

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان / سال چهارم، شماره سیزدهم، بهار ۱۳۹۵ / صفحات ۱۳۷-۱۶۷

## تأثیر تفاوت دهک‌های درآمدی بر شاخص سلامت در ایران<sup>۱</sup>

سلمان ستوده نیا<sup>۲</sup>، محمد دانش نیا<sup>۳</sup>، اعظم قزلباش<sup>۴</sup>، حسین احمدی راد<sup>۵</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۲۵

### چکیده

امروزه حفظ، گسترش و ارتقای سلامتی در جوامع بشری در زمره اساسی‌ترین و کلیدی‌ترین سیاست‌ها برای ایجاد و توسعه عدالت اجتماعی در کشورها تلقی می‌شود. از یک سو انسان سالم محور توسعه پایدار است و از سوی دیگر سلامتی برای بهره‌مند شدن انسان‌ها از مواهب توسعه، امری ضروری است. در نتیجه توجه به سلامتی و تلاش برای حفظ، ارتقا و گسترش آن، همواره یک اولویت محسوب می‌شود. این تحقیق به دنبال این هدف است که رابطه تفاوت دهک‌های درآمدی بر سلامت را مورد مطالعه قرار دهد. مسائل اجتماعی و اقتصادی و مشکلاتی نظیر فقر، بیکاری و بی‌سوادی، قطعاً به عنوان مشکل در تمام کشورهای دنیا با ابعاد متفاوتی وجود دارند شاخص‌های مورد استفاده، شاخص میرایی و امید به زندگی است که سنجه مستقیمی از وضعیت سلامت هستند و افق آشکارتری را جهت مقایسه وضعیت سلامت در کشورها ایجاد می‌کنند آمار و اطلاعات مورد نیاز برای داده‌های کلان اقتصادی، اطلاعات و ارقام منتشر شده از سوی بانک مرکزی و سالنامه آماری مرکز آمار ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ به صورت سالیانه بدست آمده است و بر اساس سال پایه ۱۳۷۶ می‌باشند. نتایج تحقیق نشان داد، کاهش نسبت درآمد دو دهک پایین درآمدی به دو دهک بالای درآمدی ایران تأثیر منفی بر شاخص سلامت ایران دارد. نتایج کوتاه مدت مدل نشان داد که ضریب  $LUE$  از لحاظ آماری معنادار شده است. طبق این ضریب در کوتاه مدت افزایش ۱ واحد نابرابری درآمدی موجب کاهش ۰.۰۰۴ واحد شاخص سلامتی می‌شود. از طرفی در بلندمدت هم ضریب متغیر نابرابری (۰/۰۴۹) در ایران می‌باشد که تأثیر نابرابری درآمد در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت است.

**واژگان کلیدی:** سلامت، الگوهای اقتصادسنجی، شاخص فلاکت، ایران.

**طبقه‌بندی JEL:** J38, E31, D57

۱. این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی با عنوان اثر شاخص فلاکت بر سلامت در ایران و با تصویب و حمایت مالی معاونت

پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس اجرا گردیده است.

۲. عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس **Email: salman.sotoodeh@yahoo.com**

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد و رییس اداره صنعت معدن و تجارت جهرم

**Email: mohammad.daneshnia@gmail.com**

۴. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد **Email: a.ghezelbash@stu-mail.um.ac.ir**

۵. کارشناس صنایع سازمان صنعت معدن و تجارت استان فارس **Email: hosseinahmadirad@gmail.com**

\*صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و مقاله بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست\*

## مقدمه

سازمان جهانی بهداشت (WHO: World health organization) در تعریف سلامتی اینچنین بیان می‌دارد: سلامتی عبارت است از «وضعیت رفاه کامل جسمی، روانی، اجتماعی و نه تنها نبود بیماری و معلولیت» و در سال‌های اخیر مفهوم زندگی پویایی اجتماعی و اقتصادی نیز به آن اضافه شده است. بنابراین سلامتی مفهومی چند بعدی است. مطمئناً قابل فهم‌ترین بعد سلامتی، بعد فیزیکی می‌باشد. اما در سطح جامعه، وضعیت سلامت فیزیکی را می‌توان با مشخصه‌های نظیر میزان مرگ‌ومیر، امید به زندگی و مرگ‌ومیر کودکان ارزیابی نمود. با توجه به آمارهای موجود در شاخص توسعه جهانی در سال ۲۰۱۰، میزان شاخص امید به زندگی در کشور ایران ۷۲/۷۵ سال می‌باشد، در حالی که میزان این شاخص در کشورهای با درآمد بالای عضو OECD به طور متوسط ۷۹/۸۶ می‌باشد. همچنین نرخ مرگ‌ومیر نوزادان و کودکان زیر پنج سال به ازای هر ۱۰۰۰ تولد در ایران به ترتیب ۲۲/۱ می‌باشد، در حالی که این نرخ برای کشورهای با درآمد بالای عضو OECD به طور متوسط ۳/۷۳ می‌باشد، که این آمارها بیانگر وضعیت نامناسب شاخص‌های سلامت در ایران است. در سال‌های اخیر، بهبود سلامتی، شرط ضروری برای توسعه اقتصادی به شمار می‌رود، به این دلیل که بهبود در سلامتی به عنوان عاملی برای افزایش امکانات اقتصادی تولید، درآمد بالقوه جمعیت را افزایش می‌دهد و با کاهش نرخ استهلاک سرمایه انسانی، باعث جذابیت سرمایه‌گذاری در آموزش می‌گردد و بنابراین موجب گسترش توسعه اقتصادی می‌شود. سلامتی در عین حال به عنوان کالای مصرفی و سرمایه‌ای تلقی 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 رابطه زمان و سلامت بدین گونه است که اگر وضعیت سلامت فرد خوب باشد دوران بیماری کمتری و روزهای بیشتری برای کار کردن و کسب درآمد خواهد داشت. پس سلامت رابطه تنگاتنگی با توسعه اجتماعی دارد به همین جهت است که سلامت محور توسعه بوده و گذار به سمت توسعه اجتماعی را از مسیر پاسخگویی به نیازهای جسمی، روانی، اجتماعی و معنوی انسان‌ها میسر می‌سازد. برنامه‌ریزی برای گذر از این مسیر به آگاهی و اطلاعات زیادی از وضعیت جامعه نیاز دارد. این مهم زمانی امکان‌پذیر است که اطلاعات لازم برای برنامه‌ریزی در خصوص تأمین و توزیع خدمات مناسب در حوزه سلامت وجود داشته باشد این اطلاعات به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کمک خواهد کرد تا به شناخت دقیق‌تری از ابعاد مختلف سلامت و مشکلات آن دست پیدا کنند.

از دهه ۱۹۵۰ به بعد رابطه بین ویژگی‌های اجتماعی-اقتصادی و سلامت مورد توجه قرار گرفت. این مطالعات عمدتاً با عنوان اپیدمیولوژی اجتماعی در سطح ملی و بین‌المللی انجام می‌شود. از جمله این عوامل تعیین‌کننده می‌توان به درآمد و رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، تورم، بیکاری اشاره کرد.



با توجه به اهمیت سلامت؛ بررسی وضعیت سلامت و عوامل مؤثر بر آن در ایران ضروری به نظر می‌رسد. اما از آنجا که سلامت مفهوم وسیعی دارد و همینطور تحت تأثیر طیف وسیعی از عوامل از جمله عامل فردی، اجتماعی، اقتصادی و محیطی قرار می‌گیرد، بررسی کلیه این ابعاد کاری بسیار حجیم است که امکان آن در این پژوهش مقدور نمی‌باشد. لذا با توجه به گستردگی این موضوع در این پژوهش منظور از سلامت، سلامت جسمانی است و فقط به بررسی عوامل اقتصادی بر این بخش پرداخته می‌شود تا حداقل بتوان در شفاف سازی قسمت کوچکی از این دایره وسیع متمرکز باشد. در این مطالعه تلاش می‌شود ضمن مروری بر مباحث نظری درباره ارتباط متغیرهای اقتصاد کلان با سلامت، به بررسی اثرات متغیرهای اقتصادی شامل: رشد، نابرابری درآمد، تورم و بیکاری بر شاخص سلامت در ایران پرداخته شود.

این تحقیق در ۵ بخش سازمان‌دهی گردیده است که در قسمت اول به بیان مساله تحقیق و ضرورت آن پرداخته شده است. در قسمت دوم مبانی نظری و مطالعات تجربی تحقیق مرور گردیده است. در قسمت سوم، به معرفی روش تحقیق و مباحث اقتصادسنجی به کار رفته در تحقیق اختصاص یافته است. در قسمت چهارم و پنجم به ترتیب به برآورد مدل، تجزیه و تحلیل یافته‌ها و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته شده است.

## ۱. بیان مساله و ضرورت انجام تحقیق

در واقع مسئله این است که سلامت مانند بسیاری از شاخص‌های ملی، مستقل از دیگر متغیرهای کلان اقتصادی به اهداف مورد نظر نمی‌رسد؛ زیرا هر یک از متغیرهای ملی به نوعی بر آن تأثیر می‌گذارد که اگر آنها نادیده انگاشته شود، به صرف تخصیص بودجه‌های کلان و رشد سالانه آن و نیز ایجاد ظرفیت‌های فیزیکی، کشور را به اهداف مورد نظر نمی‌رساند.

### ۱-۱. شرحی بر رابطه نابرابری درآمد و سلامت

یک گروه قابل توجه از مشاهدات نشان می‌دهد تفاوت در درآمد منجر به کاهش سلامت می‌شود. پرستون در منحنی خودش در سال ۱۹۷۵ نشان داد که میان نابرابری درآمد و امید به زندگی رابطه منفی وجود خواهد داشت که با اعمال توزیع مجدد درآمد از ثروتمندان به فقرا سطح سلامتی فقرا به میزان بیشتری افزایش خواهد یافت. کشورهایی که به ویژه دارای نابرابری درآمدی بالایی هستند نظیر ایالات متحده امریکا، امید به زندگی کمتری نسبت به درآمد متوسط خواهند داشت.

۱. فصل بهداشت و سلامت در سال ۱۳۸۶ رشد قابل ملاحظه‌ای داشته؛ به طوری که اعتبارات مصوب هزینه‌ای این بخش در سال ۸۶ حدود ۲۰ درصد رشد داشته و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به سال ۱۳۸۵ حدود ۶۰ درصد افزایش یافته است.



در سال ۱۹۹۶، ویلکینسون برای اینکه رابطه نابرابری درآمد و سلامت را بازگو کند، یک ارتباط نزدیک بین مرگ و میر بر حسب سن و گروه‌های درآمدی مردان سفید پوست ایالات متحده را در سال ۱۹۸۰ به تصویر کشید.

دیتون در سال ۲۰۰۱ نشان داد که اثر درآمد بر کاهش نرخ مرگ‌ومیر در دهک‌های پایین توزیع درآمد بسیار بزرگتر از اثر آن در دهک‌های بالاتر این توزیع است.

وابستگی سلامت به نابرابری اقتصادی از دو طریق صورت می‌گیرد: اولاً توزیع نابرابر منابع از جمله درآمد، به سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد در زیرساخت‌های سرمایه‌انسانی (بهداشت، آموزش، تغذیه) و زیرساخت‌های اجتماعی بستگی دارد؛ به طوری که سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد در امور اجتماعی، اثرات منفی قابل توجهی برای افرادی دارد که در قشرهای (لایه‌ها) میانی و پایین سلسله مراتب طبقاتی قرار دارند. ثانیاً آگاهی مردم از محیط اجتماعی خود مستقیماً با تجربه‌های آن‌ها در ارتباط است و تجربه کردن فقر، سلامت افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Bernner, 1996:607).

امروزه توزیع درآمد چه در سطح جهانی، چه در مقیاس بین کشورها و چه در سطح بین منطقه‌ای مورد توجه ویژه‌ای قرار دارد. این موضوع در سال‌های اخیر جایگاهی ویژه در بحث‌های توسعه اقتصادی به خود اختصاص داده است. به خاطر این اهمیت ایجاد توزیع درآمد متعادل یکی از هدف‌های مهم دولت‌ها در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی می‌باشد. توزیع درآمد در نظریه‌های اقتصاددانان اهمیتی ویژه داشته است. در این جا به برخی از نظرات اقتصاددانان درباره توزیع درآمد اشاره می‌کنیم. اسمیت در نظریه توزیع ثروت، توزیع برابر درآمد ملی در جامعه را هم به نفع کارگران و هم به نفع سرمایه‌گذاران می‌داند (تفضلی، ۱۳۸۳:۳۵). ریکاردو بر این باور است که تولیدات جامعه بین عامل‌های سه‌گانه تولید یعنی زمین، نیروی کار و سرمایه به صورت اجاره به عنوان سهم زمین‌داران، دستمزد به عنوان سهم نیروی کار و سود به عنوان سهم سرمایه‌داران از تولید تقسیم می‌شود. از نظر وی چگونگی تخصیص درآمد ناشی از تولید بسیار مهم است و چگونگی تقسیم درآمد بین عامل‌های تولید در رشد و توسعه اقتصادی نقشی مهم دارد (موسوی جهرمی، ۱۳۸۴:۳۶).

کوزنتس بر مبنای مطالعاتی که از جوامع توسعه یافته بدست آورده چنین بیان می‌دارد که در اوایل روند توسعه اقتصادی، نابرابری در توزیع درآمدها افزایش می‌یابد زیرا کارگران فاقد مهارت و تخصص بوده و سطح دستمزدها پایین خواهد بود. با روند توسعه اقتصادی نابرابری‌ها تعدیل می‌گردد و توزیع به سمت عادلانه شدن میل می‌کند. به باور وی توزیع نابرابر درآمد در مرحله آغازین صنعتی شدن، روند توسعه اقتصادی را تضمین می‌کند. اگر جامعه به دو گروه فقیر و ثروتمند تقسیم شود، میل نهایی به پس انداز طبقات ثروتمند بیشتر از طبقات فقیر است و چون میل نهایی به مصرف در گروه‌های پایین درآمدی زیاد بوده، راهبرد توزیع عادلانه درآمدها جز افزایش تقاضای پیمادی دیگر نخواهد داشت، اما از آنجایی که میل نهایی به مصرف در اقشار ثروتمند نسبت به اقشار فقیر پایین است، در نتیجه در این طبقات میل نهایی به پس انداز از مصرف پیشی می‌گیرد و



پس اندازه‌های یاد شده صرف سرمایه‌گذاری شده و در نهایت اشتغال و درآمد ملی افزایش می‌یابد که در واقع همان رشد و توسعه اقتصادی است. در مراحل میانی فرایند توسعه اقتصادی بافت مهارتی و تخصصی نیروی کار دگرگون شده و به روی سطح دستمزدها تأثیر می‌گذارد و منجر به کاهش نابرابری گروه‌های درآمدی می‌گردد.

اثر تغییرات در نابرابری اقتصادی بر شاخص‌های سلامت جامعه سوالی است که در جواب به آن توافق عمومی وجود ندارد (Hillmeier, SmithHarper, Lynch, 2004: 5). یکی از دلایل اصلی در این رابطه کمبود داده‌های مورد اعتماد درباره نابرابری درآمدی است. دلایلی وجود دارد که نابرابری درآمدی می‌تواند بر سلامتی تأثیر بگذارد. برای مثال تفاوت‌های شدید بین سطوح درآمدی و استانداردهای زندگی ممکن است به کاهش سطح سلامت مردم منتهی شود (Wilkinson, 1996:63).

مطالعاتی وجود دارند که از این فرضیه حمایت می‌کنند که نابرابری درآمدی بر سلامت افراد تأثیر می‌گذارد (Babones, 2008:1614). اما در مطالعه ای که توسط دیتون و لینچ و همکاران در زمینه نابرابری درآمدی و نرخ مرگ و میر صورت گرفته است، گفته شده که اگرچه دلایل باورکردنی و مبانی نظری قابل قبولی درباره وجود رابطه بین نابرابری و مرگ و میر وجود دارد، اما نتایج تجربی ضعیفی در این رابطه موجود است (Deaton, 2003: 113).

بعد از آزمون تغییرات امید زندگی در انگلستان در خلال قرن بیستم و یکینسون و سن نتیجه گرفته‌اند که طول عمر، هنگامی که شکاف درآمدی بین ثروتمندان و فقرا کاهش پیدا می‌کند سریعتر افزایش می‌یابد (Wilkinson 1989: 307). ویکینسون بحث می‌کند که افزایش نابرابری در خلال سالهای ۱۹۸۵-۱۹۷۵ در آمریکا و انگلستان دلیل اصلی کاهش نرخ مرگ و میر است (Wilkinson, 1989: 307). برعکس دیتون و پاکسون دریافتند که هیچ رابطه اصولی و منظمی بین نابرابری و سلامتی در آمریکا یا انگلستان از اواسط دهه ۱۹۷۰ تا اواسط دهه ۱۹۹۰ وجود ندارد (Lyttkens, Nilsson, Karlsson, 2009, 885).

مطالعات نشان داده‌اند که همبستگی زیادی بین نابرابری و امید زندگی به عنوان شاخصی از سلامت و نرخ مرگ و میر مردم در کشورهای توسعه یافته وجود دارد. روشهای زیادی برای اندازه گیری نابرابری درآمدی وجود دارد، در بسیاری از مطالعات اشاره شده از ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمدی استفاده شده است، اما در برخی از مطالعات نیز از شاخص‌های دیگری مانند نسبت سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین افراد جامعه به سهم درصد فقیرترین افراد جامعه استفاده شده است (Jencks, Leigh, 2007, 24).

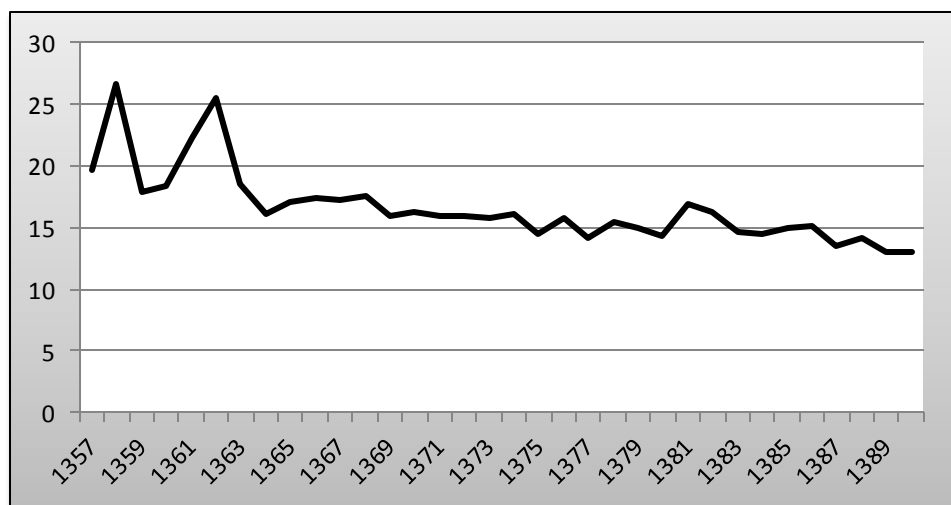
در دو دهه گذشته مطالعات تجربی زیادی درباره رابطه بین نابرابری درآمدی و سلامتی در کشورهای مختلف (مخصوصاً کشورهای توسعه یافته) صورت گرفته است. نتایجی که از این مطالعات به دست می‌آید، بسیار با یکدیگر متناقض می‌باشد که می‌تواند علت آن تفاوت بین کشورهای مطالعه شده، تفاوت روشها یا استفاده از متغیرهای توضیحی متفاوت باشد



۲-۱. بررسی روند نسبت هزینه دهک‌های جامعه

از جمله شاخص‌های مهم اندازه‌گیری توزیع درآمد، نسبت سهم درآمدی ۲۰ درصد ثروتمندترین خانوارها به سهم ۲۰ درصد فقیرترین خانوارها است. هر چه این نسبت بیشتر باشد، شکاف درآمدی بین این دو گروه بیشتر و نابرابری در توزیع درآمد نیز بیشتر می‌شود. برعکس، هر چه این نسبت کمتر باشد، شکاف درآمدی بین ثروتمندترین و فقیرترین خانوارها کم‌تر می‌گردد و نابرابری در توزیع درآمد کمتر می‌شود. پس از پیروزی انقلاب اسلامی به دلیل توجه بیشتر دولت به مسأله عدالت اجتماعی و رسیدگی به محرومین و اقشار آسیب‌پذیر، این شاخص از رقم ۲۶/۶ در سال ۱۳۵۸ به ۱۷/۴ در سال ۱۳۶۷ کاهش یافته است. نسبت ۲۰ درصد مرفه‌ترین دهک به ۲۰ درصد فقیرترین دهک در مناطق شهری و روستایی طی سالهای اخیر، در حال کاهش بوده است. تأکید بر ایجاد عدالت اجتماعی به عنوان یک سیاست محوری برنامه‌های اقتصادی در دوره مذکور به همراه توزیع یارانه کالاهای اساسی از جمله برخی عوامل مؤثر بر این کاهش بوده است. در سال ۱۳۹۰ نسبت سهم ۲۰ درصد ثروتمندترین جمعیت به ۲۰ درصد فقیرترین جمعیت جامعه شهری برابر ۱۳/۱۰ بود. به عبارت دیگر مصرف ثروتمندان بیش از ۱۳ برابر مصرف فقرا بوده است.

نمودار ۱. روند نسبت سهم ۲۰ درصد ثروتمندترین جمعیت به ۲۰ درصد فقیرترین جمعیت جامعه



آنچه مسلم است این شاخص طی برنامه‌های توسعه بعد از انقلاب رو به بهبودی بوده و طی دوره یاد شده بهبود یافته است. اما به‌رغم روند رو به رشد، این شاخص در مقایسه بین‌المللی، از وضعیت مطلوبی برخوردار نیست.



در این مطالعه تلاش می‌شود ضمن مروری بر مباحث نظری درباره ارتباط متغیرهای اقتصاد کلان با سلامت، به بررسی اثرات متغیرهای اقتصادی شامل: رشد، نابرابری درآمد، تورم و بیکاری بر شاخص سلامت در ایران پرداخته شود. این بررسی از این بابت ضرورت دارد که با توجه به شرایط اقتصادی که کشور در پیش رو دارد که ممکن هست منجر به رکود اقتصادی، افزایش تورم، بیکاری و نابرابری درآمد شود، شناسایی میزان تأثیرگذاری هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص سلامت جسمی افراد جامعه می‌تواند زمینه را برای پیشگیری بسیاری از عواقب انسانی فراهم آورد.

فرضیه اصلی تحقیق عبارتست از:

نسبت درآمد دو دهک پایین درآمدی به دو دهک بالای درآمدی ایران تأثیر منفی بر شاخص سلامت ایران دارد.

مسائل اجتماعی و اقتصادی و مشکلاتی نظیر فقر، بیکاری و بی‌سوادی، قطعاً به عنوان مشکل در تمام کشورهای دنیا با ابعاد متفاوتی وجود دارند شاخص‌های مورد استفاده، شاخص میرایی و امید به زندگی است که سنجه مستقیمی از وضعیت سلامت هستند و افق آشکارتری را جهت مقایسه وضعیت سلامت در کشورها ایجاد می‌کنند. آمار و اطلاعات مورد نیاز برای داده‌های کلان اقتصادی، اطلاعات و ارقام منتشر شده از سوی بانک مرکزی و سالنامه آماری مرکز آمار ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ به صورت سالانه بدست آمده است و بر اساس سال پایه ۱۳۷۶ می‌باشند.

## ۲. مبانی نظری و مطالعات تجربی

در رابطه با اینکه نابرابری درآمدی ممکن است بر سلامت افراد تأثیر بگذارد مکانیسم‌های زیادی گفته شده است، که به صورت زیر طبقه بندی شده‌اند:

### ۲-۱. فرضیه درآمد نسبی<sup>۳</sup>

سلامتی افراد بوسیله درآمد سایر افراد نیز می‌تواند تحت تأثیر قرار بگیرد، به این دلیل یکی از مکانیسم‌های پیشنهاد شده، فشارهای اقتصادی است که ممکن است به وسیله داشتن درآمد کمتر از هم طبقه ای‌های خودمان مثل همکار، بستگان یا همسایگان به وجود بیاید.

اگر افراد به جز درآمد، سطح زندگیشان را نیز با یکدیگر مقایسه کنند، درآمد دیگران می‌تواند روی سلامتی آنها تأثیر بگذارد. فرضیه درآمد نسبی می‌گوید که مقایسه درآمد با افرادی که درآمد بالاتر دارند، نسبت به مقایسه آن با کسانی که درآمد پایین‌تری دارند، احتمالاً بیشتر از آنکه آرامش بخش باشد، مضطرب کننده



1 www.cbi.ir

۱۴۳ 2 www.amar.sci.org.ir

3 Relative Income Hypothesis

است. هنگامی که درآمد متوسط در یک طبقه افزایش پیدا کند، می‌تواند سبب شود که افراد آن طبقه نسبت به آینده خودشان خوشبین تر شوند (Senik, 1999: 2004). تغییر در نابرابری درآمدی اگر در جهت افزایش باشد نرخ مرگ و میر را افزایش و امید به زندگی را کاهش خواهد داد (Zhu, Li, 2006: 668). بر اساس فرضیه درآمد نسبی (یا فرضیه ضعیف نابرابری درآمد) افرادی که در یک گروه نسبت به هم شأنان خود بیشتر محرومیت اقتصادی دارند بیشتر محتمل فقر سلامتی‌اند. درآمد نسبی پایین ممکن است به علت استرس و افسردگی منجر به بیماری شخص شوند. بعضی فراتر رفته و بر اساس فرضیه قوی نابرابری درآمد بحث کرده‌اند که نابرابری درآمد ممکن است بر سلامت هر دو گروه هم ثروتمندان هم فقرا، احتمالاً از طریق سرمایه‌گذاری منفی بر سلامت عمومی، فرسایش سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی اثر بگذارد.

## ۲-۲. اثر اجتماعی نابرابری درآمدی<sup>۱</sup>

با توجه به فرضیه بی عدالتی درآمدی، بی عدالتی درآمدی در یک جامعه روی سلامتی هر فرد تأثیر می‌گذارد. در ادبیات حداقل سه فرآیند اساسی پیشنهاد شده است. اول اینکه جوامع دارای بی عدالتی‌های جدی تر، از سطح پایین‌تر سرمایه اجتماعی و اعتماد دو جانبه صدمه می‌بینند که باعث پایین آوردن سطح سلامتی در جامعه خواهد شد (Lochner, Kennedy, Kawachi, 1997: 98). دوم آنکه رابطه شدیدی بین نابرابری درآمدی و جرم و جنایت، هم در کشورهای ثروتمند و هم در کشورهای فقیر وجود دارد (Fajnzylber, Loayza, Lederman, 2002: 40). افراد در جوامع با نابرابری بالا ممکن است در معرض نرخ بیشتری از جنایت (که اثر مستقیمی روی سطح سلامت افراد دارد) قرار بگیرند و در نهایت، سوم اینکه جوامع نابرابر از روند قطبی شدن بیشتر تبعیت می‌نمایند و در نتیجه ممکن است منابع عمومی کمتری نظیر سرویس‌های سلامتی عمومی در آنها ایجاد گردد (Lanjouw, Ferreira, Araujo, 2008: 1022).

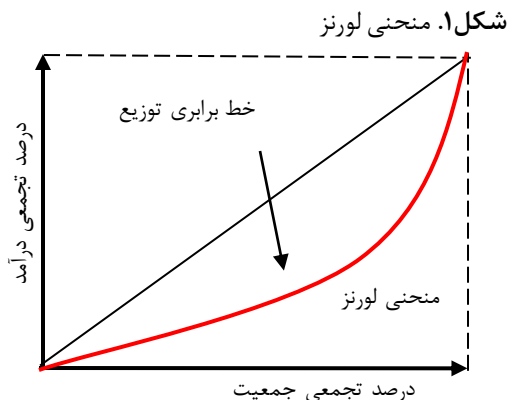
## ۲-۳. منحنی لورنز

توسط کنراد لورنز آماردان آمریکایی در سال ۱۹۰۵ ابداع گردید. منحنی لورنز در حقیقت نمایش هندسی منحنی توزیع درآمد واقعی افراد یک کشور است که ارتباط بین درصد تجمعی دارندگان درآمد (بر روی محور افقی) و درصد تجمعی دریافتی (درآمد) آنها (بر روی محور عمودی) را نشان می‌دهد، به شرط اینکه افراد بر حسب میزان درآمدشان به ترتیب صعودی مرتب شده باشد. به این ترتیب هر نقطه از منحنی لورنز مبین سهمی از کل درآمد جامعه است که توسط نسبتی از افراد جامعه کسب شده است که دارای مقدار معینی درآمد و یا کمتر از آن هستند. اگر همه افراد جامعه دارای درآمد مساوی باشند، منحنی لورنز قطر مربع (خط





برابری توزیع درآمد) خواهد بود؛ در غیر این صورت منحنی لورنز توزیع درآمد زیر این قطر خواهد گردید و میزان دوری منحنی لورنز از قطر مربع، ما را به معیاری برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد هدایت می‌کند.



اگر منحنی لورنز به صورت  $L(p)$  تعریف شود که در آن  $p$  نمایانگر فراوانی تجمعی جمعیت است، آنگاه با توجه به نمودار فوق ضریب جینی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp$$

دامنه تغییرات این شاخص بین صفر و یک می‌باشد. هر چه این شاخص بزرگتر باشد، نابرابری درآمدی بیشتر است.

#### ۲-۴. ضریب جینی

ضریب جینی که از متداول‌ترین شاخص‌های نابرابری درآمد است، نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد در جامعه هدف به حداکثر اندازه نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً نابرابر را اندازه‌گیری می‌کند. از نظر ترسیمی نیز، ضریب جینی نسبت مساحت لورنز (سطح بین منحنی لورنز توزیع درآمد و خط برابری کامل توزیع درآمد) به مساحت مثلث زیر خط برابری کامل توزیع درآمد (نابرابری مطلق در شرایطی که تمام درآمد جامعه به یک فرد تعلق داشته و سایرین هیچ درآمدی نداشته باشند) است. بنابراین ضریب جینی را می‌توان در حالت نابرابری مطلق توزیع درآمد به صورت زیر محاسبه نمود:

$$G = \frac{1}{2\alpha} - \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |X_i - X_j|$$



$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2} \{ (nx_1) + [(n-1)x_2] + \dots + X_n \}$$

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n} = \frac{n-1}{n}$$

اگر  $n$  به اندازه کافی بزرگ باشد، اندازه ضریب جینی به سمت عدد یک میل می‌کند و اصل بهنجار سازی را به همراه دارد.

ضریب جینی همواره بین صفر (برابری کامل) و یک (نابرابری کامل) است. در حالت ضریب جینی صفر، منحنی لورنز بر خط برابری کامل منطبق می‌شود و توزیع درآمد کاملاً عادلانه است که در هیچ کشوری ضریب جینی صفر نشده است. و اگر این شاخص بین  $0/۳۵-0/۲$  باشد، توزیع نسبتاً متعادل و اگر بین  $0/۳۵-0/۵$  باشد توزیع نسبتاً نابرابر و اگر بین  $0/۷-0/۵$  باشد، توزیع کاملاً نابرابر است. به طور معمول، ضریب جینی در ایران در حدود  $0/۳۵-0/۵۵$  بوده که این نشان می‌دهد که توزیع درآمد در ایران همیشه ناعادلانه بوده است.

#### ۲-۵. نسبت دهک دهم درآمدی به دهک اول

برای بدست آوردن این شاخص خانوارها برحسب میزان درآمد و یا هزینه سالانه، از کم ترین سطح به بالاترین سطح در ده گروه مرتب می‌شوند به گونه ای که دهک اول شامل فقیرترین خانوارها بوده و به ترتیب دهک‌های بالاتر نشان دهنده افزایش بهره مندی خانوارهاست و ثروتمندترین خانوار در دهک دهم قرار می‌گیرند. این شاخص نسبت سهم درآمدی  $10\%$  ثروتمندترین خانوارها به سهم  $10\%$  فقیرترین خانوارها را نشان می‌دهد؛ هر چه این نسبت بیشتر باشد، شکاف درآمدی بین این دو گروه بیشتر و نابرابری در توزیع درآمد نیز بیشتر می‌شود و هرچه این نسبت کمتر باشد، شکاف درآمدی بین ثروتمندترین و فقیرترین خانوارها کمتر می‌گردد و نابرابری در توزیع درآمد کمتر می‌شود (جعفری صمیمی، ۱۳۷۱:۲۳).

نسبت هزینه دهک بالا به دهک پایین در سال‌های  $۱۳۵۶$  و  $۱۳۵۷$  به ترتیب معادل  $۳۱/۹$  و  $۳۱/۵$  بوده است اما پس از پیروزی انقلاب اسلامی به دلیل توجه بیشتر دولت به مسأله عدالت اجتماعی و رسیدگی به محرومین و اقشار آسیب‌پذیر، این شاخص از رقم  $۲۸/۶$  در سال  $۱۳۵۸$  به  $۲۲/۲$  در سال  $۱۳۶۷$  کاهش یافته است. البته طی برنامه اول توسعه، این شاخص کاهش محسوسی نداشته و تقریباً ثابت مانده است، اما در برنامه دوم از  $۲۰/۵$  در سال  $۱۳۷۴$  به  $۱۹/۴$  در سال  $۱۳۷۸$  بهبود یافته و در طی برنامه سوم از رقم  $۲۰/۱$  در سال  $۱۳۷۹$  به  $۱۷$  در سال  $۱۳۸۳$  کاهش یافته است.

آنچه مسلم است این شاخص طی سه برنامه توسعه بعد از انقلاب و همچنین طی دوره  $۱۳۷۶$  تا  $۱۳۸۳$  رو به بهبودی بوده و طی دوره یاد شده سالانه به طور متوسط  $۳$  درصد بهبود یافته است. اما به رغم روند رو به رشد، این شاخص در مقایسه بین‌المللی، از وضعیت مطلوبی برخوردار نیست.



## ۶-۲. پیشینه تحقیق

**فایسا و گوتما** (۲۰۰۵) در پژوهشی با عنوان "یک تابع تولید سلامت برای آفریقای زیر صحرا" بر پایه مدل نظری گراسمن عوامل اجتماعی (S) اقتصادی (Y) و محیطی (V) را به عنوان دروندادهای سیستم تولید وارد تابع کردند (H=FY,S,V). عوامل اقتصادی شامل سرانه تولید ناخالص داخلی، سرانه مخارج سلامت و دسترسی به غذا، عوامل اجتماعی شامل آموزش، سبک زندگی (سرانه مصرف الکل) و جمعیت و عوامل محیطی شامل شهرنشینی و سرانه انتشار بود. با استفاده از داده‌های ترکیبی، اطلاعات ۳۳ کشور صحرای زیر آفریقای سال‌های (۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰) بررسی شد. برآورد نهایی با استفاده از مدل، دارای بهترین تخمین یعنی رگرسیون اثرات تصادفی دوطرفه انجام شد. افزایش در سرانه دسترسی به غذا، نرخ سوادآموزی و کاهش در مصرف الکل اثر معناداری بر امید به زندگی نشان داد. رابطه مخارج سلامت با امید به زندگی، منفی بود که نشان از بی کفایتی سیستم ارائه خدمات سلامت دارد. افزایش در میزان شهرنشینی یا کاهش در سرانه انتشار، امید به زندگی را بهبود می بخشد.

**سنگلیم‌سوان**<sup>۱</sup> با استفاده از داده‌های ۶۳ کشور جهان در سال‌های ۱۹۹۰ و ۱۹۹۵ و ۲۰۰۰ به رابطه متقابل وضعیت سلامتی، درآمد و محیط زیست پرداخته و با بررسی سه مدل نتایج بدین شرح داشته: (۱) در بررسی مدل منحنی کوزنتس به این نتیجه رسیدند که رابطه GDP سرانه با برخی از متغیرهای زیست محیطی مثل CO<sub>2</sub> و BOD در کشورهای توسعه یافته به صورت U وارون است، اما رابطه CO<sub>2</sub> برای کشورهای در حال توسعه N شکل است. (۲) در مدل منحنی پرستون، GDP با شاخص امید به زندگی رابطه U وارون و با شاخص نرخ مرگومیر کودکان رابطه U شکل دارد و این پژوهش ارتباط منحنی پرستون را برای درآمد سرانه و تأثیر آن بر وضعیت سلامتی در کشورهای در حال توسعه تأیید میکند. (۳) در مدل کامل بهداشت محیط رابطه منفی و معناداری بین شاخص‌های زیست محیطی و وضعیت سلامت (شاخص نرخ مرگومیر) وجود دارد و درآمد سرانه اثر کمتری بر سلامت دارد.

یافته‌های **هانگبین لی و همکارش** (۲۰۰۶) در مقاله‌ای تحت عنوان "درآمد، نابرابری درآمد و سلامت: مدارکی از چین" حاکی از آن است که گزارش‌های فردی وضعیت سلامت با نرخ نزولی نسبت به درآمد سرانه افزایش میابد و با کنترل درآمد سرانه یک رابطه U وارون بین گزارش‌های فردی وضعیت سلامت و نابرابری درآمد وجود دارد، همچنین نابرابری درآمد باعث افزایش احتمال رفتارهای مخاطره آمیز سلامت مثل سیگار کشیدن و مصرف الکل می گردد.



**عمادزاده و صمدی (۱۳۹۰)** در مقاله‌ای به نام "اثر توزیع نابرابر درآمد بر وضعیت سلامت در منتخبی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی" به بررسی اثر توزیع نابرابر درآمد بر وضعیت سلامت در منتخبی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی برای سالهای ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. روش بررسی پژوهش از نوع توصیفی تحلیلی بود و داده‌ها و اطلاعات از طریق سایت‌های اینترنتی، مقالات و کتب جمع آوری شده بود. جامعه پژوهش شامل ۱۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی بود که از طریق مدل داده‌های تابلویی (Panel data) و مدل ضریب تصادفی (Random coefficient model) بررسی شدند. با در نظر گرفتن امید به زندگی به عنوان شاخص سلامت، از ۱۸ کشور عضو تنها در ۶ کشور با ثابت در نظر گرفتن درآمد سرانه، نابرابری درآمد اثر معکوسی بر وضعیت سلامت دارد. با توجه به اینکه امید به زندگی تغییرات سلامت در مناطقی با نابرابری درآمد بیشتر نشان نمی‌دهد، از شاخص حاصل ضرب امید به زندگی در درآمد سرانه استفاده گردید. همچنین با در نظر گرفتن سطوح درآمد، پس انداز و آموزش به عنوان متغیرهای کنترل مشاهده می‌شود که آموزش و درآمد اثر مثبت و معناداری بر سلامت دارد. آنها همچنین پیشنهاد دادند که برای بهبود سلامتی نباید فقط متکی به سیستم مراقبت‌های اولیه بود، بلکه باید بر فرض‌هایی اندک بهبود نابرابری درآمدی نیز تمرکز داشت.

**بیاتی (۱۳۹۱)** در مطالعه‌ای بنام "تعیین کنندهای اقتصادی-اجتماعی سلامت در کشورهای غرب اقیانوس آرام" به بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر امید به زندگی در کشورهای واقع در این منطقه، با استفاده از مدل رگرسیون خطی چندگانه و با بهره‌گیری از داده‌های ترکیبی (۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷) به روش اثرات ثابت (حداقل مربعات با متغیرهای مجازی) می‌پردازد. متغیرهای مورد استفاده عبارت بودند از امید به زندگی در بدو تولد، GDP تولید ناخالص داخلی سرانه، HE سهم مخارج سلامت از تولید ناخالص داخلی، FPI شاخص تولید غذا، EMP درصد نیروی کار بالای ۱۵ سال به کل جمعیت، EDU نشانگر آموزش، MCV درصد ایمنی سازی افراد زیر یک سال در مقابل سرخک، URB درصد شهرنشینی و CO2 سرانه انتشار دی اکسید کربن رانشان می‌دهد. نتایج برآورد مدل برای منطقه غرب اقیانوس آرام، نشان دهنده اثرات مثبت و معنادار متغیرهای درآمد سرانه، آموزش، اشتغال، مخارج سلامت، ایمنی سازی در برابر سرخک و شهرنشینی بر امید به زندگی بود. سپس مطرح می‌کند که توجه به سیاست‌های مربوط به توسعه اقتصادی و اجتماعی و برنامه‌های تثبیت اقتصادی مثل افزایش تولید، کاهش بیکاری و افزایش سطح آموزش و همچنین سیاست‌های مربوط به ارتقای کارایی سیستم‌های مراقبت سلامت به ویژه اصلاح شیوه‌های تأمین مالی و ارائه خدمات سلامت راه گشای افزایش طول عمر در کشورهای این مناطق خواهد بود.

**قنبری و همکارانش (۱۳۹۰)** در مطالعه‌ای به تأثیر نابرابری درآمد بر سلامت افراد در کشورهای منتخب با استفاده از داده‌های تابلویی برای سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ پرداخته و به این نتیجه رسیدند که با افزایش درآمد وضعیت سلامت بهبود می‌یابد، اما بر خلاف بسیاری از مطالعات که با استفاده از داده‌های سری زمانی صورت گرفته‌اند، رابطه معناداری بین نابرابری درآمد و شاخص سلامت وجود ندارد.



**اسماعیلی و همکاران (۲۰۱۱)** در مطالعه‌ای با در نظر گرفتن ۷ متغیر وابسته مشخص در ۶ مدل به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و سلامت جامعه برای کشورهای اسلامی پرداخته‌اند و بدین نتیجه رسیده‌اند که در این کشورها خصوصاً شورایی با توسعه ضعیف سطح درآمد یک اثر مثبت بر سلامت جامعه دارد اما وضعیت توزیع درآمد، زیاد قابل توجه نیست.

**باباخانی (۱۳۸۷)** در مقاله‌ای به نام " بررسی رابطه بین متغیرهای نابرابری درآمدی با سلامت در دوره ۱۳۸۵-۱۳۸۵" به بررسی رابطه بین متغیرهای نابرابری درآمدی با سلامت در دوره ۱۳۸۵-۱۳۸۵ و نیز تحلیل توسعه اقتصادی و قدرت تبیین واریانس متغیر سلامت توسط متغیرهای پیش بین می پردازد. این مطالعه، تحلیلی و از نوع همبستگی اکولوژیکی بوده و در آن از و آزمون رگرسیون استفاده شده است. جهت تحلیل داده‌ها از نرم افزار SPSS استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان داد که نابرابری درآمدی بیشترین همبستگی را با سلامت دارد و نسبت به توسعه اقتصادی، قدرت تبیین کنندگی بیش تری دارد؛ اما با ورود متغیر رشد اقتصادی به رگرسیون توسعه اقتصادی قدرت تبیین کنندگی بیش تری می یابد. کاهش نابرابری و افزایش توسعه اقتصادی رابطه مثبتی با سلامت نشان دادند، لذا توجه هم زمان به امر توسعه اقتصادی و بازتوزیع درآمد (کاهش نابرابری) بهترین استراتژی برای تأمین و ارتقاء سلامت می باشد.

**باباخانی (۱۳۸۸)** در مطالعه‌ای دیگر به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی و سلامت در ایران در دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۵ پرداخته و با استفاده از آزمون همبستگی پارشال به این نتیجه رسیده که نابرابری درآمدی بهتر از متغیر رشد اقتصادی تغییرات سلامت را تبیین می کند.

**پژویان (۱۳۸۸)** در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین شاخص توزیع درآمد و شاخص سلامت در ایران پرداخته و به این نتیجه رسیدند که وضعیت سلامت همبستگی مثبت با میزان تحصیلات، مراقبت سلامتی و تعداد بیمه شدگان دارد و همبستگی منفی و قوی با نابرابری درآمد و بلاخره همبستگی مثبت و ضعیف با میانگین درآمدی دارد

**عمادزاده و همکاران (۱۳۹۰)** در تحقیقی بنام " رابطه ی مخارج سلامت و رشد اقتصادی در استانهای ایران" با در نظر گرفتن اهمیت رشد اقتصادی و مهمتر از آن شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در استانها، به شناسایی تأثیر مخارج سلامت خانوار بر رشد اقتصادی و آزمون سایر عوامل تأثیرگذار بر روی آن، در استانهای ایران پرداخته‌اند. مطالعه آنها از نوع نظری- علمی بود و و در آن از مدلی استفاده شده که برگرفته از مدل رشد درو نزای (Romer) بود. الگوی مورد نظر پس از شناسایی تکنیکها و انجام آزمونهای اقتصادسنجی، با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی یعنی ادغام سری زمانی دوره ۸۶- ۱۳۷۹ و داده‌های مقطعی ۲۷ استان ایران برآورده شده است. یافته‌های این پژوهش مؤید اثر مثبت رشد مخارج سلامت خانوار

در کنار اثر مثبت سرمایه گذاری عمرانی دولت و نیز اثر منفی رشد شاخص قیمت مصرف کننده بر رشد اقتصادی استان‌های ایران بود. با توجه به معنی دار بودن اثر رشد مخارج سلامت خانوار بر رشد اقتصادی استان‌های ایران و نیز سهم این مخارج در بودجه خانوار در مقایسه با سایر کشورها، بهبود سطح سلامت در استانها می تواند به عنوان عاملی مهم و اثرگذار در رشد و توسعه اقتصادی آن‌ها مورد توجه و تأکید قرار گیرد.

**واعظی و زارع (۱۳۹۰)** در مطالعه‌ای بنام "رابطه توزیع درآمد (شاخص منتخب ضریب جینی) و اقتصاد سلامت (شاخص منتخب مرگ و میر و علل مرگ) در ایران" اثرات متقابل دو مقوله مهم اقتصادی اجتماعی یعنی نابرابری درآمد سلامت را با تعریف دو شاخص از سلامت (شاخص منتخب مرگ و میر و علل مرگ) و شاخصی از توزیع درآمد (ضریب جینی) را مورد بررسی قرار داده‌اند. بعد از تصریح مدل، معادلات مورد نظر با استفاده از داده‌های ترکیبی مربوط به ۱۳۸۵-۱۳۶۱ استفاده برآورد گردیده است. در این مطالعه برای تخمین ضرائب مدل، از نرم افزار Eviews شده است. همچنین برآورد مدل در قالب سیستم POOL و روش اثرات ثابت می باشد. معادلات سلامت - درآمد با دو معیار ضریب جینی و میانگین درآمد برآورده شده‌اند.

نتایج تحقیقی حاکی از آن است که علیرغم آن که سلامت به هر دو عامل میانگین درآمد و نابرابری درآمد بستگی دارد ولی با توجه به بررسی‌های انجام شده، سلامت جامعه از نابرابری درآمدی بیشتر متأثر می شود. بنابراین در جوامعی که نابرابری درآمدی کمتر باشد شاهد سلامت بیشتر برای شهروندان خواهیم بود. با مطالعات بین استانی در گرو ههای درآمدی مختلف، مشاهده شد که در استا نه‌های با درآمد بالا و پایین؛ نابرابری درآمدی بر سلامت جامعه مؤثر است. همچنین نابرابری درآمد در مقایسه با میانگین درآمدی تأثیر بیشتری بر سلامت جامعه دارد.

### ۳. روش تحقیق

چارچوب نظری الگوی این مطالعه، ابتدا در سال ۱۹۵۴ توسط کویک<sup>۲</sup> و سپس توسط استاینسیلا و کاسل (۱۹۷۹) ارائه شد. در این مطالعات صرفاً رابطه بین سلامت و ادوار تجاری مورد بررسی قرار گرفته است<sup>۳</sup>:

$$(۱) H = \alpha + \beta X_t + \gamma E_t + \varepsilon_t$$

در این الگو H بیانگر شاخص سلامت است که تقریب مورد استفاده آن نرخ مرگ و میر کودکان بوده است. E<sub>t</sub> بیانگر ادوار تجاری و γ نرخ تعدیل ادوار در این الگو می باشد، X<sub>t</sub> بردار تغییرات الگو و همچنین ε جزء اختلال در این معادله است.



سپس این الگو توسط وین استرین (۱۹۸۳) گسترش یافت و اریک نیومایر<sup>۱</sup> به صورت زیر از آن استفاده نمود؛ وی در ابتدا فروض زیر را در نظر گرفت:

$$X_{it} = F(\text{Unemployment Rate, Inflation Rate})$$

$$Y_{it} = F(\text{Life Expectancy})$$

پس از آن معادله (۱) را به صورت زیر تبدیل نمود:

$$(۲) \quad H_{jt} = \alpha_j + \beta X_{jt} + \gamma E_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$\varepsilon_{jt} = U_{jt} + V_{jt}$$

در معادله (۲)  $\alpha$  به عنوان عرض از مبدأ به کار گرفته شده است. معادله شماره (۲) توسط بانک جهانی در سال ۲۰۰۰<sup>۲</sup> و همچنین توسط بی<sup>۳</sup> جهت بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ مرگ و میر در سنین مختلف مورد استفاده قرار گرفته است:

$$(۳) \quad H_{jt} = \alpha_j + \beta X_{jt} + \gamma E_{jt} + \lambda_t + \varepsilon_{jt}$$

$H_{jt}$  بیانگر نرخ مرگ و میر در سنین مختلف،  $E_{jt}$  معیار تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی شامل بیکاری، تورم، تراز پرداخت‌ها، ضریب جینی، کسری بودجه و بدهی دولت، مخارج عمومی دولت، تولید ناخالص داخلی،  $X_{jt}$  بردار تغییرات الگو و همچنین  $\lambda_t$  ضریب تعدیل در الگوی تعمیم یافته است. مدل مورد استفاده در این مطالعه با بهره‌گیری از مبانی نظری موجود در این زمینه و مطالعات تجربی انجام شده است، که به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$(۴) \quad LH_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LGDP_t^2 + \beta_3 LHCE_t + \beta_4 LUE_t + \beta_5 LUN_t + \beta_6 LINF_t$$

در معادله فوق متغیرهای بکار گرفته شده به شرح زیر می‌باشند:

$H_{it}$  متغیر وابسته شاخص سلامت

$LGDP_t$ : لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۷۶

$LGDP_t^2$ : لگاریتم مجذور تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۷۶

$LHCE_t$ : لگاریتم هزینه دولت در بخش بهداشت و درمان

$LUE_t$ : لگاریتم نسبت سهم ۲۰ درصد ثروتمندترین افراد جامعه به سهم ۲۰ درصد فقیرترین افراد جامعه

(نابرابری اقتصادی)

$LUN_t$ : لگاریتم نرخ بیکاری

$LINF_t$ : لگاریتم تورم



روشی که جهت برآورد مدل مورد نظر استفاده گردیده، روش الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده<sup>1</sup> است. آمار و اطلاعات مورد نیاز برای داده‌های کلان اقتصادی، اطلاعات و ارقام منتشر شده از سوی بانک مرکزی و سالنامه آماری مرکز آمار ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ به صورت سالیانه بدست آمده است و بر اساس سال پایه ۱۳۷۶ می‌باشند. نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج سال، نرخ مرگ و میر نوزادان و امید به زندگی نیز از داده‌های سازمان جهانی بهداشت استخراج شده است.

#### ۴. تجزیه و تحلیل مدل

برای بررسی متغیرها از نظر ساکن‌پذیری از آزمون دیکی\_فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است که فرضیه صفر، در این آزمون وجود ریشه واحد می‌باشد.

H0: (وجود ریشه واحد)

H1: (عدم وجود ریشه واحد)

نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در متغیرهای GDP و MRI و MR5 قدرمطلق آماره ADF محاسباتی از قدرمطلق ADF جدول در سطح ۵ درصد کوچکتر است. در نتیجه متغیرهای درآمد سرانه، متغیر نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال و متغیر نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر یک سال در سطح و با عرض از مبدأ و روند غیر ساکن می‌باشند

جدول ۱. نتایج آزمون ساکن‌پذیری متغیرها در سطح

عوامل جبری	متغیر	ADF محاسباتی	ADF جدول	نتیجه آزمون
عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند	LH	-۵/۲۶۹	-۲/۹۵	ساکن
		-۳/۷۲۲	-۲/۵۵	
عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند	LGDP	-۰/۱۹۳	-۲/۹۵	غیر ساکن
		-۲/۵۰۶	-۲/۵۵	
عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند	LHCE	-۳/۶۵۳	-۲/۹۵	ساکن
		-۳/۹۷۸	-۲/۵۵	
عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند	LUE	-۳/۷۷۲	-۲/۹۵	ساکن
		-۳/۷۲۵	-۲/۵۵	

1. Auto Regressive Distributed Lag Method (ARDL)

2. www.cbi.ir

3. www.amar.sci.org.ir





ساکن	-۲/۹۵ -۳/۵۵	-۳/۲۵۷ -۴/۲۵۵	LUN	عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند
ساکن	-۲/۹۵ -۳/۵۵	-۳/۲۳ -۴/۲۱۶	LINF	عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند
غیر ساکن	-۲/۹۵ -۳/۵۵	۰/۲۲۴ -۲/۰۲۱	LMRI	عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند
غیر ساکن	-۲/۹۵ -۳/۵۵	-۱/۷۵۵ -۲/۵۵۳	LMR5	عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مرحله بعد آزمون ساکن‌پذیری بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند، صورت گرفته است که نتایج آن در جدول (۲) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیرها در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند. نتیجه نهایی آزمون ساکن‌پذیری در جدول (۳) آمده است.

#### جدول ۲. نتایج آزمون ساکن‌پذیری متغیرها در تفاضل مرتبه اول

عوامل جبری	متغیر	ADF محاسباتی	ADF جدول	نتیجه آزمون
عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند	DLGDP	-۳/۰۷۳ -۳/۹۲۹	-۲/۹۷ -۳/۵۷	ساکن
عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند	DLMRI	-۳/۵۵۳ -۴/۸۶۴	-۲/۹۷ -۳/۵۷	ساکن
عرض از مبدأ عرض از مبدأوروند	DLMR5	-۳/۰۷۳ -۵/۹۰۲	-۲/۹۷ -۳/۵۷	ساکن

مأخذ: یافته‌های تحقیق



جدول ۳. نتیجه نهایی آزمون ساکن‌پذیری متغیرها

نتیجه آزمون ساکن‌پذیری	متغیر
I(0)	LH
I(1)	LGDP
I(0)	LHCE
I(0)	LUN
I(0)	LUE
I(0)	LINF
I(1)	LMRI
I(1)	LMR5

مأخذ: یافته‌های تحقیق

#### ۴-۱. تخمین کوتاه‌مدت مدل

مدل مورد نظر توسط نرم افزار میکروفیت با وارد کردن داده‌های مربوط به ایران از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۰ هجری شمسی تخمین زده می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از آزمون ساکن‌پذیری، چون متغیرهای مورد استفاده، همگی ساکن‌پذیر I(0) نیستند، روش مورد استفاده با توجه به مباحث گفته شده در قسمت مبانی نظری الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) است. معمولاً در داده‌های سالانه، وقفه را یک یا دو و برای داده‌های با فراوانی بیشتر (مثل داده‌های فصلی و ماهانه) طول وقفه را می‌توان بیشتر برآورد کرد، که این انتخاب با تشخیص محقق انجام می‌شود. پس از انتخاب حداکثر وقفه، با انتخاب معیار شوارتز - بیزین از بین معیارهایی مانند آکاییک، حنان - کوئین و ضریب تعیین تعدیل شده، وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز - بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. مقدار آماره شوارتز - بیزین برای وقفه‌های ۱ و ۳، به صورت جدول (۴) زیر است.

#### جدول ۴. مقدار آماره شوارتز - بیزین

وقفه	۱	۲	۳
آماره شوارتز ت بیزین	۱۱۲/۰۷۳	۱۵۶/۲۶	۹۸/۷۱۸۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Pesaran, M.H. and Pesaran, B. (1996), Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford: Oxford University Press.  
Schwarz Bayesian Criterion (SBC)



در این مطالعه، با توجه به اینکه معیار شوارتز-بیزین در وقفه دو، (۱۵۶/۲۶) بدست آمده است که نسبت به معیار شوارتز-بیزین در وقفه یک (۱۱۲/۰۷۳) و وقفه سه (۹۸/۷۱۸۲) بیشتر است، لذا حداکثر وقفه بهینه، دو در نظر گرفته شده است. و نرم افزار میکروفیت مدل  $ARDL(2,0,0,2,0,1,1)$  را مطابق معیار شوارتز-بیزین، به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می کند که خلاصه نتایج در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج ضرایب کوتاه مدت  $ARDL(2,0,0,2,0,1,1)$

Variable	Coefficient	Standard Error	T-Ratio	P-Value
LEX(-1)	۱/۸۸۶	۰/۰۴۷۲	۳۹/۹۲	۰/۰۰۰
LEX(-2)	۰/۹۸	۰/۰۳۸	۲۵/۴۰	۰/۰۰۰
LGDP	۰/۹۱۵	۰/۱۶۳	۵/۶۱۶	۰/۰۰۰
LGDP2	-۰/۱۴۹	۰/۰۰۲	-۵/۷۷۴	۰/۰۰۰
LHCE	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۲/۲۷۵	۰/۰۳۵
LHCE(-1)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۲/۵۱۱	۰/۰۲۲
LHCE(-2)	۰/۰۱۳	۰/۰۰۵۹	۲/۰۵	۰/۰۸۳
LUE	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۱۸	-۲/۲۱۳	۰/۰۴۱
LUN	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۲۷	-۲/۸۴	۰/۰۱۳
LUN(-1)	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۲۸	-۳/۴۸۲	۰/۰۰۳
LINF	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۸	-۳/۱۶۸	۰/۰۰۶
LNF(-1)	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۷	-۳/۷۸	۰/۰۰۱
C	-۳/۳۶	۰/۶۴۹	-۵/۱۷۴	۰/۰۰۰
DUM	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	-۲/۸۶	۰/۰۰۹
R-Squared = ۰/۹۹۹      R-Bar-Squared = ۰/۹۹۹      F-Stat = ۳۲۰۸۷/۶ [۰/۰۰]				
DW-Statistic = ۱/۸۷۴      Schwarz Bayesian Criterion = ۱۵۶/۲۶				

منبع: محاسبات پژوهش



۲-۴. نتایج کوتاه‌مدت

مدل مورد نظر به شکل زیر است:

$$LH = -3/36 + 1/88LH(-1) + 0/98LH(-2) + 0/915LGDP - 0/149(LGDP)^2 + 0/009LHCE + 0/001LHCE(-1) - 0/004LUE - 0/005LUN - 0/009LUN(-1) - 0/002LINF - 0/001LINF(-1) - 0/001DUM \quad (5)$$

همان‌طوری که مشخص است متغیر وابسته و متغیر لگاریتم هزینه دولت در بخش بهداشت و درمان با ۲ بار وقفه و بیکاری و تورم با یک وقفه و سایر متغیرها بدون وقفه ظاهر شده‌اند. آزمون معناداری ضرایب رگرسیون به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_i = 0 \\ H_1 : \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

بر اساس جدول (۵) چون سطح معناداری بدست آمده برای ضریب LH(-1)، ( $\text{sig}_0 = 0/00$ ) از سطح معناداری تحقیق ( $\alpha = 0/05$ ) کوچکتر است، بنابراین فرض  $H_0$  رد شده و فرض  $\beta_1 \neq 0$  پذیرفته می‌شود. فرضیه  $H_0$  مبنی بر  $\beta_2 = 0$  (ضریب LH(-2))، با احتمال ۹۹۱٪ رد شده و  $\beta_2 \neq 0$  پذیرفته می‌شود، یعنی ضریب LH(-2) از لحاظ آماری معنادار است. فرضیه  $H_0$  مبنی بر  $\beta_3 = 0$  (ضریب LGDP)، با احتمال ۹۹۷٪ رد شده و  $\beta_3 \neq 0$  تأیید می‌شود، یعنی ضریب LYW از لحاظ آماری معنادار است.

بر اساس جدول (۵)، چون سطح معناداری بدست آمده برای ضریب  $LGDP^2$  ( $\text{sig}_0 = 0/030$ ) از سطح معناداری تحقیق ( $\alpha = 0/05$ ) کوچکتر است، فرضیه  $H_0$  رد شده و فرضیه  $\beta_4 \neq 0$  پذیرفته می‌شود و  $\beta_4 \neq 0$  از لحاظ آماری معنادار است.

سایر ضرایب بدست آمده از برآورد مدل معنادار می‌باشند. فقط بر اساس جدول (۵)، چون سطح معناداری بدست آمده برای ضریب LHCE(-2)، ( $\text{sig}_0 = 0/883$ ) از سطح معناداری تحقیق ( $\alpha = 0/05$ ) بزرگتر است فرضیه  $H_0$  پذیرفته شده و فرضیه  $\beta_8 \neq 0$  رد می‌شود و ضریب لگاریتم هزینه بهداشتی دولت از لحاظ آماری معنادار نیست.

۳-۴. تفسیر نتایج کوتاه‌مدت

با توجه به ضرایب مدل رگرسیونی (۵)، درمی‌یابیم که  $\beta_1$  (ضریب -)H(۱) دارای علامت مثبت مورد نظر بوده و از لحاظ آماری نیز معنادار می‌باشد. یعنی شاخص سلامت یک دوره قبل بر شاخص سلامت دوره بعد تأثیر مثبت و معناداری بجا می‌گذارد. در واقع افزایش ۱ واحد سطح سلامت در یک دوره موجب افزایش ۱،۸۸ واحد سلامت در دوره بعد می‌گردد.



ضریب  $H(-2)$  از لحاظ آماری معنادار و دارای علامت مورد نظر است و حاکی از آن است که شاخص سلامت دو دوره قبل، تأثیر مثبت بر ضریب شاخص سلامت بجا می‌گذارد. یک واحد افزایش سلامت در دوره  $(t-2)$  موجب افزایش  $0/98$  واحد سلامت در دوره  $t$  می‌گردد. این نتایج که سطح سلامت در دوره‌های قبل اثر مثبتی بر سلامت در دوره حاضر دارد مورد انتظار می‌باشد زیرا تصور کنید فردی که از تغذیه بهتر، ورزش بهتر و استفاده از خدمات بهداشتی درمانی و حتی پیشگیری بهتری برخوردار بوده باشد بستر مناسبی برای سلامتی آینده خود ایجاد می‌کنند و وضعیت بهتر سلامتی برای آینده خود رقم می‌زند.

ضریب  $LGDP$  از لحاظ آماری معنادار است و نشان‌دهنده تأثیر مثبت درآمد سرانه بر شاخص سلامت ایران می‌باشد. و این ضریب نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در درآمد موجب افزایش  $0/915$  واحد شاخص سلامت می‌گردد که همان‌طور که بیان شد، وقتی فرد درآمدش بالاتر است می‌تواند از تغذیه بهتر، امکانات رفاهی بیشتر، ورزش بهتر و استراحت بیشتر برخوردار شود و همین‌طور دسترسی به خدمات بهداشتی درمانی بالاتری داشته باشد.

ضریب  $LGDP^2$  از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است که مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه دارای تأثیر منفی بر شاخص سلامت می‌باشد. در واقع این موضوع نشان‌دهنده این است که وقتی درآمد فرد افزایش می‌یابد تا یک سطحی موجب افزایش سلامتی می‌شود اما از سطحی دیگر به علت روی آوردن به تغذیه ناسالم (افزایش مصرف چربی و شکلات) و انجام رفتارهای مخاطره‌آمیز سلامت مانند کشیدن سیگار و دخلیات و مشروبات الکلی و یا تفریحات ناسالم (مانند بازی‌های رایانه‌ای و الکترونیکی بیش از حد) و یا افزایش استفاده از امکانات و کالاهای لوکس بیش از حد مانند وسایل نقلیه موجب کاهش سلامتی می‌گردد. این ضریب حدود  $(-0/149)$  است.

ضریب  $LHCE$  از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است هزینه دولت در بخش بهداشت و درمان دارای تأثیر مثبت بر شاخص سلامت است در واقع هرچه قدر هزینه دولت در این بخش زیاد شود افراد بیشتری می‌توانند از این خدمات استفاده کنند و وضعیت سلامت بهبود یابد و طبق این برآورد اگر ۱ واحد هزینه دولت در بخش بهداشت افزایش یابد وضعیت سلامت حدود  $0/009$  واحد بهبود می‌یابد.

ضریب  $LHCE(-1)$  از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است که هزینه دولت در بخش بهداشت و درمان در دوره قبل دارای تأثیر مثبت بر شاخص سلامت است و ۱ واحد افزایش هزینه دولت در بخش بهداشت و درمان موجب افزایش  $0/001$  واحد وضعیت سلامتی می‌گردد.

ضریب  $LUE$  از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است که سهم  $20$  درصد ثروتمندترین افراد جامعه به سهم  $20$  درصد فقیرترین افراد جامعه (نابرابری اقتصادی) دارای تأثیر منفی بر شاخص سلامت است. در واقع وقتی فرد درآمدش را با افرادی که درآمد بالاتری دارند مقایسه می‌کند دچار اضطراب می‌شود و فشار اقتصادی ناشی از اختلاف درآمد فرد با افراد هم طبقه خود مانند اقوام، دوستان و همکاران موجب استرس و تنش می‌-



شود که سلامت افراد را به خطر می‌اندازد. که در کوتاه‌مدت افزایش ۱ واحد نابرابری درآمدی موجب کاهش ۰,۰۰۴ واحد شاخص سلامتی می‌شود.

ضریب LUN از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است که نرخ بیکاری دارای تأثیر منفی بر شاخص سلامت است و ۱ واحد افزایش بیکاری موجب کاهش ۰,۰۰۵ واحد شاخص سلامتی می‌شود. زیرا افراد بیکار فاقد غذا، مسکن و لباس مناسب هستند. در واقع افراد بیکار پول کمتری دارند که پول کمتر موجب بدتر شدن شرایط و پیش‌نیازهای سلامتی می‌گردد. از طرفی کار علاوه بر کسب درآمد، مزایا و منافی دارد که باعث می‌شود فرد نسبت به کار دلبستگی داشته باشد که موجب می‌شود بیکاری فی‌نفسه موجب افزایش خطر مرگ‌ومیر شود یعنی یک اثر مازاد بر اثری که ناشی از کاهش درآمد به علت بیکاری است.

ضریب LUN(-1) از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است که نرخ بیکاری دوره قبل دارای تأثیر منفی بر شاخص سلامت است. که البته تأثیر آن بیشتر است؛ یعنی هر یک واحد افزایش بیکاری موجب کاهش ۰,۰۰۹ واحد شاخص سلامت می‌گردد.

ضریب LINF از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است که تورم دارای تأثیر منفی بر شاخص سلامت است. هر یک واحد افزایش تورم همراه است با ۰,۰۰۲ واحد کاهش شاخص سلامت. زیرا همان‌طور که مشخص است، تورم همراه است با هزینه‌های روانی از جمله ایجاد حالت بی‌اعتمادی و نااطمینانی و بلا تکلیفی در جامعه که با خود استرس و مسائل روانی را به همراه دارد که منجر به کاهش سلامت و امید به زندگی می‌گردد و از طرف دیگر منجر به افزایش هزینه‌های درمانی می‌شود که این خود باعث افزایش بیماری و کاهش سلامت می‌شود.

ضریب LINF(-1) از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است که تورم دوره قبل نیز دارای تأثیر منفی بر شاخص سلامت است البته با شدت کمتر.

ضریب DUM از لحاظ آماری معنادار و نشان‌دهنده این است که متغیر مجازی جنگ دارای تأثیر منفی بر شاخص سلامت است یعنی جنگ باعث کاهش شاخص سلامت می‌شود.

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد ضریب تعیین برابر با ۰/۹۹۹ و آماره F برابر ۳۲۰۸۷/۶ و حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل است. همچنین آزمون‌های آسیب‌شناسی برقراری تمامی فروض کلاسیک (عدم خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن جملات پسماند و وجود واریانس همسانی) را برای مدل مورد نظر تأیید می‌کند.



جدول ۶. نتیجه آزمون تشخیص فروض کلاسیک

Test Statistics	LM Version	F Version
Serial Correlation	۰/۱۳[۰/۷۱۸]	۰/۰۶۵[۰/۸۰۲]
Functional Form	۲/۹۹[۰/۰۸۳]	۱/۶۵۲ [۰/۲۱۷]
Normality	۱/۱۷[۰/۵۵۵]	Not applicable
Heteroscedasticity	۰/۲۵۶[۰/۶۱۳]	۰/۲۴۲[۰/۶۲۶]

منبع: محاسبات پژوهش

با مشاهده آزمون‌های آسیب شناسی در جدول (۶) نتایج زیر حاصل می‌شود:

الف ت آماره F برای تشخیص وجود یا عدم وجود خودهمبستگی برابر با ۰/۱۳ و حداقل سطح معناداری این آماره ۰/۷۱۸ به دست آمده (عدد داخل براکت). با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معنادار، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی پذیرفته می‌شود و فرضیه مقابل (وجود خود همبستگی) رد می‌شود. به عبارتی با توجه به اینکه prob مربوط به Serial correlation بیشتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی پذیرفته می‌شود.

ب ت آماره F برای تشخیص شکل تبعی صحیح یا نادرست برابر ۲/۹۹ و حداقل سطح معناداری این آماره ۰/۰۸۳ به دست آمده است، با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معنادار، فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته شده و فرضیه مقابل (شکل تبعی ناصحیح) رد می‌شود. به عبارتی با توجه به اینکه prob مربوط به Functional Form بیشتر از ۵٪ است فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته می‌شود.

ج ت آماره F برای تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند برابر ۱/۱۷۶ و حداقل سطح معنادار این آماره ۰/۵۵۵ به دست آمده است، با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معنادار، فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود. به عبارتی با توجه به اینکه prob مربوط به Normality بیشتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود.

د ت آماره F برای تشخیص واریانس همسانی یا واریانس ناهمسانی برابر ۰/۲۵۶ و حداقل سطح معناداری این آماره ۰/۶۱۳ به دست آمده است، با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی پذیرفته شده و فرضیه مقابل (واریانس ناهمسانی) رد می‌شود. به عبارتی با توجه به اینکه prob مربوط به Heteroscedasticity بیشتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی پذیرفته می‌شود.

اکنون با استفاده از این نتایج، فرضیه صفر وجود ریشه واحد و یا عدم همجمعی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای الگوی پویا را آزمون می‌کنیم. همان‌گونه که اشاره شد، چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون فوق براساس آنچه قبلاً گفته شده به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$T = \frac{\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^p s \alpha_i} = \frac{2/867 - 1}{0/883} = 33/42$$

از آن جا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲)، در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر ۳/۴۳- است فرضیه H<sub>۰</sub> رد می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی عوامل مؤثر بر شاخص سلامت وجود دارد.

#### ۴-۴. تخمین بلندمدت مدل

نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج تخمین بلندمدت مدل ARDL(2,0,0,2,0,11)

Variable	Coefficient	Standard Error	T-Ratio	P-Value
C	-۵/۷۷	۰/۳۸۲	۳/۰۹	[۰/۰۰۶]
LGDP	۱/۷۵	۰/۰۲۲	۴/۳۸	[۰/۰۰۰]
LGDP2	-۰/۱۵	۰/۰۳۵	-۴/۴۹	[۰/۰۰۰]
LHCE	۰/۲۳	۰/۰۱۷	۱۳/۵۷	[۰/۰۰۰]
LUE	-۰/۰۴۹	۰/۰۱۸	-۲/۶۷	[۰/۰۱۸]
LUN	-۰/۱۵۹	۰/۰۴۷	-۳/۳۶	[۰/۰۰۰]
LINF	-۰/۰۷۶	۰/۰۱۵	-۵/۰۸۸	[۰/۰۰۰]
DUM	-۰/۰۱۸	۰/۰۱۲	-۱/۵۶	[۰/۰۴۳]

منبع: محاسبات پژوهش

مدل بلندمدت به شکل زیر است:

$$LH_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 (LGDP_t)^2 + \beta_3 LHCE_t + \beta_4 LUE_t + \beta_5 LUN_t + \beta_6 LINF_t + DUM \quad (۶)$$

که با ضرایب بلندمدت بدست آمده به شکل زیر است:





$$LH = -5/77 + 1/75LGD P - 0/159(LGD P)^2 + 0/23LHCE - 0/049LUE - 015LUN - 0/07LINF - 0/018DUM \quad (7)$$

همانگونه که ملاحظه می‌شود تمامی ضرایب در سطح اطمینان ۹۵٪ معنا دارند. براساس نتایج بدست آمده:

تولید ناخالص داخلی سرانه (LGDP) در سطح خطای ۵٪ معنادار بوده و با شاخص سلامت رابطه مثبت دارد، به عبارت دیگر با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص سلامت در ایران افزایش خواهد یافت. تولید ناخالص داخلی سرانه بیشترین تأثیر را در میان عوامل مؤثر بر شاخص سلامت را دارا می‌باشد. پریسچت و سامرز<sup>۱</sup> نیز در مقاله خود با عنوان ثروتمندتر سالم‌تر است<sup>۲</sup> این نظر را بیان کرده‌اند. این ادعا پایه تئوریک قوی دارد. درآمدهای بالاتر کمک می‌کنند تا بسیاری از کالاها و خدمات مانند تغذیه بهتر، آب سالم و دسترسی به خدمات بهداشتی با کیفیت بالا، وضعیت سلامت را بهبود بخشد در واقع درآمد بالاتر منجر به مصرف واقعی بیشتر اقلام مؤثر بر سلامت مانند غذا، مسکن، خدمات بهداشت عمومی و پزشکی، آموزش و فراغت می‌گردد. همچنین درآمدهای بالاتر پیشرفت تکنیکی و انتشار تکنولوژیهای جدید سلامت را که عامل اصلی پیشرفت و بهبود در وضعیت سلامت است، بهبود می‌بخشد. همچنین (کاتلر، دیتون و لیراس<sup>۳</sup>، بیگز و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۰)، کوآرآدو و لویز<sup>۴</sup> (۱۹۹۶)، ویلکینسون<sup>۵</sup> (۱۹۹۶)، حشمتی (۲۰۰۱) نیز رابطه قوی بین رشد اقتصادی و سلامت را تأیید می‌کنند. در اینجا ضریب ۱،۷۵ بیان می‌کند در بلندمدت با افزایش ۱ واحد درآمد شاخص سلامت ۱/۷۵ واحد افزایش می‌یابد.

متغیر هزینه دولت در بخش بهداشت و درمان (LHCE) معنادار و دارای ضریب مورد انتظار مثبت است، یک درصد افزایش در هزینه دولت در بخش بهداشت و درمان باعث افزایش ۰/۲۳ درصد در ضریب شاخص سلامت می‌شود. از آنجا که مدل فوق یک مدل لگاریتمی است، می‌توان این گونه استنباط کرد که ضریب متغیر هزینه دولت در واقع بیان‌کننده کشش شاخص متغیر هزینه دولت است. به عبارت دیگر کشش شاخص سلامت نسبت به هزینه دولت در بخش بهداشت و درمان ۰/۲۳٪ می‌باشد. منابع دولت در بخش بهداشت و درمان و میزان منابعی که به این بخش اختصاص پیدا می‌کند تأثیر مثبت و مستقیمی در خروجی بخش سلامت دارد. این نتایج همسو با نتایج مطالعاتی هستند که برای اقتصاد ایران انجام گرفته‌اند و آنها را تأیید می‌کنند. اگر مخارج بهداشتی به عنوان یک سرمایه‌گذاری برای انباشت سرمایه‌های انسانی تلقی شود و بیشتر اقدامات بخش بهداشت و درمان صرف پیشگیری شود در آن صورت با در نظر گرفتن سرمایه‌انسانی به عنوان موتور محرک رشد اقتصادی، هر افزایش در مخارج بهداشتی از طریق بهبود در موجودی انباشت سرمایه انسانی، افزایش تولید و درآمد ملی را در پی خواهد داشت و افزایش درآمد نیز موجب افزایش سلامت می‌گردد. همچنین با توجه به

این که نیروی کار سالم‌تر دارای انگیزه و بهره‌وری بالاتری است، بنابراین مخارج بهداشتی در صورتی که سلامت افراد جامعه را ارتقاء بخشد، می‌تواند از طریق بهبود بهره‌وری منجر به افزایش تولید گردد و نهایتاً از این کانال دوباره موجب افزایش سلامت شود. مخارج سلامت معیاری برای بررسی میزان دسترسی به تسهیلات تولید سلامت در یک جامعه است. اثر مخارج سلامت بر امید به زندگی مبهم است. اگر مخارج سلامت، دسترسی به تسهیلات سلامت را افزایش دهد، احتمالاً موجب بهبود سلامت می‌شود و اگر بیشتر مخارج سلامت، از طریق مالیات یا پرداخت‌های مصرف‌کننده تأمین شود و این پرداخت‌ها تأمین کالاها و خدمات اساسی افراد چون غذا، پوشاک و مسکن را تحت تأثیر قرار دهد، احتمالاً اثرات مثبت آن کم‌رنگ‌تر یا حتی حذف خواهد شد. در این پژوهش که حدود ۲۳٪ موجب افزایش شاخص سلامت گردیده است.

متغیر نابرابری نسبت سهم ۲۰ درصد ثروتمندترین افراد جامعه به سهم ۲۰ درصد فقیرترین افراد جامعه (LUE) معنادار و دارای ضریب منفی می‌باشد. انتظارات نظری، رابطه معکوس بین شاخص نسبت سهم ۲۰ درصد ثروتمندترین افراد جامعه به سهم درصد فقیرترین افراد جامعه با شاخص سلامت را تأیید می‌کند که در سطح معناداری محقق شده است؛ زیرا نابرابری درآمدها سبب می‌گردد توزیع خدمات بهداشتی و امکاناتی که در سلامت نقش به‌سزایی دارند به طرز نامطلوبی در جامعه صورت گیرد و برون‌داد بخش سلامت را دستخوش تغییرات نامطلوبی قرار دهد. کوچک بودن ضریب متغیر نابرابری (۰/۴۹) در ایران به دلیل گسترده بودن خدمات بهداشتی درمانی دولتی و فراهم بودن و در دسترس بودن این خدمات برای عموم جامعه، مانع از این می‌شود که نابرابری درآمدی و فقر نقش مهمی در وضعیت سلامت داشته باشد. به عبارت دیگر، چون هنوز بخش غالب خدمات بهداشتی و پایه‌ای توسط دولت ارائه می‌شود و برای همه قابل دسترس می‌باشد مانع از تأثیرگذاری بیشتر نابرابری درآمدی بر سلامت می‌شود و بخش خصوصی بیشتر در امر درمان وارد می‌شود، لذا این امر باعث می‌شود که تأثیر نابرابری درآمدی و طبقات فقیرتر درآمدی بر شاخص‌های سلامت کمتر شود. مطالعات زیادی نشان داده‌اند که همبستگی زیادی بین نابرابری و امید زندگی به عنوان شاخصی از سلامت و نرخ مرگ‌ومیر مردم در کشورهای توسعه‌یافته وجود دارد. در ایران نیز ارتباط بین نابرابری درآمدی و شاخص‌های سلامت در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. از جمله باباخانی و راغفر رابطه بین نابرابری درآمدی، رشد و توسعه اقتصادی با شاخص‌های سلامت را با استفاده از سری زمانی برای سالهای ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۵ آزموده‌اند. در این مطالعات نتایج به دست آمده حاکی از آن هستند که با افزایش نابرابری درآمدی، امید به زندگی کاهش و میزان مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال افزایش یافته است.

متغیر نرخ بیکاری (LUN) نیز معنادار و دارای ضریب مورد انتظار منفی می‌باشد، بدین معنی که یک درصد افزایش در نرخ بیکاری باعث کاهش ۰/۱۶ درصد ضریب شاخص سلامت می‌شود. به عبارت دیگر زمانی



که نرخ بیکاری افزایش می‌یابد منجر به کاهش درآمد و گسترش فقر در سطح جامعه شده و سهم هزینه‌های خانوار و هزینه‌های بودجه دولت در بخش سلامت را کاهش داده و این فرآیند بر شاخص سلامت اثر می‌گذارد. همانطور که بیان شد، فرضیه علی می‌گوید بیکاری با افزایش مرگ‌ومیر (به جز مرگ‌ومیر ناشی از عوامل خارجی مثلاً تصادفات و سوانح رانندگی و قتل...)، مریضی بیشتر و طولانی‌تر، فشار خون بالا و شیوع بیماری قلبی عروقی، مشکلات سلامت روان (اختلالات روانی و بیماری‌های فرعی با منشأ روانی) و افزایش قرار گرفتن در معرض شیوه زندگی مرتبط با عوامل ریسکی همراه بوده است. بیکاری موجب افزایش طلاق، دزدی، جنایت، بزهکاری، فقر تغذیه‌ای، افزایش مهاجرت و عوامل بی‌شمار دیگری که سلامت افراد جامعه را به خطر می‌اندازد می‌شود. مطالعات فلود و همکاران (۱۹۹۰) نیز نتیجه فوق را تأیید می‌نمایند. با افزایش میزان بیکاری بر تعداد بستری‌شدگان بیمارستان‌های روانپزشکی افزوده می‌شود. کار واقع فشار روانی، هیجان‌های منفی، فقدان لذت و هیجان‌های مثبت و نارضایتی از زندگی در میان بیکاران شایع‌تر از افرادی است که به کار اشتغال دارند. بیکاری ضمن این که موجب معضلات اجتماعی زیادی می‌شود، باعث کاهش درآمد خانواده‌ها گردیده، از این‌رو بیکاران به علت نداشتن درآمد، تقاضای کمتری برای مراقبت‌های بهداشتی-درمانی می‌نمایند و افزایش بیکاری، سلامت جامعه را کاهش می‌دهد (Quadrado & Lopez, 1996).

متغیر تورم (LINF) معنادار و دارای ضریب مورد انتظار منفی می‌باشد، یک درصد افزایش در قیمت‌ها باعث کاهش ۰/۰۷ درصد ضریب شاخص سلامت می‌شود. تورم باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها گردیده و به این علت سهم کالاهایی ضروری دیگر مانند مسکن و... در بودجه خانوار افزایش می‌یابد که منجر به کاهش سهم خدمات بهداشتی و درمانی در بودجه خانوار می‌شود و تقاضا برای کالای سلامت کم می‌شود. به طور خاص هم قیمت خدمات بهداشتی افزایش می‌یابد که آن هم موجب تشدید کاهش تقاضا برای خدمات بهداشتی و درمانی می‌گردد و به صورت کلی توان افراد در استفاده از خدمات مذکور را کاهش می‌دهد. از آن جایی که تورم بر بودجه دولت و درآمد و عدم کارآیی اقتصادی و نظایر آن مؤثر است، باعث کمبود منابع مالی در بهداشت و درمان و رکود فعالیت‌ها در این زمینه می‌گردد. در نتیجه در زمان تورم تقاضا برای درمان کاهش می‌یابد. ارائه دهندگان خدمت نیز به علت وجود تورم و ناکافی بودن دستمزدها از کیفیت خدمات خود می‌کاهند و در نتیجه اثر بخشی خدمات آنها و حتی مراقبت‌های پزشکی کاسته می‌شود.



## ۵. جمع بندی و پیشنهادات

همواره برای بررسی و ارزیابی وضعیت اقتصادی یک کشور شاخص‌هایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که می‌تواند جایگاه آن کشور را در مقایسه با دیگر کشورها مشخص کند؛ در این میان برخی شاخص‌ها همچون درآمد سرانه، تولید ناخالص ملی و شاخص‌های توسعه بیش از دیگر شاخص‌ها دارای اهمیت بوده و بدان توجه شده است و ملل و دولت‌ها به دنبال بهبود این شاخص‌ها هستند. در بین این شاخص‌ها، شاخص توسعه پایدار با محوریت سلامت موضوعی شده که جدیداً بسیار بر آن تأکید می‌کنند و آن را مورد بررسی دقیقی قرار می‌دهند. از طرفی وضعیت بهداشت و درمان کشورها نیز از طریق بررسی آمار اپیدمیولوژیک بیماری‌ها، مرگ‌ومیر کودکان، مادران و غیره مورد بررسی قرار گرفته و عمدتاً رابطه بین وضعیت اقتصادی و وضعیت بهداشتی درمانی مغفول مانده است. گرچه برخی از شاخص‌ها همچون سهم بهداشت و درمان از تولید ناخالص ملی تا حدی رابطه مذکور را بررسی می‌نمایند ولی چندان معیار قابل اعتمادی نمی‌باشد. زیرا از این طریق اثر هزینه انجام شده بر افزایش سطح سلامت جامعه و نحوه توزیع آن قابل دستیابی نیست؛ معهداً اگر تغییرات شاخص‌های اقتصادی کشورها در کنار تغییرات شاخص‌های سلامتی مورد بررسی قرار گیرد، خواهیم دید روابط معناداری بین این دو یافت می‌گردد. براساس مباحث نظری انتظار می‌رود که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی تأثیرات معناداری بر شاخص‌های بخش سلامت داشته باشند. بسیاری از مطالعات تجربی انجام شده جهت آزمون این فرضیات نیز مباحث نظری مذکور را تأیید کرده‌اند. با توجه به گستردگی و اهمیت این موضوع و فقدان مطالعه‌ای منسجم و تخصصی که رابطه مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی را بر سلامت بررسی کرده باشند، در مطالعه حاضر، با مروری بر مباحث نظری، ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷، مورد آزمون قرار گرفت. تا از طریق شناسایی این اثرات، بتوان با سیاست‌گذاری‌های متناسب با وضعیت اقتصادی کشور، جایگاه کشور را از لحاظ شاخص‌های سلامتی که بستر مناسبی برای مقایسه بین کشوری است در بین کشورهای دیگر حفظ و ارتقا بخشد.

نتایج تحقیق نشان داد، کاهش نسبت درآمد دو دهک پایین درآمدی به دو دهک بالای درآمدی ایران تأثیر منفی بر شاخص سلامت ایران دارد. درستی این فرضیه هم با توجه به تخمین‌های انجام شده به اثبات رسید. نتایج کوتاهمدت مدل نشان داد که ضریب LUE از لحاظ آماری معنادار شده و مبین این است که سهم ۲۰ درصد ثروتمندترین افراد جامعه به سهم ۲۰ درصد فقیرترین افراد جامعه (نابرابری اقتصادی) دارای تأثیر منفی بر شاخص سلامت است. و طبق این ضریب در کوتاهمدت افزایش ۱ واحد نابرابری درآمدی موجب کاهش ۰,۰۰۴ واحد شاخص سلامتی می‌شود. از طرفی در بلندمدت هم ضریب متغیر نابرابری (۰/۰۴۹) در ایران می‌باشد که تأثیر نابرابری درآمد در بلندمدت بیشتر از کوتاهمدت است ولی به صورت کلی این ضرایب ناچیز هستند زیرا که در ایران به دلیل گسترده بودن خدمات بهداشتی درمانی دولتی و فراهم بودن و در دسترس بودن این خدمات برای عموم جامعه، مانع از این می‌شود که نابرابری درآمدی و فقر نقش مهمی در



وضعیت سلامت داشته باشد. به عبارت دیگر، چون هنوز بخش غالب خدمات بهداشتی و پایه‌ای مخصوصاً در امر پیشگیری توسط دولت ارائه می‌شود و برای همه قابل دسترس می‌باشد مانع از تأثیر گذاری بیشتر نابرابری درآمدی بر سلامت می‌شود و بخش خصوصی بیشتر در امر درمان وارد می‌شود، لذا این امر باعث می‌شود که تأثیر نابرابری درآمدی و طبقات فقیرتر درآمدی بر شاخص‌های سلامت کمتر شود. مطالعات زیادی نشان داده‌اند که همبستگی زیادی بین نابرابری و امید زندگی به عنوان شاخصی از سلامت و نرخ مرگ و میر مردم در کشورهای توسعه یافته وجود دارد.<sup>۱</sup>

با توجه به اهمیت سلامت، مسأله بهبود و ارتقا سطح سلامت یک مسئله فردی، کشوری و بین‌المللی است که مستلزم کوشش مشترک کلیه سطوح جامعه، افراد، اجتماعات و دولت‌ها می‌باشد. از این رو در این پژوهش سعی شده متناسب با اهمیت هر کدام از این سطوح پیشنهاداتی صورت گیرد.

به این نتیجه رسیدیم که سلامت جامعه به نابرابری درآمدی آن جامعه وابسته است. بهبود (روند نزولی) نسبت سهم ۲۰ درصد فقیرترین افراد جامعه به سهم ۲۰ درصد ثروتمندترین افراد جامعه نشانگر کاهش فاصله طبقاتی است که حاکی از آن است که درآمد سرانه و یا سهم افراد یک جامعه از درآمد افزایش می‌یابد. بنابراین برای ارتقاء سطح سلامت جامعه می‌بایست در صدد تعدیل نابرابری درآمدی باشیم. درباره راه‌های تعدیل نابرابری درآمد لازم است به دو نکته مهم توجه کرد:

الف- تغییر و تعدیل توزیع درآمد در کوتاه‌مدت به سادگی امکان‌پذیر نیست. بنابراین سیاست‌ها و برنامه‌های مختلف دولت برای تحقق هدف توزیع عادلانه درآمد، باید افق زمانی بلندمدت را مدنظر داشت.

ب- از آن جایی که راه‌های تعدیل نابرابری درآمد با توجه به ماهیت اقتصاد هر کشور متفاوت است، از این رو به راه‌های تعدیل نابرابری درآمد در ایران اشاره خواهیم کرد: به منظور تعدیل نابرابری در توزیع درآمد می‌توان از ابزارهای مالیات، انواع مخارج دولت و سیستم مالیات بر درآمد منفی استفاده نمود. اما اگر بخش بهداشت و درمان و حمایت‌های اجتماعی افزایش یابد تأثیر نابرابری درآمدی کم می‌شود در واقع در ارتقای سلامت نقش سیستم بهداشت و درمان حدود ۲۵ درصد است و برای کاهش نابرابری، دولت باید در بخش سلامت سرمایه‌گذاری بیشتری انجام دهد و سهم هزینه‌های این بخش در سرانه تولید ناخالص داخلی را افزایش دهد. تخصیص بارانه‌های سلامت یکی از ابزارهای سیاست گذاری دولت‌ها در بخش سلامت محسوب می‌شود.

برخی از پیشنهادها جهت ارتقای سلامتی ایران در حوزه اقتصاد سلامت عبارتند از:

- ۱- بالا بردن کیفیت مراقبت و تأمین رضایت مصرف کنندگان؛
- ۲- ایجاد امکان دسترسی همه گروه‌های جامعه به خدمات بهداشتی مورد نیاز؛



۳- گسترش پوشش بیمه‌ای برای تمامی مردم و ایجاد کارآیی و کفایت پوشش‌های بیمه‌ای موجود برای تأمین هزینه‌های درمانی؛

۴- جلوگیری از افزایش فزاینده هزینه‌های درمانی به دلیل پیشرفت‌های تکنولوژیکی؛

۵- بالا بردن سهم دولت و بیمه‌ها در تأمین هزینه‌های درمانی مردم؛

۶- ایجاد زمینه مشارکت مالی عادلانه مردم در تأمین مالی نظام سلامت؛

۷- استفاده بیشتر از فناوری‌های نوین در نظام بهداشتی

نکته‌ای که در این قسمت نباید از نظر دور داشت این است که؛ بالا بودن شاخص‌های « سهم مردم از هزینه سلامت» و «میزان خانوارهای آسیب‌پذیر از هزینه‌های غیر قابل تحمل سلامت شامل خانوارهای ساکن روستا، بالاتر از ۶۰ یا پایین‌تر از ۱۲ سال بودن سن در میان اعضا خانواده، بیکار بودن سرپرست خانوار، شاغل بودن تعداد بیشتری از اعضا خانواده، مجرد بودن سرپرست خانوار» و پایین بودن شاخص « مشارکت عادلانه مردم در تأمین منابع مالی سلامت » منجر به افزایش فشار بودجه بر خانوار جهت دریافت خدمات درمانی، به تعویق افتادن روند درمان به علت ضعف بنیه مالی، بی اعتمادی به نظام بیمه‌ای و سلامت کشور و رشد بی رویه فقر در جامعه خواهد شد. با توجه به مطالب فوق و وضعیت شاخص‌ها در کشور، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که افزایش دسترسی مردم به خدمات سلامت، افزایش پاسخگویی در نظام سلامت، افزایش سطح سلامت و توزیع عادلانه سطح سلامت در جامعه، بدون توجه کافی و ارزش قائل شدن برای تأمین مالی نظام سلامت مردم محقق نخواهد شد، لذا قیل از هرچیز می‌بایست مقوله « سلامت» برای برنامه‌ریزان کشور به عنوان یک اولویت مطرح و تبیین گردد و نگاه صرفاً اقتصادی و هزینه‌ای به بخش بهداشت و درمان اصلاح شود و سپس باید امیدوار بود که تمام امکانات موجود و مورد نیاز هر شهروند کشور برای حمایت از تندرستی او به وسیله متخصصان رسمی؛ نهادها و سازمان‌های بیمه‌ای که در پیشگیری و درمان بیماری‌ها نقش داشته باشد به کار گرفته شود، تا تمام مراقبت‌های لازم برای فرد نیازمند به آن، با تأمین برابری کامل دستیابی به تجهیزات و امکانات مورد نیاز، صورت گیرد.



## منابع

- باباخانی، محمد (۱۳۸۷)، " بررسی رابطه بین متغیرهای نابرابری درآمدی با سلامت در دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۵"، فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال هفتم، شماره ۲۷، صص ۲۵۹-۲۳۹
- بیاتی محسن (۱۳۹۱)، تعیین کننده‌های اقتصادی - اجتماعی سلامت در کشورهای غرب اقیانوس آرام: تحلیل داده‌های ترکیبی، فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال دوازدهم، شماره ۴۷، صص ۱۱۱-۱۳۰
- مرکز آمار ایران، حساب‌های ملی (مربوط به سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۸)، تهران، مرکز آمار ایران.
- عمادزاده مصطفی، مرتضی سامتی، داود صافی دستجردی (۱۳۹۰)، رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی در استانهای ایران، مدیریت اطلاعات سلامت، دوره هشتم، شماره هفتم، ویژه نامه اقتصاد سلامت، صص ۲۰-۶
- واعظی ویدا، حسین زارع (۱۳۹۰)، رابطه توزیع درآمد (شاخص منتخب ضریب جینی) و اقتصاد سلامت (شاخص منتخب مرگ و میر و علل مرگ) در ایران، فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال یازدهم، شماره ۴۲، صص ۳۷-۲۵
- Babones, SJ. **Income inequality and population health: Correlation and causality.** *Social Science & Medicine* 2008; 66: 1614-1626.
- Brenner, M. Harvey.(1971), **Economic Changes and Heart Disease Mrttality,** *American Journal of Public Health* 61(3): 606-611.
- Deaton A. **Health inequality and economic development.** *Journal of economic literature* 2003; 41: 113-58..
- Li H, Zhu Y. **Income, income inequality and health – evidence from China.** *Journal of Comparative Economics* 2006; 34: 668-93
- Leigh A, Jencks C. **Inequality and mortality: Long-run evidence from a panel of countries.** *Journal of Health Economics* 2007; 26: 1-24.
- Lynch, J., Smith, GD., Harper, S., Hillmeier, M., Ross, N., Kaplan, GA., et al. **Is income inequality a determinant of population health? Part 1. A systematic review.** *Milbank Quarterly* 2004 8; 2 (1): 5-99.
- Senik C. **When information dominates comparison: learning from Russian subjective panel data.** *Journal of Public Economics* 2004; 88: 2099-123.
- Wilkinson, R.G. (1996), **Unhealthy Societies: the Afflictions of Inequality,** London: Routledge.
- Wilkinson RG. **Class mortality differentials, income distribution and trends in poverty 1921–1981.** *Journal of Social Policy* 1989; 18: 307-35.



## The Effect of Different Income Deciles on Health Indicator in Iran

*S.Setoodenia, M.Daneshnia, A.Qezelbash, H.Ahmadi Rad*

**Received:** 1 April 2016      **Accepted:** 14 June 2016

Today, maintain, expand and improve the health of human communities among the most basic and most important policies for the development of social justice in the country are considered to be. On the one hand, healthy people-centered sustainable development for the benefit of human health and the benefits of development, it is essential, As a result, attention to health and efforts to maintain, upgrade and expand it, is always a priority. A major economic dimensions of the screw proposed health, social and economic determinants of health, For the purpose of this study is to examine the relationship between income deciles The aim is to examine the health, Social and economic issues and problems such as poverty, unemployment and BySvady, surely as there are different aspects of the problem in all countries. Indicators used, the attenuation index and life expectancy is a direct measure of health status and prospects for comparing health status in a country obviously moved. Stats for macroeconomic data, facts and figures published by the Central Bank and Statistics Center of Iran Almanac for the period 1390-1357 is obtained on an annual basis and are based on a 1376 base year.

**Keywords:** *health, Econometrics framework, Misery index, Iran.*