysis. Economic Misery.
- 6) Asefzadeh S. (2010). Health Care Economics 4th ed: Qazvin University of Medical Science:1-256.
- 7) Asgari, Heshmatollah and Badpa, Behrooz. (2015). "The effect of public and private health expenditures on the health status of individuals in Iran ". Scientific Journal of Ilam University of Medical Sciences 23 (5): 46-36.
- 8) Audi M, Ali A. (2017). "Socio-Economic Status and Life Expectancy in Lebanon: An Empirical Analysis". Archives of Business Research 5(11):159-170.
- 9) Babaei, Majid. (2020). "The effect of health indicators and macroeconomic variables on the level of life expectancy (comparison of developing and developed countries with the Panel Data approach): A descriptive-analytical study". Journal of Medical Science Studies 31 (7): 575-568.
- 10) Beja, E. (2014). Measuring economic ill-being: Evidence for the Philippine misery index. Department of Economics, Ateneo de Manila University, Quezon City, Philippines 1108, Mpra Paper.

- 11) Bloom, D., D. Canning & J. Sevilla. (2004). "The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach". *World Development* 32 (1): 1-13.
- 12) Emadzadeh, Mostafa, Samadi, Saeed and Paknejad, Samira. (2011). "The effect of income inequality distribution on health status in a selection of member countries of the Organization of the Islamic Conference ". *Health Information Management* 8 (3): 314-306.
- 13) Fattahi, Maryam, Assari, Abbas, Sadeghi, Hossein and Asgharpour Hassan. (2013). "Experimental analysis of the relationship between air pollution and general health costs: A dynamic panel data approach ". *Economic Modeling Quarterly* 9 (31), 60-43.
- 14) Generous Golko, Roghayeh. (2014). Investigating the relationship between health and economic growth in the member countries of the Organization of the Islamic Conference. Master Thesis, Azad University, Research Sciences Branch.
- 15) Gol Khandan Abolghasem. (2019). "The long-term impact of economic misery on life expectancy in Iran ". *Journal of Health Research* 4 (2): 111-104.
- 16) Karimi, Iraj. (2005). *Health Economics: Resource Allocation and Productivity Planning*. Tehran: Gap Publications.
- 17) Kazemian, Mahmoud and Javadi Nasab, Hamideh. (2014). " Economic and social components affecting the health costs of low-income households in the informal sector of employment ". *Journal of Kerman University of Medical Sciences* 2 (21): 161-151.
- 18) Lotfaliipour, Mohammad Reza, Fallahi, Mohammad Ali and Borji, Masoumeh. (2012). "Investigating the effect of health index on Iran's economic growth ". *Health Management* 14 (46): 70-57.
- 19) Marcus J.(2013). The effect of unemployment on the mental health of spouses Evidence from plant closures in Germany. *Journal of Health Economics*; 32 (3): 546–558.
- 20) Masgrove, Philip, Zaramdini, Riyadh, Crane and Guy (2004). Basic patterns in health care costs. Translated by Amir Abbas Fazaili, *Social Security Quarterly*, 6 (17): 41-78.
- 21) Mujtahid, Ahmad and Javadipour, Saeed. (2004). " Investigating the effect of health expenditures on economic growth (Case study of selected developing countries) ". *Iranian Journal of Economic Research* 6 (19): 54-31.
- 22) Murthy NR, Okunade AA. (2009). "The core determinants of health expenditure in the African context: some econometric evidence for policy". *Journal of Health Policy* 91: 57-62.
- 23) Nofarsti, Mohammad. (2008). *Unified and cohesive roots in econometrics*. Tehran: Rasa Cultural Services Institute Publications, fifth edition.
- 24) Rabiee, Mahnaz, Heidari, Somayeh, Shariat Bahadori, Mina and Kani, Sedigheh. (2013). "The Impact of Health Indicators on Economic Growth: A Case Study of Developed and Developing Countries". *Economic Journal* 13 (7,8): 88-73.
- 25) Raghfar, Hossein, Zargari, Niloufar and Sangari Mahzab, Kobra. (2013). " Measuring inequality in health expenditures in Iran". *Hakim Research Journal* 16 (2): 97-89.
- 26) Rezaei, Hadi, Alizadeh, Mohammad and Nademi, Younes. (2017). "Investigating the effects of spatial overflow of misery index on health expenditures in selected developing countries". *Health Management* 8 (1): 67-57.
- 27) Sabbagh Kermani, Majid. (2016). *Health Economics*. Tehran: Samat Organization.

- 28) Shahabadi, Abolfazl and Ghorbani Golparvar, Mahya. (2016). " The effect of misery index on health costs in Iran". *Economic Modeling Quarterly* 10 (1): 157-133.
- 29) Shahbaz M, Loganathan N, Mujahid N, Ali A, Nawaz A. (2016). "Determinants of life expectancy and its prospects under the role of economic misery: A case of Pakistan". *Social Indicators Research* 126(3):299-316.
- 30) Shiller RJ. (1997). Why do people dislike inflation? In Christina D. Romer & D. H. Romer, eds. *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*. Chicago: University of Chicago press: 1- 15.
- 31) Truesdale BC & Jencks C. (2016). "The health effects of income inequality: Averages and disparities". *Annual Review of Public Health* 37(1): 413-30
- 32) Wang Z, Rettenmaier AJ. (2007). "A note on cointegration of health expenditure and income". *Health Economics* 16: 559-578.
- 33) Weil, David (2005), "Accounting for the Effect of Health on Economic Growth, National Bureau of Economic Research", Massachusetts Avenue Cambridge, MA 02138.
- 34) Wilkinson, RG. (1997). "Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: Relative or absolute material standards? ". *British Medical Journal* 314(7080): 591-595.
- 35) Wu, P., Liu, Sh. & Pan, Sh. (2014). " Does misery index matter for the persistence of health spending? Evidence from OECD countries". *Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement* 118(2): 893-910.