فصلنامه راهبرد توسعه/ سال نوزدهم/ شماره ٤ (پیاپی٧٦)/ زمستان ١٤٠٢/ ١٩٤-١٦٢
Quarterly Journal of Development Strategy, 2024, Vol. 19, No.4 (76), 162-194

# تأثیر شاخص فلاکت بر شاخص سلامت در ایران

**سید محمد مستولی زاده** [1]

(تاریخ دریافت ۱۴۰۲/۳/۲۵ ـ تاریخ تصویب ۱۴۰۲/۱۱/۲۱)

نوع مقاله: **علمی پژوهشی**

## چکیده

**مقدمه:** سلامت به معنی برخوداری 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 خودرگرسیونی 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 سرامه سلامت از قانون بودجه و محاسبات و مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال داده های یونیسف[2] و اطلاعات شاخص فلاکت، ضریب جینی و تولید ناخالص داخلی سرانه از مرکز آمار و نماگرهای اقتصادی بانک

۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان mostolizadeh@semnan.ac.ir

2. UNICEF DATA

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 برشاخص سلامت دارد، در حالی تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معناداری برشاخص سلامت دارد.که این موضوع قیود دیگری را بر سیاستگذار در مسیر دستیابی به توزیع بهتر درآمد، ارتقای درآمد سرانه تحمیل خواهد نمود.

**بحث**: بر اساس 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 دهک های 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 سرمایه گذاری در آموزش، سلامت؛ زمینه اشتغال برای افراد بیشتری فراهم شده است.

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

## 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 برخودار 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 آماده-تری 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)[1]. 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[2]،۲۰۰۵). 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 درفعالیت‌های بازاری و غیربازاری افزایش می‌دهد (ربیعی و همکاران، ۱۳۹۲)[3].
از آنجا که شاخص فلاکت بر اساس دیدگاه اقتصاددانانی مانند بارو[4] و اوکان[5] 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 بی ثباتی، 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[6]،۱۹۹۷). بیکاری منجر به از دست دادن منافع مالی و غیرمالی حاصل از اشتغال می شود .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 تامین هزینه‌های بهداشت و سلامت را نخواهند داشت (مارکوس[7]،۲۰۱۳).
به طور کلی مطالعات متعددی در زمینه عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت انجام شده ازجمله گل خندان (۱۳۹۸)، شاه آبادی و قربانی گلپرور (۱۳۹۵) و رضایی و همکاران (۱۳۹۶) به

1 . Mojtahed & Javadi pour (2004)
2 . Weil
3 . Rabiee & et all (2013)
4 . Barro
5 . Okun
6 . Shiller
7 . Marcus

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 شده‌است. بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق ارائه شده‌است. بخش سوم به روش تحقیق شامل جمع‌آوری 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 (صباغ کرمانی، ۱۳۹۶)[1].

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 ارایه خدمات، همگی حاکی از سرعت تغییرات در سلامت هستند.

حوزه سلامت: مجموعه کنشگران و فعالیت‌هایی است که با هدف اولیه 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 ازدیدگاه فیزیکی، روانی، اجتماعی ومعنوی مطرح می‌شود و به معنای ایجاد روابط اصولی ومنطقی 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 دیگراست. طبق این تعریف می‌توان نتیجه گرفت که هرعاملی 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 برتأمین سلامت نیست (کریمی، ۱۳۸۳)[2].

بر این اساس، ارتقای بهداشت در صورت ثبات سایر شرایط بدان معناست که منابع کمتری در آینده صرف مخارجی درمانی خواهد شد. بنابراین، برخی منابع که در آینده باید صرف مخارج

1. Sabbagh Kermani (2016)

2 . Karimi (2005)

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 می-شود که نتیجه این انباشت سرمایه، رشد اقتصادی سریع تر خواهد بود (بلوم و همکاران[1]، 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

از میان عوامل محیطی مؤثربر سلامت روان، نقش اقتصاد در سلامت روان افراد، بسیار حائز اهمیت و مورد توجه صاحبنظران است. سلامت روانی تحت تأثیرپایگاه اجتماعی-اقتصادی است (تاسیک[2] و همکاران، ۱۳۸۶). از این رو نظریات متفاوتی برای بیان رابطهٔ عوامل اقتصادی و سلامت روان مطرح شده اند. دو فرضیه در این زمینه مطرح است: بر طبق فرضیه علیت اجتماعی، فقرو نابرابری درآمد خطرابتلا 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 بیشترمربوط به اختلالات شایع روانی مانند افسردگی و اضطراب است و نظریه رانش بیشتر مربوط به اختلالات شدید روانی مانند اسکیزوفرنی است (ایمی ونپ[3]، ۲۰۱۴). عوامل اقتصادی از جمله بیکاری، بیثباتی اقتصادی، تورم افسارگسیخته، رکود اقتصادی، و توزیع ناعادلانه درآمدها در جامعه مهمترین عوامل اقتصادی مؤثربرسلامت روان هستند.
در سال ۱۹۹۳ مولر، هیکس و وینوکر[4] 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

1 . Bloom & et all
2 Tasik
3 Knapp & Iemmi
4 Muller & Hicks & Winocur

اشتغال با مشکلات جسمی و روانی مثل افسردگی، اضطراب و نرخ بالای خودکشی مرتبط است (میکانن و رافیل[1] ، ۲۰۱۰). همچنین یافته های پژوهشی روهم[2](۲۰۰۳) نشان داده است افزایش در نرخ بیکاری ارتباط مثبتی با بیماریهای روانی دارد و شمار زیادی از مطالعات اثرمنفی بیکاری بر خودکشی، افسردگی، شرایط جسمانی و سوء مصرف مواد را تأیید میکنند. نظریه کارکردی جاهودا، در سال ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۲ در توجیه تأثیرمنفی بیکاری بر سلامت روانی، نظریه محرومیت مکنون را مطرح مینماید. مطابق با این نظر، اشتغال دارای دوعملکرد است؛ عملکرد آشکارکه با داشتن درآمد وعملکرد 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 وتحصیل و حرفه سبب میشود که آن ها هم از عملکرد آشکار و هم از عملکرد مکنون کار، بی بهره بمانند و نتیجهٔ محرومیت از هردو بر سلامت روان افراد تأثیرمنفی دارد (جاهودا[3]، ۱۹۸۲). نظریه محدودیت عمل فرایر: نظریهٔ دیگری که در توجیه تأثیربیکاری و ترک تحصیل افراد ارائه شده، نظریه محدودیت عمل است (فرایر[4]،۱۹۸۶). اما مطابق این نظراز دست دادن کار سبب محدود شدن منابع فردی می شود که پیامد آن به این صورت است که فرد آیندهٔ 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 می‌کند که رفاه از دست رفته با استفاده از مقادیر ذهنی و عینی تورم و بیکاری قابل اندازه‌گیری است (بجا[5]، ۲۰۱۴).

تورم و بیکاری از کانال های مختلفی، می توانند 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

1 Mikkonen & Raphael
2 Ruhm
3 Jahoda
4 .Fryer
5 . Beja

مخارج مصرفی از جمله مخارج بهداشت و سلامت خواهد شد ( شاه آبادی و قربانی گلپرور، ۱۳۹۵)[1].

uتورم یکی از اساسی ترین معضلات اقتصادی هر کشوری است، هزینه های روانی تورم از بی اعتمادی مردم نسبت به ارزش پول ملی حکایت دارد و عدم احساس رضایت خاطرروانی ناشی از این ذهنیت است که تورم، حاصل کار آن ها را هدر می دهد. یکی دیگراز هزینه های روانی تورم ایجاد یک حالت نااطمینانی و بلاتکلیفی 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 برون داده‌های سلامت از جمله امید به زندگی می شود. 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[3]، ۲۰۱۱).

### 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

1 . Shahabadi & Ghorbani Golparva (2016)

2 . Rezaei & et all (2017)

3. Abbas & Hiemenz

درآمد موجب افزایش بدگمانی و استرس در بین افراد جامعه شده و مشارکت اجتماعی را کاهش می‌دهد و همچنین موجب واکنش های خشم آلود افراد نسبت به وقایع پیرامون خود می-شود. مجموعه‌ی این رفتارها سلامت عمومی را دچار آسیب می‌کند (عماد زاده و همکاران، ۱۳۹۰)[1].

ویلکینسون[2] (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 با درآمد 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 متاثر می‌کند ( تروسدیل و جینک[3]،۲۰۱۶).

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

وضعیت کلّی 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 بازدهی های انتظاری سرمایه‌گذاری منابع در بهداشت و دیگر سرمایه‌گذاری انسانی خواهد شد، که طبعاً به واسطه ساز و کارهای ارائه شده در بخش های پیشین بهره‌وری را افزایش می‌دهد.

---

1 . Emadzadeh & et all (2011)

2 .Wilkinson

3 .Truesdale & Jencks

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 سیاست گذاران 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 هزینه نهایی 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 سرمایه گذاری در بهداشت از سوی این افراد افزایش یابد.

۵. پنجمین اثر مهم رشد اقتصادی بر بهداشت، به واسطه افزایش تسلّط 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)[1].

در ادامه به مرور مطالعات انجام شده در خصوص شاخص فلاکت و اقتصاد سلامت در داخل و خارج به اختصار مروری می‌شود

1 . Mujtahid & Javadipour (2004)

## 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 استفاد 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 نمی باشد و هر یک از متغیرهای کلان به نوعی بر آن تاثیر می‌گذارد.

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 داده های 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)[1] تاثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران را با استفاده از مدل گسترش یافته سولو و سیستم معادلات همزمان و روش حداقل مربعات سه مرحله ای 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

1 . Lotfalipour & et all (2012)

توسعه و توسعه یافته طی دوره زمانی ۱۹۹۰ -۲۰۱۰ با بکارگیری داده های 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.

کاظمیان و جوادی نسب (۱۳۹۳)[1] 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)[2] 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 . Kazemian & Javadi Nasab (2014)

2 . Fattahi & et all (2013)

عسگری و بادپا (۱۳۹۴)[1] 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 گلپرور (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.

گل خندان (۱۳۹۸)[2] 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 بی سوادی امید به زندگی را در بلند مدت کاهش می‌دهند.

بابائی (۱۳۹۹)[3] به بررسی تاثیر 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

1 . Asgari & Badpa,.(2015)

2 . Gol Khandan (2019)

3 . Babaei (2020)

شاخص‌های مورد بررسی تاثیر 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 می‌باشد 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 [1](۲۰۰۷) به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر مخارج بهداشتی در آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۷۸-۲۰۰۷ با روش همچنین یوهانسون پرداختند. یافته ها 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 [2] (۲۰۰۹) در پژوهشی به تعیین عوامل مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی ۴۴ کشور آفریقایی را با استفاده از داده‌های تلفیقی دوره زمانی۱۹۹۰-۲۰۰۰ 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 درمان های ضروری بهداشتی بوده‌اند.

امیری[3] 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 ازآن است که یک ارتباط یک سویه از سمت مخارج بهداشتی سرانه به درآمد سرانه وجود دارد.

وو و همکاران[4] (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

1 . Inano & Irahajakper
2 . Murthy & Okunade
3 . Amiri
4 . Wu & et all

پرداختند. نتایج مدل تجربی نشا 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[1] 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[2] (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 $Co_2$ اثر منفی و معنادار بر امید به زندگی دارد.

آیودی و علی[3] (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 می پردازد. 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 داده ها و تصریح مدل می پردازیم.

### ۳-۱. تصریح مدل

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

$$HPCE_t = \alpha + \beta_1 MI_t + \beta_2 GINI_t + \beta_3 GDP_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

1 . Shahbaz

2 . Audi & Ali

3 . Amjad & Marc

که درآن 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 روشتحلیل مؤلفه‌های اصلی[1] محاسبه می‌شود. در ادامه به معرفی هر یک از شاخص‌های سلامت و شاخص فلاکت به عنوان متغیر مستقل مدل می‌پردازیم:

### ❖ شاخص امید به زندگی

این شاخص نشان دهنده تعداد سال‌های است که یک نوزاد تازه متولد شده می تواند 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(بخشنده گلکو، ۱۳۹۰)[2].

### ❖ 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

1 . Principal Component Analysis (PCA)
2 . Generous Golko (2014)

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 منعکس کننده 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 می شود که شاخص مزبور نتواند وضعیت بهداشتی جامعه را به طور دقیق توصیف کند (بخشنده گلکو، ۱۳۹۰).

### ❖ شاخص فلاکت

شاخص فلاکت بر رشد تداوم هزینه‌های سلامت درسطح 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 استفاده‌شده‌است.

### ❖ نابرابری درآمد

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 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)[1].

❖ **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 سرامه سلامت از قانون بودجه و محاسبات و مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال داده های یونیسف[2] 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:

---

1 . Raghfar & et all (2013)

2. UNICEF DATA

**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

### ۳-۳-۱. تجزیه مؤلفه‌های اصلی

تجزیه مؤلفه‌های اصلی توسط کارل پیرسون (۱۹۰۱)[1] پیشنهاد شده است. این تحلیل شامل تجزیه مقدارهای ویژه‌ی ماتریس واریانس- کوورایانس بوده است. این روش بر این فرض مبتنی است که در مراحل اولیه تحقیق توجه محقق به متغیرهایی معطوف می‌باشد که از یک مشاهده به مشاهده دیگر بیشترین تغییرات را نشان داده است. تجزیه‌ی مؤلفه‌های اصلی مبتنی بر یافتن ترکیبات خطی از متغیرهابی 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 $X = (X_1.X_2.\ldots.X_p)'$ دارای ماتریس واریانس-کواریانس $\sum$ با مقادیر ویژه $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_p \geq 0$باشد. اگر ترکیبات خطی از $X$ به فرم زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_i = \acute{l}_i X = l_{1i} l X_1 + l_{2i} X_2 + \cdots + l_{ip} X_p \qquad i = 1.2.\ldots.p$$

1 . Pearson, K. (1901)

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

$$Var(Y_j) = \acute{l}_i \sum l_i \qquad i = 1.2. \dots . p$$

$$Var(Y_i \ . Y_k) = \acute{l}_i \sum l_k \qquad i \neq k \qquad i = 1.2. \dots . p$$

برای ساختن مؤلفه‌های اصلی باید $l_i$ها به نحوی تعیین گردد که $Y_i$ها ناهمبسته با بیشترین واریانس داشته باشند، به عبارت دیگر مؤلفه های اصلی به صورت زیر می‌باشند:

اولین مؤلفه اصلی: ترکیب خطی $\acute{l}_1 X$ با بیشترین $Var(\acute{l}_1 X)$ و فرض $\acute{l}_1 l_1 = 1$

دومین مؤلفه اصلی: ترکیب خطی $\acute{l}_2 X$ با بیشترین $Var(\acute{l}_2 X)$ و فرض $\acute{l}_2 l_2 = 1$ و

$$Cov(\acute{l}_1 X. \acute{l}_2 X) = 0$$

$\vdots \qquad \vdots$

$i$ امین مؤلفه اصلی: ترکیب خطی $\acute{l}_i X$ با بیشترین $Var(\acute{l}_i X)$ و فرض $\acute{l}_i l_i = 1$ و برای $k < i$

$$Cov(\acute{l}_i X. \acute{l}_i X) = 0$$

$\vdots \qquad \vdots$

$p$ امین مؤلفه اصلی: ترکیب خطی $\acute{l}_p X$ با بیشترین $Var(\acute{l}_p X)$ و فرض $\acute{l}_p l_p = 1$ و برای $k < p$

$$Cov(\acute{l}_p X. \acute{l}_p X) = 0$$

$\vdots \qquad \vdots$

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 $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_p \geq 0$ در دست باشند، آنگاه:

$$\lambda_1 = \acute{e}_1 \sum e_1 = \max_{\{l: \acute{l} l = 1\}} \acute{l} \sum l$$

$$\lambda_2 = \acute{e}_2 \sum e_2 = \max_{\{l: \acute{l} l = 1. \acute{l}\, e = 0\}} \acute{l} \sum l$$

$\vdots \qquad \vdots$

$$\lambda_p = \acute{e}_p \sum e_p = \max_{\{l: \acute{l} l = 1. \acute{l} e_1. \acute{l} e_2 \dots . \acute{l} e_{p-1} = 0\}} \acute{l} \sum l$$

بر اساس جواب های بهینه ، $i$ امین مؤلفه اصلی برابر است با:

$$Y_i = \acute{e}_i X = e_{1i}X_1 + e_{2i}X_2 + \cdots + e_{pi}X_p \qquad i = 1.2.\ldots.p$$

به علاوه:

$$Var(Y_j) = \acute{e}_i \sum e_i = \lambda_i \qquad i = 1.2.\ldots.p$$

$$Var(Y_i\ .Y_k) = \acute{e}_i \sum e_k = 0 \qquad i \neq k \qquad i = 1.2.\ldots.p$$

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

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

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

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

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

معمولاً در عمل ماتریس کواریانس $\sum$ مجهول است. بنابراین مؤلفه‌های اصلی جمعیت بی‌فایده خواهند بود و تصمیم گیری در این مورد که کدام یک از مؤلفه‌های اصلی دارای واریانس‌های 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:

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

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

همچنین‌خواهیم داشت(عباسی و همکاران، ۱۳۸۵):

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

### ۳-۳-۳. روش خود توضیح برداری با وقفه های گسترده[1](ARDL)

رویکرد ARDL از لحاظ آماری، روشی بهتر و معنی‌دارتر 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 وقفه‌های بهینه، می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل به دست آورد. مزیت اصلی این رهیافت آن است که، متغیرهای الگو می‌تواند I(۰) یا I(۱) باشند، یعنی دیگر نیازی به I(۱) بودن کلیه متغیرهای الگو (مثل روش انگل -گرنجر)نیست، بازهم قابل کاربرد است.

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

$$\gamma(L.P)Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L.q_i)\, X_{it} + \emptyset W_t + u_t \qquad (۸)$$

در درآن $\gamma$، 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 غیرتصادفی $(S\times 1)$ است که بیانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل نظیر عرض از مبداء، متغیرهای مجازی، 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:

(۹)

$$\gamma(L.P) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \cdots - \gamma_P L^P$$

$$i = 1.2. \ldots \ldots . k \qquad (۱۰)$$

$$\beta(L.q_i) = 1 - \beta i_1 - \beta i_2 L^2 - \cdots - \beta i_{2\ q} L^q$$

تعداد وقفه های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می توان با کمک یکی از ضوابط

1 . Autoregressive distributed lag

شوارتز- بیزین ($SBC$)، آکائیک ($AIC$) و حنان کوئین ($HQC$) و یا ضریب تعیین تعدیل شده ($\overline{R}^2$)[1] تعیین گردد. این روش مشکلات مربوط به حذف متغیر و خود همبستگی را رفع می‌کند همچنین به دلیل اینکه عاری از مشکلاتی همچون خود همبستگی سریالی و درونزایی، نااریب و کارا هستند. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰ برای این که درجه آزادی زیادی از بین نرود، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردارند. در روشی که توسط پسران و همکاران(۱۹۹۶) ارائه می‌گردد، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با استفاده از آمارهای F تحت بررسی قرار می‌گیرد. و برای این منظور ابتدا الگوی ARDL به شکل تصحیح خطا برآورد شده و سپس اهمیت توصیف سطوح با وقفه متغیر آزمون می‌گردد. اما توزیع آزمونF، صرف نظر از I(۰) یا I(۱) 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 می‌باشد.

برای متغیرهای مستقلI(K) دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون ARDL برای آزمون t فراهم گردیده است: دسته اول کرانه پایین برای رگرسور های I(۰) و دسته دوم کرانه‌های بالا برای رگرسورهای I(۱) در نظر گرفته شده است که البته برای مشاهدات بالا به کار می‌رود. برای مشاهدات پایین(۳۰تا۸۰)، مقادیر بحرانی با آزمون F محاسبه می‌گردد. بر این اساس اگر آماره F محاسباتی بیشتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد می‌توان بدون توجه به درجه همجمعی متغیرها، فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. چناچه اگر آماره آزمون F محاسباتی کمتر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد در این حالت می‌توان از آزمون دولادو_ بنرجی و مستر استفاده نمود (نوفرستی،۱۳۸۷).

## ٤- برآورد مدل و تفسیر نتایج

با استفاده از روش مولفه‌های اصلی، برای هریک از پنج شاخص معرفی شده یک مقدار ویژه ($\lambda_i$) به دست می‌آید و وزن (سهم) هر شاخص در شاخص کلی با استفاده از رابطه زیر محاسبه

---

2- R-Bar Squared ($\overline{R}^2$)

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 هزینه های 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- فولرتعمیم یافته[1] و فیلیپس- پرون[2] با در نظر گرفتن عرض از مبداء استفاده شده است که نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

1 . Augmented Dickey-Fuller (ADF)

2 . Phillips-Perron (PP)

**جدول(۳)- نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیر های مدل**

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

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج حاصل در جدول (۲) در هر دو آزمون دیکی- فولرتعمیم یافته و فیلیپس- پرون شاخص سلامت و ضریب جینی در سطح مانا هستند، یعنی انباشته از درجه صفر یا $I(۰)$ می-باشند. زیرا قدرت مطلق آماری محاسبه شده دیکی- فولرتعمیم 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- فولرتعمیم 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 $I(۱)$ 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 برمانایی پذیرفته می‌شود.

باتوجه به آن که متغیرها ترکیبی از I(۰) و I(۱) 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 مبداء و روند زمانی برای تصریح موردنظر برآوردگردید. 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)[1]نرمال بودن باقیمانده‌ها دلالت بر آن دارد که توزیع داده ها 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 هم انباشتگی 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.

1. Jarque-Bera

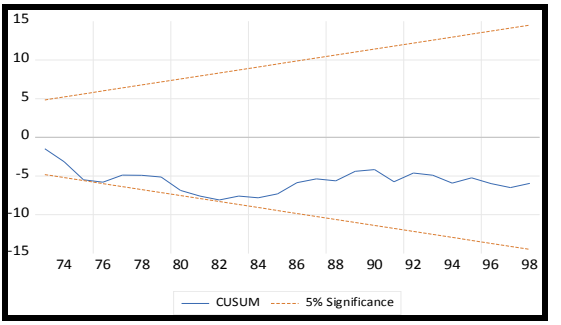
**جدول (٤)- آزمون‌های تشخیصی و هم انباشتگی**

| آزمون‌های تشخیصی | | | |
|---|---|---|---|
| آماره F (p-value) | آمارهJB (p-value) | LM Test)p-value( | 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 هم انباشتگی)** | | | |
| آماره آزمون ($F$) | سطح معنی‌داری | مقادیر بحرانی | |
| | | باند پائین | باند بالا |
| | ٪۱۰ | ۳/۴۷ | ۴/۴۵ |
| ۲۰/۴۰۴ | ٪۵ | ۴/۰۱ | ۵/۰۷ |
| | ٪۲/۵ | ۴/۵۲ | ۵/۶۲ |
| | ٪۱ | ۵/۱۷ | ۶/۳۶ |

منبع: یافته‌های پژوهش

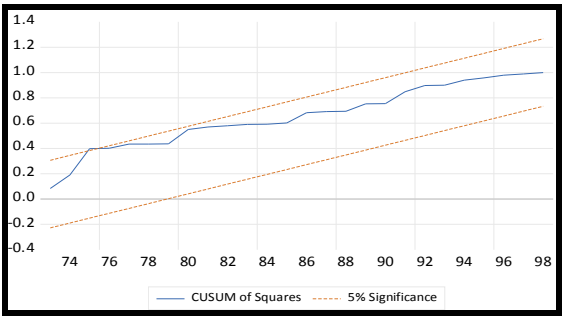
آزمونهای تشخیصی برای مشخص نمودن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری استفاده می‌گردد. در این پژوهش از نمودارها حاصل جمع تجمعی[1] (CUSUM) و حاصل جمع تجمعی مجذورات[2] (CUSUMSQ) که توسط براون و دیگران (۱۹۷۵) مطرح گردیده، برای ثبات مدل استفاده شده است. اگر نمودار آماری، یکی از خط‌های طرفین را در سطح ۵ درصد قطع کند، مدل با ثبات نخواهد بود.

**نمودار(۱)- آزمون پایداری CUSUM**




1 . Cumulative Sum
2 . Cumulative Sums of Squares

**نمودار(۲)- آزمون پایداریCUSUMQ**




منبع: یافته های پژوهش

بر اساس آزمون‌های هم انباشتگی که بیانگر وجود ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهاست و برقراری فروض 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 تعیین کننده سبد مصرفی و اولویت های مخارج مصرفی خانوار است و از آنجا که 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 می شود. نتایج آزمون در جدول (۵) ارائه می گردد.

**جدول (٦)- 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 ecm (-1) است که سرعت تبدیل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌دهد. همانطور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود. ضریب برآورد شده ecm(-1) 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.

## 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، جاده های بهتر، تغذیه مناسب و... موجب می‌شود درآمد سرانه بالاتر قدرت خرید بیشتری را نیز ایجاد می‌کند که می‌تواند به طور مستقیم کمیت و کیفیت مراقبت های بهداشتی را بهبود بخشد و استفاده بیشتر از آموزش را موجب می شود 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

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

- Abbas, F. & Hiemenz, U. (2011). "Determinants of public health expenditures in Pakista. ZEF". **Discussion Papers on Development Policy** 158: 30-48.
- Abbasi, Narges, Sanjari Farsipour, Nahid,Yarmohammadi, Massoud. (2006). "Continuous multivariate methods ". Tehran: **Payame Noor University Press**.
- 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.
- Amiri A, Gerdtham UG, Ventelou B. (2011). A new approach for estimation of longrun relationships in economic analysis using Engle-Granger and articial intelligence methods; 2011.
- Amjad A, Marc A. (2019). Urbanization and Life Expectancy in MENA Nations: An Empirical Analysis**. Economic Misery**.
- Asefzadeh S. (2010). Health Care Economics 4thed: **Qazvin University of Medical Science**:1-256.
- 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.
- Audi M, Ali A. (2017). "Socio-Economic Status and Life Expectancy in Lebanon: An Empirical Analysis". **Archives of Business Research** 5(11):159-170.
- 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.
- 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**.
- Bloom, D., D. Canning & J. Sevilla. (2004). "The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach". **World Development** 32 (1): 1-13.
- 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.
- 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.
- 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**.

- Gol Khandan Abolghasem. (2019). "The long-term impact of economic misery on life expectancy in Iran ". **Journal of Health Research** 4 (2): 111-104.
- Karimi, Iraj. (2005). Health Economics: Resource Allocation and Productivity Planning. Tehran**: Gap Publications**.
- 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.
- Lotfalipour, 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- Nofarsti, Mohammad. (2008). **Unified and cohesive roots in econometrics**. Tehran: Rasa Cultural Services Institute Publications, fifth edition.
- 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.
- Raghfar, Hossein, Zargari, Niloufar and Sangari Mahzab, Kobra. (2013). " Measuring inequality in health expenditures in Iran". **Hakim Research Journal** 16 (2): 97-89.
- 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.
- Sabbagh Kermani, Majid. (2016). Health Economics. Tehran: Samat Organization.
- Shahabadi, Abolfazl and Ghorbani Golparvar, Mahya. (2016). " The effect of misery index on health costs in Iran". **Economic Modeling Quarterly** 10 (1): 157-133.
- 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.

- Shiller RJ. (1997).Why do people dislike inflation? In christana D. Romer & D. H. Romer, eds. Reducing Inflation: Motivation and Strategy. Chicago: **University of Chicago press**: 1- 15.
- Truesdale BC & Jencks C. (2016). "The health effects of income inequality: Averages and disparities". **Annual Review of Public Health** 37(1): 413-30
- Wang Z, Rettenmaier AJ. (2007). "A note on cointegration of health expenditure and income". **Health Economics** 16: 559-578.
- Weil, David (2005), "Accounting for the Effect of Health on Economic Growth, National Bureau of Economic Research", **Massachusetts Avenue Cambridge**, MA 02138.
- Wilkinson, RG. (1997). "Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: Relative or absolute material standards? ". **British Medical Journal** 314(7080): 591-595.
- 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.