

## نابرابری درآمدی تهدیدی برای سلامت جامعه

ارزیابی مجدد رابطه‌ی توزیع درآمد و سلامت در ایران با رویکرد نوین

### حسن حیدری<sup>\*</sup>، زهرا صالحیان صالحی نژاد<sup>\*\*</sup>

**مقدمه:** با توجه به این که سلامت یکی از مقوله‌هایی است که بطور مستقیم و غیر مستقیم تحت تأثیر وضعیت توزیع درآمد در جامعه قرار می‌گیرد، در این تحقیق رابطه نابرابری درآمدی و امید به زندگی به عنوان ساختار سلامت با توجه به نقش سایر عوامل مؤثر نظیر عوامل بهداشتی، محیطی و اجتماعی مورد بررسی می‌گیرد.

**روشن:** این مقاله با استفاده از داده‌های سرشماری زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۱ به بررسی رابطه‌ی پویای باندماهیت و کوتاه مدت میان متغیرهای ضریب جینی، درآمد سرانه، سرانهی پژوهشک، نسخ باسوسادی و امید به زندگی در ایران می‌پردازد. به این منظور از رویکرد آزمون کرانه‌ها به هم جمعی و الگوی تصحیح خط (ECM) استفاده شده است.

**یافته‌ها:** نتایج آزمون کرانه‌ها دلالت بر وجود رابطه‌ی تعادلی باندماهیت میان نابرابری درآمدی، نسخ باسوسادی، سرانهی پژوهشک، و سلامت دارد، مطابق با نتایج مدل تصحیح خط. سرعت تعدیل انحراف از تعادل باندماهیت برابر با  $0/15$  می‌باشد که این نکته مؤید آن است که انحراف از تعادل باندماهیت به میزان  $15$  درصد در هر دوره تعدیل می‌شود. برآورد ضرایب باندماهیت نیز نشان می‌دهد که افزایش نسخ باسوسادی و سرانهی پژوهشک به ازای هر ده هزار نفر، ساختار سلامت را بهبود می‌بخشند، در حالی که تأثیر درآمد سرانه و نابرابری درآمدی بر سلامت معنی دار و منفی بوده و افزایش نابرابری درآمدی، سلامت افراد جامعه را تهدید می‌کند.

**بحث:** نتایج تحقیق حاکی از آنست که سلامت بیش از هر متغیر دیگری از نابرابری درآمدی متاثر می‌شود، بنابراین توزیع درآمد از متغیرهای مهم تعیین کننده‌ی سلامت محسوب شده، اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت بهبود توزیع درآمد می‌تواند بر ارتقای سلامت افراد جامعه مؤثر باشد.

**کلید واژه‌ها:** امید به زندگی، رویکرد آزمون کرانه‌ها، ضریب جینی، نابرابری درآمدی

تاریخ دریافت: ۹۲/۸/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۳/۷/۱۹

\* دکترای اقتصاد، دانشگاه ارومیه، h.heidari@urmia.ac.ir < (نویسنده مسئول)

\*\* کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه

## مقدمه

سلامتی و تأمین آن یکی از مقوله‌هایی است که از دیر باز مورد توجه بشر بوده و دولت‌ها تلاش می‌کنند شرایطی را فراهم کنند تا مردم از حداقل سطح سلامت با توزیعی عادلانه از خدمات بهره‌مند شوند. سلامت در مفهوم گسترده‌ی خود، تنها به معنی نبود بیماری نیست، بلکه سلامتی بر اساس تعریف سازمان جهانی بهداشت (WHO)<sup>1</sup> مرحله‌ای از رفاه جسمی، ذهنی و اجتماعی را در بر می‌گیرد. این تعریف از سلامتی، مفهوم جدیدی به نام بهزیستی<sup>2</sup> را معرفی می‌کند که شامل مقوله‌هایی نظیر سطح زندگی و کیفیت زندگی می‌باشد (باباخانی و همکاران، ۱۳۹۱).

در ادبیات اقتصاد، لازمه‌ی توسعه‌ی اقتصادی و توسعه‌ی انسانی این است که افراد جامعه از سلامت کامل برخوردار بوده و از عمر طولانی بهره‌مند شوند. از این رو، سلامت به عنوان یکی از محورهای اصلی توسعه پایدار و بخش جدنشدنی آن برای شکوفایی و ارتقای کیفیت زندگی شناخته شده، حفظ و ارتقای سطح آن لازمه‌ی هر حرکت و اقدامی در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی محسوب می‌شود.

امروزه، با تغییر الگوی همه گیرشناختی بیماری‌ها از بیماری‌های عفونی به بیماری‌های مزمن و نیز از علل بالینی به علل روانی و اجتماعی، دیدگاه‌های سلامت چشم‌اندازی وسیع پیدا کرده و نقش عوامل اجتماعی (SDH)<sup>3</sup> مؤثر بر سلامت بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است. عوامل اجتماعی سلامت، عواملی از قبیل وراثت، سبک زندگی، عوامل محیطی و وضعیت اجتماعی-اقتصادی است که تأثیر چشمگیری بر وضعیت سلامت و پیامدهای ناشی از آن از جمله کیفیت زندگی دارد (مطلق و همکاران، ۱۳۸۷). به عبارت دیگر، اگر چه مراقبت‌های پزشکی می‌توانند باعث طول عمر و یا بهبودی از یک بیماری جدی شوند، ولی آن‌چه که برای سلامت افراد جامعه مهم‌تر است، شرایط اجتماعی-اقتصادی

1-World Health Organization(WHO)

2-Well-being

3-Social Determinants of Health(SDH)

است که باعث می‌شود مردم بیمار شوند و یا نیاز به مراقبت پزشکی داشته باشند. بر اساس برآوردهای موجود حدود ۵۰ درصد سلامت مردم به عواملی مانند فقر(عوامل اقتصادی)، سواد، وضعیت مسکن، شغل(بازار کار) و میزان رعایت حقوق زنان وابسته است. در حالی که تنها ۲۵ درصد به نظام سلامت، ۱۵ درصد به مسائل زنگی انسان‌ها و ۱۰ درصد به محیط زیست بستگی دارد؛ که این ارقام نشان دهنده‌ی جایگاه مهم و تأثیرگذار عوامل اجتماعی-اقتصادی مؤثر بر سلامت هستند. هر چه سطح انتظارات شهروندان برای داشتن زندگی درازمدت‌تر و با کیفیت‌تر بیشتر باشد و شرایط اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی جامعه برای پاسخ به آن مناسب‌تر باشد، شاخص سلامت در جامعه رشد بیشتری را نشان خواهد داد (فرشته نژاد و همکاران، ۱۳۸۹). یکی از تعیین کننده‌های اقتصادی-اجتماعی که می‌تواند نقش مؤثری بر سلامت اجتماعی داشته باشد، درآمد افراد جامعه و مخصوصاً چگونگی توزیع آن است. نابرابری درآمدی شدید نشان دهنده‌ی کاهش درآمد در دسترس اکثریت افراد جامعه می‌باشد که تأثیر منفی بر سلامت دارد. علاوه بر این، وجود نابرابری در جامعه موجب احساس محرومیت نسبی افراد شده، سلامت روانی جامعه را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد(باباخانی و راغفر، ۱۳۸۸). به همین منظور مطالعات تجربی بسیاری در سطح ملی و بین‌المللی برای بررسی نقش عوامل تعیین کننده‌ی سلامت از جمله توزیع درآمد انجام گرفته که علیرغم گستردگی مطالعات و تنوع روش‌های به کاررفته، یک نتیجه‌گیری واحد حاصل نشده است. مطالعه‌ی حاضر در راستای مطالعات پیشین، به تحلیل سری زمانی رابطه‌ی توزیع درآمد و سلامت با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها به هم جمعی طی دوره‌ی ۱۳۵۱-۸۸ می‌پردازد.

بر اساس سازمان‌دهی مباحث مقاله در بخش دوم، چارچوب نظری تحقیق بیان شده و سپس در قسمت سوم پیشینه تحقیق و در بخش چهارم به معرفی مدل و روش تحقیق پرداخته می‌شود. قسمت پنجم به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج حاصل اختصاص یافته است و در بخش انتهايی مقاله نیز خلاصه و نتیجه‌گیری از مقاله ارائه شده است.

## چارچوب نظری

ارتباط بین نابرابری درآمدی و سلامت را می‌توان در دو سطح فردی و اجتماعی (به صورت کلان) مورد بررسی قرار داد. واگستف و دورسلایر<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) و دیتون<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) تئوری‌های مربوط به مکانیزم اثرگذاری توزیع درآمد بر سلامت را در سه فرضیه‌ی پایه و اصلی طبقه‌بندی نموده‌اند که در ادامه هر کدام از این نظریات به اختصار شرح داده می‌شود.

### ۱. فرضیه درآمد مطلق

فرضیه‌ی درآمد مطلق (AIH)<sup>۳</sup> بیان می‌کند که رابطه‌ی نابرابری درآمدی و سلامت در سطح کلان متأثر از رابطه‌ی غیرخطی و مقعر درآمد و سلامت در سطح فردی است (آندریاپاپ و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳؛ به نقل از گراویل<sup>۵</sup>، ۱۹۹۸). در این دیدگاه فرض می‌شود که سلامتی افراد تنها به وسیله‌ی درآمد خودشان تحت تأثیر قرار می‌گیرد و افزایش درآمد فرد منجر به بهبود وضعیت سلامت وی می‌گردد، اما شدت این اثرگذاری از نرخ کاهنده‌ای برخوردار است. اگر فرض کنیم که درآمد تنها عامل مؤثر بر سلامت فرد باشد، می‌توان رابطه‌ی میان درآمد و سلامت را در سطح فردی به صورت زیر بیان نمود:

$$h_i = f(y_i), \quad f' > 0; f'' < 0 \quad (1)$$

که در آن  $h_i$  وضعیت سلامت فرد<sup>۶</sup>،  $y_i$  درآمد فرد<sup>۷</sup> و  $f$  تابع مقعری است که از طریق آن اثرات تغییر درآمد فرد به سلامت انتقال می‌یابد. رابطه‌ی (۱) را می‌توان به صورت نمودار (۱) نشان داد. با فرض توزیع برابر درآمد، اگر واحد از درآمد فرد R را گرفته و به فرد P انتقال دهیم سلامت فرد R کاهش و فرد P افزایش می‌یابد اما تأثیر افزایش درآمد بر سلامت فرد P از اثرگذاری آن بر کاهش سلامت فرد R بیشتر است. چرا که با افزایش سطح درآمد فرد P قادر است از کالا و خدمات بهداشتی و درمانی

1-Wagstaff and Doorslaer

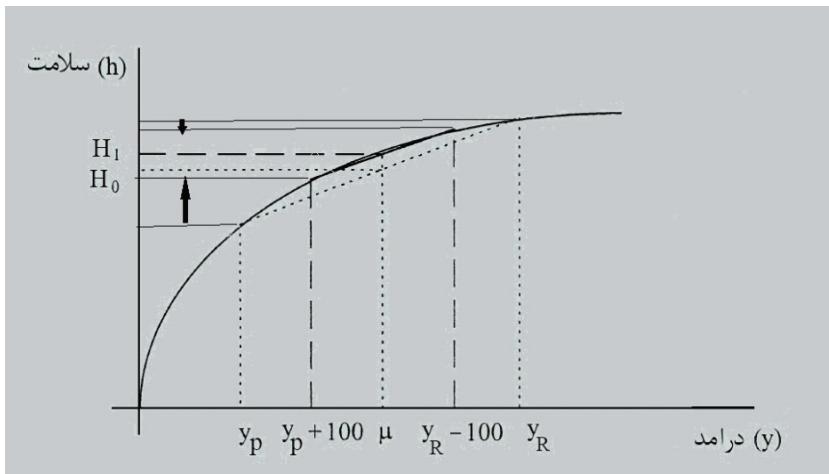
2-Deaton

3- Absolute Income Hypothesis (AIH)

4-Andreea Pop

5-Gravelle

بیشتری برای بهبود سلامت فردی اش بهره‌مند گردد در حالی که تأثیر تغییر درآمد بر سلامت فرد  $R$  جزئی و ناچیز است. لذا این گونه استدلال می‌شود که با انتقال درآمد از فرد ثروتمند به فقیر، با وجود این‌که متوسط درآمد دو فرد در جامعه ثابت بوده و تغییری نکرده (مقدار  $\mu$  در نمودار ۱)، اما کاهش نابرابری درآمدی برای فرد فقیر در سطح اجتماعی ملموس‌تر است.



نمودار(۱): رابطه‌ی مقعر سلامت و درآمد فردی

همان‌گونه که نمودار(۱) نشان می‌دهد، با افزایش درآمد مطلق فرد و هم‌زمان با کاهش نابرابری درآمدی، سلامت جامعه یا جمعیت کل از وضعیت  $H$  به وضعیت  $H'$  ارتقا می‌یابد. بنابراین چنان‌چه تنها عامل مؤثر بر سلامت در سطح فردی، درآمد مطلق وی باشد و نیز رابطه‌ی درآمد و سلامت مطابق با نمودار(۱) رابطه‌ای مقعر و غیر خطی باشد، در صورتی متوسط وضعیت سلامت در جامعه بهبود می‌یابد که متوسط درآمد افزایش و نابرابری درآمدی در جامعه کاهش یابد. لذا سلامت جامعه و سلامت کل جمعیت نه تنها به متوسط درآمد که به نابرابری درآمدی در جامعه نیز بستگی دارد. اگر نابرابری درآمدی را با  $I$  نشان

دھیم می توان نوشت:

$$h_c = f_c(y_c, I_c) \quad (2)$$

$$h_p = f_p(y_p, I_p) \quad (3)$$

که در آن  $h_c$  و  $h_p$  به ترتیب بیان گر متوجه سطح سلامت جامعه و سلامت همگانی (کل جمعیت)،  $y_c$  و  $y_p$  متوجه درآمد آنها،  $I_c$  و  $I_p$  به ترتیب نابرابری درآمدی در میان افراد جامعه و کل جمعیت می باشد. فرضیه‌ی درآمد مطلق ابتدا توسط پرسنون (۱۹۷۵)<sup>۱</sup> مطرح شد و بعدها توسط رودگرس (۱۹۷۹)<sup>۲</sup> و اخیراً توسط گراویل (۱۹۹۸)<sup>۳</sup> مورد تأکید قرار گرفته است.

## ۲. فرضیه‌ی درآمد نسبی

فرضیه درآمد نسبی (RIH)<sup>۴</sup> بیان می کند که سلامتی افراد می تواند به وسیله‌ی درآمد سایر افراد مرتبط با وی نظری دوستان، همکاران و یا گروه‌های اجتماعی تحت تأثیر قرار گیرد. لذا در این دیدگاه، درآمد یک فرد نه تنها به صورت مطلق که مقدار آن در مقایسه با درآمد دیگر اعضای جامعه از اهمیت بالایی برخوردار است. این دیدگاه با نقد درآمد ملی به عنوان عامل عمدۀ در وضعیت سلامت در جوامع مختلف به دنبال ارائه‌ی توضیحی از این واقعیت است که چرا در برخی از کشورهای توسعه یافته به رغم بالا بودن شاخص‌های رشد اقتصادی، شاخص‌های مرتبط با سلامت در مرتبه‌ای پایین‌تر از سایر ملل قرار دارد. به عنوان مثال، گزارش سازمان توسعه ملل (۱۹۹۶) نشان می دهد که کشور آمریکا با وجود دست‌یابی به رشد پایدار به لحاظ برخی از شاخص‌های مرتبط با وضعیت سلامت، نظری امید به زندگی، در رده‌ی بیستم و پس از کشورهای نظری یونان و کاستاریکا قرار دارد. با توجه به این امر برخی از پژوهش‌گران به جای تأکید بر اهمیت درآمد ملی به عنوان عامل تعیین کننده‌ی وضعیت سلامت، فرضیه‌ی درآمد نسبی را مطرح کردند (گرگی، ۱۳۸۶). عوامل متعددی نظری استرس‌های روانی، اضطراب و محرومیت‌های مادی ممکن

1-Preston

2- Rodgers

3-Gravelle

4-Relative Income Hypothesis (RIH)

است ارتباط درآمد نسبی و سلامت را توضیح دهنده. ویلکینسون (۱۹۹۶)<sup>۱</sup> اشاره می کند که سلامت بهوسیله‌ی آگاهی و ادراک فرد از موقعیتش در اجتماع تعیین می شود. افراد فقیر جامعه در مقایسه‌ی خود با افراد ثروتمند احساس استرس، شرم، کمبود احترام و توجه دارند و این احساس منفی از خود در این افراد می تواند مستقیماً سلامت جسمانی آنان را از طریق واکنش‌های شیمیایی بدن نسبت به استرس و اضطراب تحت تأثیر قرار داده، آنان را مستعد بیماری کند (نیلسون و برگ<sup>۲</sup>؛ ۲۰۱۲؛ به نقل از برونر و مارموت<sup>۳</sup>، ۱۹۹۹) و یا منجر به بروز رفتارهایی نظیر سیگار کشیدن شود که خود سلامتی را به خطر می اندازد (لینچ و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۰۰). چندولو و مارموت<sup>۵</sup> (۲۰۰۰) در تحلیل این دیدگاه این گونه استدلال می کنند که تأثیر نابرابری درآمد بر سلامت در سطح خرد، بیش از آن که ناشی از فقدان منابع مادی باشد برآیند ادراک فرد از جایگاه خود در مقایسه با دیگران است. بنابراین، وضعیت و جایگاه نابرابر افراد در سلسله مراتب اجتماعی می تواند از طریق ایجاد عواطف منفی نظیر (احساس شرم، استرس، بی اعتمادی و سوءظن) منجر به بروز رفتارهای پر خطر یا اختلال در وضعیت هورمونی روانی شود (گرگی، ۱۳۸۶). در ساده‌ترین حالت، سلامت فرد بستگی به اختلاف درآمد فرد از میانگین درآمد جامعه‌ی اطراف خود و یا در سطح وسیع‌تر جمعیت کل دارد. بنابراین می توان نوشت:

$$h_i = f_I(y_i - y_c) \quad (4)$$

$$h_i = f_I(y_i - y_p) \quad (5)$$

طبق رابطه‌ی فوق اگر فرد<sup>۱</sup> در مقایسه‌ی درآمد خود با متوسط درآمد جامعه‌ی اطرافش (جمعیت کل) مشاهده کند که میانگین درآمد آنان در حال افزایش است در حالی که درآمد وی بدون تغییر است، وضعیت سلامتی اش در خطر می افتد. این رابطه در سطح اجتماعی به صورت زیر است:

$$h_c = f_c(y_c, y_p, I_c) \quad (6)$$

1-Wilkinson

2-Nilsson and Bergh

3-Brunner and Marmot

4-Lynch

5-Chandol and Marmot

بنابراین سلامت افراد جامعه به طور مستقیم تحت تأثیر متوسط درآمد و نابرابری درآمدی در جامعه است و به صورت غیر مستقیم با تغییر در میانگین درآمد جمعیت، تغییر می‌کند. فرضیه‌ی درآمد نسبی به نوعی قرینه‌ای ضعیف از فرضیه‌ی درآمد مطلق است با این تفاوت که مردم فقیر بیشتر از مردم ثروتمند از نابرابری درآمدی رنج می‌برند به ویژه زمانی که توزیع ناعادلانه‌ی درآمد روند افزایشی را دارد (پولاك، ۲۰۱۲).

### ۳. فرضیه‌ی نابرابری درآمدی

براساس فرضیه نابرابری درآمدی (III)، نابرابری درآمدی مستقل از سطح درآمد فردی، تأثیر منفی و مستقیم بر روی سلامتی افراد دارد. به گونه‌ای که در سطح فردی، سلامت علاوه بر درآمد مطلق فرد تابع درجه‌ی نابرابری درآمدی در جامعه و یا جمعیت در سطحی وسیع تراست که در این صورت می‌توان این رابطه را به صورت زیر نوشت:

$$h_i = f_I(y_i, I_c) \quad (7)$$

$$h_i = f_I(y_i, I_P) \quad (8)$$

$$h_c = f_C(y_c, I_P) \quad (9)$$

و در سطح اجتماعی داریم:

چندین مکانیزم برای این اثربازاری مطرح شده است. اما آنچه که توسط محققان مورد توافق و تأکید قرار گرفته این است که نابرابری درآمدی، به دلیل اثرات فرسایشی و مخرب بر زندگی اجتماعی، نابرابری‌های اجتماعی را ایجاد می‌کند و از این طریق وضعیت سلامت افراد را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. لذا این فرضیه تحت عنوان اثرات اجتماعی نابرابری درآمدی<sup>۱</sup> نیز شناخته می‌شود. این دیدگاه در سطح کلان بر تأثیر نابرابری‌های درآمد بر فرسایش سرمایه‌ی اجتماعی و فروپاشی سازمان‌های اجتماعی و مدنی تأکید می‌کند (کواچی و کندي<sup>۲</sup>، ۱۹۹۷).

1-Pulok

2-Income Inequality Hypothesis (IIH)

3-Society-wide effects of income inequality

4-Kawachi and Kennedy

به گونه‌ای که نابرابری اجتماعی ایجاد شده در نهایت می‌تواند منجر به کاهش مشارکت مؤثر مردم در کترول و نظارت بر تعیین کننده‌های اجتماعی و سیاسی مرتبط با سلامت شود (گرگی، ۱۳۸۶). در این سطح از تحلیل، سرمایه اجتماعی، یک ویژگی بوم‌ساختی محیطی قلمداد می‌شود که توزیع متفاوت آن در جوامع و نواحی مختلف می‌تواند با توزیع نابرابر سلامت مرتبط باشد (کاواچی، ۱۹۹۹). در ادبیات موضوعی این اثرات در سه فرایند اصلی اعتماد و سرمایه‌ی اجتماعی، جرم و جنایت و مکانیزم سیاسی یا مخارج عمومی نامگذاری شده است.

#### پیشینه‌ی تجربی تحقیق

بررسی رابطه‌ی میان درآمد، نابرابری درآمدی و سلامت از دهه‌ی ۱۹۶۰ میلادی به بعد مورد توجه پژوهش‌گران در رشته‌های مختلف از جمله علوم اجتماعی، بهداشت، علوم پزشکی و نیز اقتصاد بوده است. در این قسمت به برخی از مهم‌ترین این مطالعات اشاره می‌شود:

رودگرس<sup>۱</sup> (۱۹۷۹) با مطالعه‌ی ۵۱ کشور فقیر و غنی دریافت که توزیع درآمد و سلامت همبستگی قوی با یکدیگر دارند. وی در مطالعه‌ی خود برای اندازه‌گیری توزیع درآمد از ضریب جینی و هم چنین برای سنجش سلامت از سه شاخص امید به زندگی در بدو تولد، امید به زندگی در ۵ سالگی و مرگ و میر نوزادان استفاده نمود. جاج و همکاران<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) در یک مطالعه مروری با گردآوری تحقیقات انجام گرفته در رابطه با تأثیر توزیع درآمد بر تغییرات وضعیت سلامت در جامعه، ایرادات روش‌شناسی این مطالعات را مورد بحث قرار می‌دهند. آنان با استفاده از هفت شاخص مختلف برای سنجش توزیع درآمد، ارتباط بین شاخص‌های مختلف درآمدی را با دو متغیر امید به زندگی در بدو تولد و میزان مرگ و میر در کشورهای صنعتی را مورد مطالعه قرار می‌دهند. نتایج حاصله نشان می‌دهد برخلاف بسیاری از مطالعات در کشورهای صنعتی ثروتمند، تغییر در نابرابری درآمدی با تغییر در شاخص‌های سلامتی همراه نیست.

1-Rodgers

2-Gudge

کاواچی (۲۰۰۰) به منظور بررسی ارتباط میان توزیع درآمد و شاخص‌های سلامت ۵۱ کشور شامل کشورهای فقیر و غنی را به صورت مقطعی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه‌ی حاکی از این است که نه تنها تولید ناخالص داخلی سرانه که توزیع درآمد نیز با شاخص‌های مختلف سلامت همبستگی بالایی دارد.

کاواچی و سابرمینین<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) در مطالعه‌ی مروری خود به بررسی نتایج مطالعات چند سطحی در مورد نابرابری درآمدی و سلامت پرداختند. آن‌ها دریافتند که با وجود در نظر گرفتن متغیرهای کنترل در مطالعات مختلف، تفاوت‌های درآمدی هنوز تهدیدی کامل برای سلامت عمومی هستند. ملور و میلیو<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) با استفاده از اطلاعات مربوط به ۴۸ ایالت کشور امریکا، از پنج سال سرشماری ۱۹۹۰-۹۵ به تأثیر معنی‌دار ضریب جینی بر مرگ و میر ناشی از کل علل پی بردن. اما با وارد کردن مواردی نظیر سطح تحصیلات، ضریب جینی اعتبار خود را از دست می‌دهد و با لحاظ نمودن مواردی نظیر، جمعیت شهری سیاه پوست، ضریب جینی منفی می‌شود. دیتون<sup>۳</sup> (۲۰۰۱) در بررسی خود نشان می‌دهد که آمریکایی‌های آفریقایی‌تبار نسبت به سفیدپوستان از نرخ مرگ و میر بالاتر به همراه درآمد پایین‌تر برخوردارند.

بنابراین، ایالاتی که درصد بیشتری از سیاه پوستان را در درون خود جای داده‌اند، نرخ‌های مرگ و میر بالاتر و نیز نابرابری درآمدی بالای خواهند داشت. ریگی دور و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۳) ارتباط بین متغیرهای متوسط درآمد، فقر و نابرابری درآمدی با شاخص امید به زندگی در کشور اسپانیا را مورد مطالعه قرار دادند. آنان دریافتند که در اسپانیا امید به زندگی بیش از آن‌که تحت تأثیر نابرابری درآمدی قرار بگیرد، با متوسط درآمد ارتباط قوی دارد.

بی میکلود<sup>۵</sup> (۲۰۰۳) به بررسی رابطه‌ی میان نابرابری درآمدی، درآمد

1-Kawachi and Subramanin

2- Millor and Milyo

3-Deaton

4-Regidor

5-B Mcleod

خانوادگی و وضعیت سلامتی در کانادا به روش کوهورت پرداختند. نتایج مطالعه‌ی وی نشان می‌دهد که در کانادا این درآمد خانواده است که می‌تواند تفاوت در وضعیت سلامتی افراد را توضیح دهد نه نابرابری در درآمد. در مطالعه‌ی دیگر، ریتی ریم<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) با استفاده از شواهد جدید در ایالات متحده به بررسی رابطه‌ی بین نابرابری درآمدی، فقر و سلامت همگانی پرداخت. وی با یک مطالعه‌ی چند سطحی که علاوه بر نابرابری درآمد و مرگ و میر به عنوان شاخص‌های سلامت، متغیرهای نژاد، ترکیب قومی و تحصیلات را نیز بررسی کرد. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که با حضور متغیرهای مخدوش‌گر و نیز در صورت عدم حضور آن‌ها، رابطه‌ی بین سلامت همگانی و نابرابری درآمد از همبستگی بالایی برخوردار است. ووگلی و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) به بررسی و تخمین رابطه‌ی بین نابرابری و امید به زندگی در کشور ایتالیا و ۲۱ کشور صنعتی پیشرفت‌های دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۰ پرداختند.

نتایج تحقیق آنان حاکی از این است که در ایتالیا، ضریب نابرابری درآمدی و تحصیلات، معنی‌دار و ضریب درآمد سرانه بی‌معنی است. نتایج تحلیل بین کشورها نشان می‌دهد همبستگی بالایی میان نابرابری و امید به زندگی مشاهده می‌شود.

کانتارورو و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۵) با استفاده از شاخص‌های مختلف سلامتی مانند امید به زندگی و مرگ و میر کودکان به بررسی رابطه‌ی میان نابرابری درآمدی و سلامت در کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا طی بازه‌ی زمانی ۱۹۹۴-۲۰۰۱ پرداختند. نتایج بیان‌گر شواهد جدیدی از اثرگذاری نابرابری بر سلامت هم با استفاده از داده‌های تابلویی و هم با استفاده از داده‌های کل است. مطابق با نتایج تحقیق، رابطه‌ی نابرابری و امید به زندگی منفی و تأثیر نابرابری بر میزان مرگ و میر مثبت است.

ویلکینسون و پیکت<sup>۴</sup> (۲۰۰۶) در یک مقاله‌ی معرفی ۱۵۵ مطالعه در رابطه با تأثیر نابرابری درآمدی بر سلامت همگانی که حاوی

1-Raityrim

2-Vogli

3-Cantarero

4-Wilkinson and Pickett

تحلیل در این زمینه بود را شناسایی و جمع آوری کردند. آنها دریافتند که از این میان ۱۳۱ مطالعه وجود ارتباط کامل بین دو متغیر را چه به صورت قوی و چه به صورت نسبی تأیید کرده اند و نتایج آنها نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی برای سلامتی مضر است و ۳۷ مورد نیز وجود رابطه‌ی بین نابرابری درآمدی و سلامت را رد کرده‌اند.

هالدر و سارکر<sup>۱</sup>(۲۰۰۹) به بررسی رابطه‌ی بین مخارج سلامتی، درآمد و سلامت در ۱۵ استان هند پرداختند. آنها با استفاده از روش علیت گرنجر، نتایج متفاوتی را در بین استان‌ها مشاهده کردند.

بیگز و همکاران<sup>۲</sup>(۲۰۱۰) به بررسی رابطه‌ی بین درآمد سرانه و سه سنجه‌ی سلامتی در ۲۲ کشور امریکای لاتین برای سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۷ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمد سرانه تأثیر مثبت و قابل ملاحظه‌ای بر سلامت دارد، اما شدت این رابطه قویاً تحت تأثیر تغییرات سطح فقر و نابرابری درآمدی است. زمانی که فقر و نابرابری بالاست، افزایش درآمد سرانه بر شاخص امید به زندگی و نرخ مرگ و میر ناشی از سل اثر ندارد و فقط منجر به کاهش ناچیز در میزان مرگ و میر کودکان می‌شود. زمانی که سطح نابرابری و فقر ثابت و یا در حال کاهش است، افزایش درآمد سرانه منجر به افزایش امید به زندگی و کاهش مرگ و میر کودکان می‌گردد.

توره و میرکیلا<sup>۳</sup>(۲۰۱۱) به بررسی تأثیر نابرابری بر سلامت در ۲۱ کشور توسعه یافته، با استفاده از روش داده‌های پانل پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آنان نشان می‌دهد که شاخص ضریب جینی ارتباط مثبت و قوی با میزان مرگ و میر مردان و زنان تا سن ۱۵ سال دارد که این ارتباط برای زنان در سنین بالاتر از میان می‌رود. اما در مورد مردان تا سن ۵۰ سالگی ادامه می‌یابد. لذا تلاش در جهت کاهش نابرابری درآمدی می‌تواند به بهبود سلامت در بچه‌ها و افراد جوان تا میانسال در مردان گردد.

**هرزر و نانینکمپ<sup>۴</sup>(۲۰۱۱)** در مطالعه‌ای با عنوان نابرابری درآمدی

1-Haldar and Sarkar

2-Biggs

3-Torre and Myrskla

4-Herzer and Nunnenkamp

و سلامت: شواهدی جدید بر پایه‌ی داده‌های تابلویی بیان می‌کند که مطالعات پیشین انجام گرفته با استفاده از داده‌های بین کشوری از تورش‌های معنی‌داری مانند حذف فاکتورهای خاص هر کشور، درون‌زایی و ناهمگنی بین کشوری رنج می‌برند. آنان با استفاده از روش‌های هم‌جمعی تابلویی دریافتند که نابرابری درآمدی به صورت جزئی اما مثبت و معنی‌دار، سلامت همگانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هم چنین آنان عنوان کردند که تفاوت‌های عمدی‌ای در بین کشورها در رابطه با تأثیر نابرابری درآمدی بر سلامت وجود دارد به گونه‌ای که در ۳۵ درصد موارد این رابطه، یک رابطه‌ی منفی است.

هم‌چنین مطابق با یافته نیلسون و برگ<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) نابرابری درآمدی، مستقل از سطح درآمد فردی، سلامت جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سویی دیگر آنان دریافتند که رابطه‌ی بین دو متغیر در کشورهای در حال توسعه ممکن است با جوامع توسعه یافته که در اکثر مطالعات مورد بررسی قرار گرفته‌اند، متفاوت باشد و مکانیزم‌های دیگری در اثرگذاری نابرابری‌های درآمدی بر سلامت در کشورهای فقیر مؤثر باشد. پولاك<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) فرضیه‌ی نابرابری درآمدی را با استفاده از داده‌ای تابلویی برای ۳۱ کشور متشکل از کشورهایی با متوسط درآمد میانه و کم‌طبی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۲-۲۰۰۲ مورد آزمون قرار می‌دهد.

نتایج به‌دست آمده با بکارگیری روش حداقل مجذورات معمولی<sup>۳</sup> برای داده‌ای تلفیقی، نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی میان سلامت و نابرابری درآمدی است. اما با به‌کارگیری اثرات ثابت و تصادفی و لحاظ ناهمگونی میان ویژگی‌های خاص هر کشور، نتایج کاملاً متصاد است به گونه‌ای که اثرات تصادفی، بیان‌گر وجود رابطه‌ی مثبت میان دو متغیر مذکور برای کشورهای مورد مطالعه طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی است.

آندریا پاپ و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۳) به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر

1-Nilsson and Bergh

3-Ordinary Least Square(OLS)

2-Pulok

4-Andreea Pop

سلامت با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۴۰ کشور مربوط به متغیرهای امید به زندگی، درآمد سرانه و ضریب جینی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۷-۲۰۰۸ پرداختند. برای این منظور آنان کشورهای مورد مطالعه را بسته به درجه توسعه یافتگی در سه دسته کم، میانه و زیاد تقسیم‌بندی نمودند. نتایج مطالعه آنان حاکی از این است که کشورهایی که سطح نابرابری در توزیع درآمد در آن بالاتر است، امید به زندگی کمتر است. هم‌چنین نتایج وجود رابطه‌ی معنی‌دار میان نابرابری درآمدی و سلامت را فقط در کشورهای کم یا بطور متوسط توسعه یافته تأیید می‌کند، در حالی که در کشورهای توسعه یافته این رابطه بی‌معنی است.

راسلا و همکاران (۲۰۱۲) رابطه نابرابری درآمدی و امید به زندگی را با لحاظ عوامل اجتماعی و محیطی در ۲۷ ایالت بزریل که از جمله کشورهای در حال توسعه با درجه نابرابری بالاست، طی بازه‌ی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ و با استفاده از روش داده‌های تابلویی و اثرات ثابت مورد آزمون و برآورد قرار دادند. نتایج آن‌ها بیان‌گر رابطه‌ی معنی‌دار و منفی نابرابری درآمدی و امید به زندگی در کشورهای مورد مطالعه است.

تا آنجایی که جستجو در این زمینه صورت گرفته؛ بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر سلامت در ایران نیز مورد توجه بسیاری از پژوهشگران به ویژه در سال‌های اخیر بوده و مطالعات داخلی نسبتاً خوبی در این زمینه انجام شده است.

جهت ارزیابی مطالعات داخلی صورت گرفته و تعیین روش‌های به کار رفته جهت برآورد رابطه‌ی میان متغیرها و نتایج به دست آمده، خلاصه‌ی مطالعات داخلی انجام شده در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱): مطالعات داخلی انجام شده در زمینه تأثیر نابرابری درآمدی بر سلامت

نام محقق یا محققین	دوره‌ی زمانی مورد مطالعه	تکنیک و روش مورد استفاده	نتایج مطالعه
باباخانی (۱۳۸۷)	۱۳۵۵-۸۵	همبستگی اکولوژیک و آزمون رگرسیون	وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی
باباخانی و راغفر (۱۳۸۸)	۱۳۵۵-۸۵	همبستگی اکولوژیک و تحلیل رگرسیون	وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی
باباخانی (۱۳۸۸)	۱۳۵۷-۸۵	همبستگی اکولوژیک و آزمون رگرسیون	وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی
عمادزاده و همکاران (۱۳۸۸)	۱۹۸۰-۲۰۰۵ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی	روش داده‌های تابلویی و ضرایب تصادفی	وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی منفی در ۶ کشور
پژویان و واعظی (۱۳۸۸)	۱۳۶۱-۸۵ استان کشور ایران ۳۰	روش داده‌های تلفیقی و روش اثرات ثابت	وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی
احمدی و همکاران (۱۳۸۹)	۱۳۵۹-۸۵	الگوی تصحیح خطای برداری	وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی
واعظی وزارع (۱۳۹۰)	۱۳۶۱-۸۵ استان کشور ایران ۳۰	روش داده‌های تلفیقی و اثرات ثابت	وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی
قبری و همکاران (۱۳۹۰)	۱۹۹۵-۲۰۰۷ ۱۲۵ کشور جهان	روش داده‌های تابلویی و با در نظر گرفتن اثرات ثابت و ناهمگنی مقاطع	عدم وجود رابطه‌ی معنی‌دار
باباخانی و همکاران (۱۳۹۱)	۱۳۶۳-۸۵	همبستگی اکولوژیک و تحلیل رگرسیون	وجود رابطه‌ی معنی‌دار و منفی
اسماعیلی و همکاران (۲۰۱۱)	۱۹۹۶-۲۰۰۴ ۲۴ کشور اسلامی	روش داده‌های تابلویی	عدم وجود رابطه‌ی معنی‌دار

با مروری بر مطالعات انجام شده می‌توان اینگونه نتیجه‌گیری نمود که تأثیر نابرابری‌های اقتصادی-اجتماعی بر میزان مرگ و میر و به تبع آن امید به زندگی، تاکنون در بسیاری از کشورها و حتی جوامع توسعه یافته مورد مطالعه قرار گرفته است. با وجود تفاوت در نتایج که می‌تواند

به علت شرایط اقتصادی متفاوت در هر کشور، متغیرهای به کار گرفته در برآورد مدل، دوره‌ی زمانی مورد مطالعه و روش‌های استفاده شده در تحقیق باشد، اما اکثریت تحقیقات وجود رابطه‌ی معنی دار بین نابرابری درآمدی و شاخص سلامت را تأیید کرده، نتایج آن‌ها دلالت بر صحت این فرضیه دارد که نابرابری‌های درآمدی تهدیدی برای سلامت جامعه است.

### معرفی مدل و روش تحقیق

به طور معمول در مطالعات تجربی جهت سنجش وضعیت سلامت از دو شاخص امید به زندگی و میزان مرگ و میر کودکان زیر پنج سال استفاده می‌شود که در این مطالعه شاخص امید به زندگی به عنوان شاخص منتخب وضعیت سلامت مورد استفاده قرار می‌گیرد. «امید به زندگی در بدو تولد»، میانگین تعداد سال‌هایی است که افراد یک جامعه از ابتدای تولد امید به زنده ماندن دارند. این شاخص یک شاخص مورد قبول جهانی است و می‌تواند به عنوان معیاری جهت انکاس تغییرات سلامت مورد استفاده قرار گیرد (نظرپور و همکاران، ۱۳۹۰). با توجه به مباحث نظری موضوع و با در نظر گرفتن مطالعات تجربی مطرح شده در خصوص تأثیر نابرابری درآمدی بر شاخص امید به زندگی، نظیر مطالعات ووگلی و همکاران (۲۰۰۴)، کانتارور و همکاران (۲۰۰۵)، اسماعیلی و همکاران (۲۰۱۱)، پولاک (۲۰۱۲) و راسلا و همکاران (۲۰۱۳)، می‌توان مدل پایه‌ای تحقیق را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$Lifex_t = \beta_0 + \beta_1 Gini_t + \beta_2 GNP_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

که در آن از متغیرهای Lifext: امید به زندگی در بدو تولد؛ شاخصی برای نشان دادن سلامت، Ginit: ضریب جینی؛ شاخصی برای نشان دادن نابرابری در توزیع درآمد، GNP<sub>t</sub>: تولید ناخالص ملی سرانه به عنوان شاخص درآمد استفاده شده است. همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد، سلامتی مفهومی است چند بعدی که در دنیای واقع تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از تعیین کننده‌های محیطی، اجتماعی، زیستی و اقتصادی است که هر یک سهمی در توضیح تغییرات آن دارد. عواملی نظیر وضعیت پزشکی و بهداشتی، سطح رفاه و امنیت اجتماعی، ارائه خدمات اجتماعی و بیمه‌ای، امنیت شغلی و

اقتصادی، نحوه تغذیه و کیفیت آن و سطح سواد از جمله عواملی است که ارتقای هر یک از این معیارها، می‌تواند نقش مستقیمی بر افزایش امید به زندگی داشته باشد. بنابراین، عوامل اقتصادی به تنها یعنی نمی‌توانند تغییرات شاخص امید به زندگی را توضیح دهنند. لذا به منظور افزایش قدرت توضیح‌دهنگی مدل و با توجه به محدودیت‌های آماری از میان شاخص‌های مختلف، متغیر نسبت افراد تحت تعلیم به لازم‌التعلیم (۲۹-۶ سال) به عنوان نرخ باسوسادی و معرف بخش آموزش و نیز متغیر سرانه‌ی پژوهش به ازای هر ده هزار نفر در کشور بیان کننده‌ی وضع نسبی بهداشت در جامعه به عنوان دیگر متغیرهای توضیحی به مدل اضافه می‌گردد. هم‌چنین، در رابطه (۱۱) متغیر مجازی سال‌های انقلاب و جنگ تحملی ایران و عراق (DU) نیز در نظر گرفته شده است. این متغیر نشان دهنده‌ی تأثیر شرایط اجتماعی جنگ بر وضعیت سلامت در ایران است. لذا مدل نهایی تحقیق به صورت زیر معرفی می‌گردد که در آن تمامی متغیرهای به کار رفته در مدل به استثنای متغیر مجازی به صورت لگاریتمی می‌باشند:

$$Llifex_t = \beta_0 + \beta_1 LGini_t + \beta_2 LGNP_t + \beta_3 LEdu_t + \beta_4 LHc_t + \beta_5 DU_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

با توجه به امکان دسترسی به داده‌های آماری و وجود تغییرات در روند شاخص امید به زندگی طی دوره، در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی سالانه ۱۳۵۱-۸۸ استفاده شده است که دوره‌ی مطالعه‌ی جامع‌تری نسبت به مطالعات قبلی است. داده‌های مربوط به تعداد پژوهش، تعداد افراد تحت تعلیم به لازم‌التعلیم (۲۹-۶ سال)، جمعیت و تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ از بانک مرکزی ایران و داده‌های ضریب جینی و امید به زندگی در بدرو تولد از پایگاه آماری بانک جهانی استخراج و جمع‌آوری شده‌اند.

در ادبیات تجربی تحقیق، جهت تحلیل تغییرات شاخص امید به زندگی و شناسایی عوامل مؤثر بر این تغییرات، دو نوع تحلیل وجود دارد: تحلیل سری‌زمانی و تحلیل مقطوعی. در تحلیل‌های سری زمانی علاوه بر این که

می‌توان عوامل مؤثر بر تغییرات شاخص یک کشور را در طول زمان شناسایی نمود، که هم چنین می‌توان جهت و میزان نقش عوامل تعیین کننده را مورد بررسی قرار داد. در مطالعات تجربی انجام گرفته در کشور ایران، مطالعات محدودی در رابطه با تحلیل سری-زمانی شاخص‌های سلامت وجود دارد، که در اکثر این مطالعات از ضریب همبستگی استفاده شده است. اما باید توجه نمود که ضریب همبستگی اگر چه اطلاعات مفیدی در اختیار محقق قرار می‌دهد؛ اما ابزار قوی و دقیق جهت تعیین رابطه‌ی میان متغیرها و نحوه اثرباری محسوب نمی‌شود. از سوی دیگر، روش‌های هم‌جمعی نظیر روش یوهانسن و یوسیلیوس در بررسی روابط بلندمدت میان متغیرهای سری زمانی، برای ارائه‌ی نتایج معترض کارا به یک نمونه با حجم داده‌های زیاد نیاز دارد و ممکن است به دلیل محدودیت‌هایی نظیر لحاظ تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی یکسان برای متغیرها و پیش شرط جمعی بودن متغیرها از درجه‌ی یکسان منجر به نتایج تورش دار و به دور از واقع گردد. از این‌رو، در راستای مطالعات تجربی انجام گرفته و رفع نواقص احتمالی در این مطالعات، در این مقاله برای تحلیل تجربی وجود رابطه‌ی بلند مدت میان متغیرهای تحقیق، از رویکرد آزمون کرانه‌ها که توسط پسaran و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) ارائه گردیده، استفاده شده است. این روش یکی از معتبرترین تکنیک‌های اقتصادسنجی سری زمانی است که می‌توان با استفاده از آن، پویایی‌های شاخص سلامت را در طول زمان بررسی نمود. جزئیات این روش و مزیت‌های آن نسبت به سایر روش‌های سری زمانی در بررسی روابط هم‌جمعی، در مطالعات حیدری و همکاران (۱۳۹۰) و حیدری و سعیدپور (۱۳۹۱) به تفصیل بیان شده است که به منظور خلاصه‌نویسی و جلوگیری از طولانی شدن بحث از آوردن جزئیات این روش خودداری می‌شود.<sup>۲</sup>

### یافته‌های تحقیق

#### ۱. بررسی شکست ساختاری و وضعیت مانایی متغیرها

1-Pesaran

۲- خوانندگان محترم مقاله در صورت علاقه‌مندی می‌توانند برای اطلاع از روش آزمون کرانه‌ها و مزایای آن نسبت به سایر روش‌های هم‌جمعی به منابع اشاره شده در متن مراجعه نمایند.

با توجه به طول دوره‌ی زمانی مورد مطالعه و تغییرات ساختاری رخداده در اقتصاد ایران نظیر وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی احتمال وجود شکست‌های ساختاری در روند داده‌ها بسیار بالاست. ازین‌رو، در این مطالعه ابتدا وجود حداقل<sup>۵</sup> شکست (به صورت درون‌زا) در متغیرها با استفاده از مجموعه‌ی آزمون‌های معروفی شده توسط بای و پرون (۲۰۰۳)<sup>۱</sup> آزمون شده است. نتایج آزمون‌های UDmax و WDmax وجود حداقل یک شکست را برای تمام متغیرها تأیید می‌کند.

هر چند طبق معیار BIC و معیار LWZ تعداد شکست‌ها برای متغیرهای مورد بررسی بیشتر از یک می‌باشد. اگرچه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس و پرون (PP) به عنوان آزمون‌های متعارف و معتبر برای تعیین وضعیت مانایی داده‌ها از مزایای متعددی برخوردارند، اما این آزمون‌ها و سایر آزمون‌های ریشه واحد استاندارد شکست‌های احتمالی در روند متغیرها را در فرایند آزمون لحاظ نمی‌کنند، که این امر ممکن است منجر به استنباط کاذب درباره‌ی وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی شود.

هندری و نیلی (۱۹۹۱)<sup>۲</sup> نیز با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو به این نتیجه رسیده‌اند که حتی شکستگی‌های کوچک در تابع روند متغیرها، می‌تواند توان آزمون‌های ریشه‌ی واحد متعارف را به شدت کاهش دهد (صمدی، ۱۳۸۸: ۱۹۷). همان‌طور که نتایج آزمون بای و پرون نشان می‌دهند حداقل یک شکست ساختاری در روند متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق وجود دارد. لذا جهت بررسی دقیق‌تر با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد زیوت اندروز (ZA) (۱۹۹۲)<sup>۳</sup> با لحاظ یک شکست ساختاری به صورت درون‌زا و آزمون ریشه‌ی واحد لی و استرازیسیچ (LS) (۲۰۰۳)<sup>۴</sup> با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا درجه‌ی جمعی متغیرها مورد بررسی مجدد قرار می‌گیرد. نتایج آزمون زیوت و اندروز نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به استثنای تولید ناخالص ملی سرانه با لحاظ یک شکست ساختاری در سطح معنی‌داری ۵٪ مانا و جمعی از مرتبه‌ی صفر هستند. در حالی که مطابق با نتایج آزمون LS تمامی متغیرهای تحت بررسی با لحاظ دو شکست درون‌زا در سطح مانا شده‌اند، بدین معنی که متغیرها

1-Bai and Perron

2-Hendry and Neale

3- Zivot and Andrews (ZA)

4- Lee and Strazicich (LS)

جمعی از درجه‌ی صفر می‌باشند.<sup>۱</sup> بنابراین، بهدلیل عدم جمعی بودن متغیرهای مورد استفاده از یک درجه و با توجه به این که هیچ کدام از متغیرها جمعی از درجه‌ی دو نیستند، می‌توان از آزمون کرانه‌ها برای آزمون وجود روابط بلند مدت بین متغیرها استفاده کرد. خلاصه‌ی نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد در جدول(۲) ارائه شده است.

جدول ۲ : خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد

	<b>ADF</b>	<b>PP</b>	<b>ZA</b>	<b>LS</b>
Llife	I(۱)	I(۱)	I(۰)	I(۰)
LGini	I(۱)	I(۱)	I(۰)	I(۰)
LGNP	I(۱)	I(۱)	I(۱)	I(۰)
LEdu	I(۱)	I(۱)	I(۰)	I(۰)
LHc	I(۱)	I(۱)	I(۰)	I(۰)

## ۲. نتایج آزمون کرانه‌ها:

در جدول(۳) نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. آماره‌های به دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی مقایسه می‌شوند. اگر آماره‌ی محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه‌ی بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه‌ی جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. اما اگر آماره‌ی آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه‌ی پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود.

نهایتاً اگر آماره‌ی آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تشخیص وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت میان متغیرها نمی‌باشد. به تبعیت از مطالعات تجربی برای تعداد داده‌ی کم‌تر از ۸۰

۱- نتایج تفصیلی آزمون با وپرون و آزمون‌های ریشه‌ی واحد می‌تواند توسط نویسنده‌گان مقاله‌بنا به درخواست خوانندگان محترم در اختیار آن‌ها قرار گیرد.

برای آماره‌ی F از مقادیر بحرانی نارایان<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) و برای آماره‌ی t در حالت سوم و پنجم از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسран و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. هر دو آماره‌ی F و t در حالتی که شاخص امید به زندگی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است، در تمام سطوح معنی‌داری اعم از ۰/۰۱ و ۰/۰۵ نشان می‌دهد که فرض صفر را می‌توان رد نمود. بنابراین با قاطعیت می‌توان گفت که رابطه‌ی بلند مدت در سطح میان متغیرهای تحقیق طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی وجود دارد.

جدول ۳: نتایج آزمون کرانه‌ها برای آزمون وجود رابطه‌ی بلند مدت میان متغیرهای مورد بررسی

=k	Lag	با روند قطعی			بدون روند قطعی	
		FIV	FV	tV	FIII	tIII
(F LLifex   LGini,LGNP,LEdu,LHc	۲	۱۲/۵۰***	۱۲/۷۱***	-۱۶/۷۴***	۸/۳۶***	-۱۷/۳۳***
*، ** و *** معنی‌داری به ترتیب در سطوح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱۰						

۳. برآورد ضرایب بلند مدت، کوتاه مدت و الگوی ECM  
پس از حصول اطمینان از وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرهای تحقیق، ضرایب با به کارگیری روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)<sup>۲</sup> تخمین زده می‌شود. براساس معیار شوارتز (SBC)<sup>۳</sup> الگوی بهینه برای برآورد ضرایب بلند مدت و ضرایب کوتاه مدت مربوط به مدل، به صورت الگوی ARDL(۱,۲,۰,۰,۲,۰) انتخاب شده است. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلند مدت این مدل در جدول (۴) ارائه شده است.

1-Narayan

2-Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

3-Schwartz Bayesian Criteria(SBC)

جدول ۴: نتایج برآورد ضرایب بلندمدت

برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL متغیر وابسته LLifex				
متغیرها	ضرایب	آماره t	انحراف معیار	احتمال
LGini	-۰/۲۶۶	-۳/۸۹۰	۰/۰۶۸	۰/۰۰۱
LGNP	-۰/۰۵۳	-۳/۸۹۳	۰/۰۱۳	۰/۰۰۱
LEdu	۰/۰۸۰	۲/۱۲۲	۰/۰۳۷	۰/۰۴۴
LHc	۰/۱۷۰	۱۰/۸۴۲	۰/۱۵۷	۰/۰۰۰
DU	-۰/۰۱۶	-۲/۶۲۸	۰/۰۱۰	۰/۰۱۶
C	۲/۳۱۰	۲۲/۰۷۵	۰/۱۴۹	۰/۰۰۰

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود؛ ضرایب تمامی متغیرها در بلند مدت در سطح خطای کوچک‌تر از ۰/۰۵ معنادار بوده و به غیر از متغیر درآمد سرانه علاوه دیگر متغیرها مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشد. روابط برآورده بیان‌گر تأثیرگذاری ثابت آموزش و خدمات بهداشتی بر امید به زندگی و رابطه‌ی منفی بین نابرابری درآمدی و شاخص امید به زندگی در ایران می‌باشد. در این میان ضریب جینی و سرانهی پژوهشک به ترتیب با ضریب ۰/۰۱۷ و ۰/۰۲۶ بیشترین و درآمد سرانه با ضریب ۰/۰۵ کمترین تأثیر را بر شاخص امید به زندگی در بلند مدت داشته‌اند. به طوری که با یک درصد کاهش در متغیر نابرابری درآمدی، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، امید به زندگی بطور متوسط در حدود ۲۶ درصد افزایش می‌یابد.

همچنین، متغیر موهومی سال‌های انقلاب و جنگ تحملی نیز در سطح اطمینان ۵٪ به لحاظ آماری کاملاً معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار است. علامت منفی این ضریب حاکی از این است که علاوه بر متغیرهای اقتصادی، شرایط و عوامل محیطی نیز بر میزان امید به زندگی افراد جامعه مؤثرند. با توجه به ضریب این متغیر، افزایش نامنی در کشور منجر به کاهش امید به زندگی افراد و در نتیجه بدتر شدن شاخص سلامت در جامعه می‌گردد.

در ادامه به منظور بررسی پویایی‌های مدل، الگوی تصحیح خطای (ECM) تخمین زده شده است. نتایج حاصل از برآورد ضرایب در کوتاه مدت و ضریب

تعدیل در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد ضرایب کوتاه مدت

برآورد ضرایب کوتاه مدت و الگوی <b>ECM</b> متغیر وابسته <b>LLifex</b>				
متغیرها	ضرایب	آماره <i>t</i>	انحراف معیار	احتمال
$\Delta \text{LLifex}$	۱/۰۴۳	۴۵/۰۷۴	۰/۰۲۳	۰/۰۰۰
$\text{LGini}\Delta$	-۰/۰۲۶	-۳/۷۱۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱
$\Delta \text{LGNP}$	۰/۰۰۷	۲/۴۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۲۳
$\Delta (-)\text{LGNP}$	۰/۰۱۴	۵/۰۹۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰
$\text{LEdu}\Delta$	۰/۰۱۲	۲/۰۹۵	۰/۰۰۵	۰/۰۴۶
$\Delta \text{LHe}$	۰/۰۲۶	۸/۳۲۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
$\Delta \text{DU}$	-۰/۰۰۲	-۱/۶۶۹	۰/۰۰۱	۰/۱۰۷
$\text{C}\Delta$	۰/۵۱۰	۱۴/۳۸۰	۰/۰۳۵	۰/۰۰۰
(-) <b>ECM</b>	-۰/۱۵۴	-۱۹/۶۴۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰
$R^2 = ۰/۹۹۵$		S.E.R = ۰/۰۰۱	F-stat = ۷۳۱/۷۷۴ (0/00)	SBC = ۱۷۵/۹۸۸
$R^2\text{-adj} = ۰/۹۹۴$		RSS = ۰/۱۰۰۴ E-۴	D.W = ۲/۰۶۹	AIC = ۱۸۴/۶۹۷

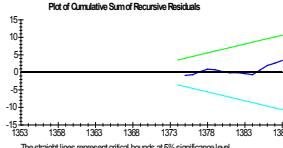
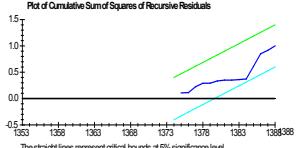
بر اساس نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای تمامی متغیرها در کوتاه مدت تأثیر معناداری بر شاخص امید به زندگی داشته علاوه آنها مطابق با انتظارات تئوریک است مطابق با نتایج به دست آمده، همان طور که انتظار می‌رفت ضریب متغیر امید به زندگی در کوتاه مدت مثبت و معنادار است. این نتیجه بیان‌گر پویایی سلامت در طی زمان است. وقفه‌ی درآمد سرانه اثر مثبت و معناداری بر امید به زندگی دارد، به طوری که یک درصد افزایش در درآمد سرانه سبب حدود ۰/۰۱ افزایش در شاخص سلامت می‌شود. تخمین‌ها نشان می‌دهند که در کوتاه مدت ضریب جینی و سرانه‌ی پژوهش نسبت به دیگر متغیرها اثر بیشتری بر سلامت می‌گذارند. آنچه در الگوی تصحیح خطای بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جمله‌ی تصحیح خطای (ECM) است، که سرعت تعديل فرآیند عدم تعادل است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، این ضریب کاملاً معنادار و

دارای علامت منفی است. بدین معنی که اگر از یک دوره به دورهی بعدی حرکت کنیم، ۱۵ درصد از انحراف تابع امید به زندگی از مسیر بلند مدت خود توسط متغیرهای الگو در دورهی بعد تصحیح می‌شود. بنابراین، حرکت به سمت تعادل با سرعت نسبتاً پایینی صورت می‌گیرد.

#### ۴. آزمون‌های تشخیصی مدل

به منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج مدل برآورده شده، آزمون‌های تشخیصی خود همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس برای باقیمانده و هم چنین نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ جهت آزمون ثبات ضرایب در الگوی ARDL(2,0,0,1,2) مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج به دست آمده از آزمون‌های تشخیصی مذکور نشان می‌دهند که در مدل برآورده شده خود همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس وجود نداشته و ضرایب برآورده با ثبات می‌باشند که بر صحت نتایج الگوی برآورده شده دلالت می‌نماید. نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول (۶) ارائه گردیده است.

جدول ۶: نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل

آزمون‌های تشخیصی	آماره‌ی آزمون	
	LM Version	F Version
آزمون خودهمبستگی سریالی	CHSQ(1)=0.10949[0.741]	F(1,24)=0.073219[0.789]
آزمون ناهمسانی واریانس	CHSQ(1)=0.071684[0.397]	F (1, 34)=0.09077[0.412]
آزمون CUSUM و CUSUMQ جهت بررسی ثبات ضرایب در مدل ARDL(2,0,0,1,2)	 	

اعداد داخل کروشه بیان گر p-value می‌باشند.

## بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها به هم جمعی و الگوی تصحیح خطابه به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر شاخص سلامت در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۱-۸۸ پرداخته است. برای این منظور، از شاخص امید به زندگی در بدو تولد به عنوان شاخص منتخب سلامت و ضریب جینی به عنوان شاخص توزیع درآمد و هم چنین متغیرهای درآمد ملی سرانه، سرانه‌ی پژوهش و نرخ باسوسایی به عنوان دیگر متغیرهای توضیحی مؤثر بر سلامت استفاده شده است. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی تعادلی بلندهای میان متغیرها را در ایران تأیید می‌کند. بدین صورت که در بلندهای آموزش (نرخ باسوسایی) و سرانه‌ی پژوهش تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص منتخب سلامت دارد. هم چنین رابطه‌ی میان نابرابری درآمدی و جنگ بر سلامت معنی‌دار و منفی است. وقوع انقلاب اسلامی و آغاز جنگ تحمیلی در ایران، به دلیل تغییر ساختارها و شرایط اقتصادی اجتماعی جامعه تبعات نامطلوبی را بر امید به زندگی و در نتیجه سلامت به دنبال داشته است. مطابق با نتایج مدل تصحیح خطابه، سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندهای برابر با ۱۵٪ می‌باشد.

طبق نتایج این تحقیق، ضریب برآوردهی ضریب جینی کاملاً معنی‌دار و منفی است که بیان‌گر اثرات مخرب گسترش نابرابری‌های درآمدی بر سطح سلامت جامعه است. این یافته نتایج پسیاری از مطالعات داخلی و خارجی مبنی بر اثرگذاری منفی نابرابری درآمدی بر سلامت را تأیید می‌کند. برخلاف انتظارات تئوریک، اثرگذاری متغیر درآمد سرانه بر شاخص امید به زندگی منفی است و دو متغیر مذکور رابطه‌ی مستقیمی با یکدیگر در دوره‌ی زمانی مورد بررسی ندارند. این یافته همسو با نتایج باباخانی (۱۳۸۷)، احمدی و همکاران (۱۳۸۹) و اسماعیلی و همکاران (۲۰۱۱) می‌باشد. همان‌گونه که باباخانی (۱۳۸۷) و احمدی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعات خود بیان می‌کنند می‌توان دلیل اصلی اثر منفی درآمد سرانه بر شاخص امید به زندگی را ماهیت و الگوی رشد اقتصادی ایران در سال‌های مورد بررسی دانست. چرا که روند تغییرات رشد اقتصادی در ایران در چهار دهه‌ی گذشته به علت وقوع پدیده‌هایی نظیر جنگ و انقلاب، منحنی U شکل می‌باشد. لذا در ایران به مانند بسیاری از کشورهای در حال گذار، سیاست‌های رشد بر توزیع درآمد

مقدم بوده است. به گونه‌ای که در مراحل اولیه‌ی رشد اقتصادی استراتژی مشخصی در جهت بهبود توزیع درآمد وجود نداشته و با وجود تلاش و برنامه‌ریزی برای دست‌یابی به سطوح بالای درآمدی، به توزیع درآمدها و نیز گسترش رفاه و خدمات اجتماعی توجه چندانی صورت نگرفته است. حال آن‌که مطابق با یافته‌های این مطالعه و با مقایسه‌ی ضرایب دو متغیر درآمد و نابرابری درآمدی بهوضوح مشاهده می‌شود که تأثیر چگونگی توزیع درآمد بر وضعیت سلامت به مراتب بیشتر از درآمد سرانه است. از نظر تئوریکی نیز در شرایطی که توزیع درآمد ناعادلانه است، انتظار می‌رود که با افزایش درآمد سرانه، نابرابری باشدت بیشتری افزایش یابد زیرا باعث می‌گردد درآمد افراد ثروتمند به میزان بیشتری نسبت به درآمد افراد فقیر جامعه افزایش یافته و توزیع درآمد ناعادلانه‌تر شود. همان‌طور که نتایج ضرایب برآورده نیز نشان می‌دهد، افزایش درآمد سرانه در خلال سال‌های مورد مطالعه در این تحقیق بیشتر به نفع طبقات پر درآمد و به ضرر قشر کم درآمد جامعه در جریان بوده است. و از این‌رو اثرگذاری مثبت درآمد سرانه بر سلامت با تأخیر صورت می‌گیرد. البته در برخی از مطالعات جهت بررسی دقیق‌تر اثرگذاری درآمد بر شاخص سلامت از فرم تابعی درجه دو متغیر درآمد سرانه استفاده می‌شود. در این فرم تابعی انتظار تئوریک بر آنست که ضریب متغیر درآمد با توان یک منفی و با توان دو مثبت باشد. همان‌طور که انتظار می‌رفت تأثیر متغیر خدمات بهداشتی بر شاخص امید به زندگی مثبت است. پژوهشکان، مهم‌ترین عامل در مدیریت تخصیص منابع بخش سلامت هستند و نقش اساسی را در میزان اثربخشی و کارآیی خدمات بهداشتی و درمانی بر عهده دارند. شاخص تعداد پزشک به ازای هر ده هزار نفر جمعیت بیان‌گر میزان دسترسی افراد به خدمات بهداشتی و درمانی است و مبین سطح برخورداری از سلامت در کشورها است. لذا برخورداری از تعداد پزشک لازم به ازای هر ده هزار نفر از جمعیت، منجر به ارائه‌ی بهتر خدمات بهداشتی و درمانی به مردم می‌شود که این امر اثرات مستقیمی را بر سلامت افراد جامعه بر جای می‌گذارد. این متغیر، علاوه بر این که تأثیر ارائه‌ی خدمات بهداشتی را نشان می‌دهد، به نوعی بیان‌گر تأثیر غیر مستقیم رشد جمعیت بر سلامت نیز می‌باشد. به گونه‌ای که اگر متناسب با افزایش جمعیت، زیرساخت‌های لازم جهت ارائه‌ی خدمات اجتماعی نظیر بهداشت

ایجاد نگردد و سرمایه‌گذاری لازم در این زمینه صورت نگیرد اثرات مخرب و قابل توجهی بر شاخص سلامت و در نتیجه سرمایه‌ی انسانی دارد. با توجه به نتایج، ضریب برآورده متغیر سطح آموزش، می‌توان دریافت که در بلندمدت چنان‌چه افراد بیشتری تحت تعلیم قرار بگیرند، میزان امید به زندگی افراد جامعه نیز افزایش خواهد یافت. با افزایش سطح آموزش و به تبع آن افزایش آگاهی‌های عمومی، افراد می‌توانند نقش مؤثرتری در تولید داشته باشند و از این طریق درآمد بالاتری کسب کرده و شکاف درآمدی خود و دیگران را کاهش دهنند. لذا آگاهی‌هایی که افراد از طریق نظام آموزشی دریافت می‌نمایند، علاوه بر تأثیری که بر کیفیت تغذیه و رعایت موادیین بهداشتی و درمانی می‌گذارد، می‌تواند در میزان درآمد و توزیع درآمد آنان اثر گذاشته، کیفیت زندگی آنان را بهبود ببخشد و در مجموع در کنار عوامل دیگر، منجر به افزایش امید به زندگی افراد جامعه گردد.

با توجه به شواهد تجربی به دست آمده طی دوره‌ی زمانی مورد مطالعه در این تحقیق، نابرابری درآمدی مؤثرترین عامل در تغییر وضعیت سلامت افراد جامعه در ایران می‌باشد. لذا انتظار می‌رود توزیع عادلانه‌تر درآمد با بهبود وضعیت سلامت عمومی افراد جامعه از قبیل افزایش امید به زندگی و کاهش میزان مرگ و میر همراه باشد. زیرا گسترش نابرابری درآمدی سبب می‌شود توزیع امکانات و خدماتی که در سلامت نقش بهسازی دارند بهویژه امکانات و خدمات بهداشتی و آموزشی به طرز ناعادلانه‌ای صورت گیرد. که این امر خود از طرق مختلف اثرات نامطلوب بر شاخص‌های سلامت برجای می‌گذارد. این یافته نه تنها بر ضرورت توزیع عادلانه‌تر درآمدها و امکانات برای ارتقای سلامت و درنتیجه بهبود شاخص‌های توسعه انسانی درکشور تأکید می‌کند که توجه ویژه‌ی برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران گشور را بر گسترش همگون و متناسب با رشد جمعیت خدمات اجتماعی نظیر آموزش عمومی و ارائه خدمات بهداشتی و درمانی بهتر جلب می‌نماید. تا بتوان به سطح متناسب و همگون توسعه‌ی اقتصادی دست یافت. هم چنین با توجه به تأثیر جنگ و شرایط ناامنی بر کاهش امید به زندگی در ایران، پیشنهاد می‌شود که دولت تلاش کند تا فضایی آرام و به دور از تنش در گشور ایجاد نماید.

## References

- احمدی، علی محمد، محمد غفاری، حسن و عمادی، سید جواد (۱۳۸۹). رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران. *فصلنامه علمی و پژوهشی رفاه اجتماعی*، شماره ۱۰(۳۹)، ۷-۳۲.
- باباخانی، محمد (۱۳۸۷). توسعه اقتصادی، نابرابری درآمدی و سلامت در ایران: ۱۳۵۵-۱۳۸۵. *فصلنامه علمی و پژوهشی رفاه اجتماعی*، شماره ۲۸(۲۹)، ۲۳۹-۲۵۹.
- باباخانی، محمد و حسین، راغفر (۱۳۸۸). رابطه نابرابری درآمد و سلامت در ایران طی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۸۵. *مدیریت سلامت*، شماره ۱۲(۳۷)، ۱۳۸۸.
- باباخانی، محمد، قاسمی، سید رامین، رفیعی، حسن، راغفر، حسین و بیکلریان، اکبر (۱۳۹۱). رابطه عدالت توزیعی و سلامت در ایران. *فصلنامه علمی و پژوهشی رفاه اجتماعی*، شماره ۱۲(۴۶)، ۲۷۸-۲۵۹.
- حیدری، حسن و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۱). تحلیل پویای اقتصادسنجی از رابطه بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و صادرات غیرنفتی در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۳۳(۹)، ۸۳-۵۳.
- حیدری، حسن، نجار فیروزجائی، محمد و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۰). رابطه بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، شماره ۵۹(۱۹)، ۲۰۰-۱۷۵.
- صمدی، علی حسین (۱۳۸۸). *روابط کاذب در اقتصادسنجی*. تهران: دانشکده علوم اقتصادی.
- فرشته نژاد، سید محمد و دیگران (۱۳۸۹). برآورد امید به زندگی و ارتباط آن با عوامل اجتماعی مؤثر بر سلامت در جمعیت شهری مناطق مختلف شهر تهران. *فصلنامه طب و ترکیه*، شماره ۴۰: ۷۷-۲۵.
- گرگی، عباس (۱۳۸۱). بررسی نظریه نابرابری‌های سلامت با تأکید بر رویکرد ساختار یابی. *فصلنامه اقتصاد سیاسی*، شماره ۱۴: ۶۲-۷۹.
- مطلق، محمد اسماعیل، اولیایی منش، علیرضا و بهشتیان، مریم. سلامت و عوامل اجتماعی تعیین کننده آن راهکار اصلی گسترش عدالت در سلامت و ایجاد فرصتی منصفانه برای همه، چاپ اول، بهار ۱۳۸۷، ص ۱۵.
- نظریپور، محمدنقی، غفاری، حسن محمد و عمادی، سیدجواد (۱۳۹۰). تأثیر گسترش بخش سلامت بر رشد اقتصادی ایران: با رویکرد قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران. *دوفصلنامه علمی و پژوهشی جستارهای اقتصادی*، شماره ۱۵(۸)، ۸۹-۱۱۵.
- Andreea, Pop I., Ingen, E. and Oorschot, W. (2013). "Inequality, Wealth and Health: Is Decreasing Income Inequality the Key to Create Healthier Societies?" *Social Indicators Research*. 113:1025-1043.

## References

- Bai,J.Perron, P. (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica*.66:46-78.
- Bai, J. Perron, P. (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Changes Models". *Journal of Applied Econometrics*.18(1): 1-22.
- Brunner,E. Marmot,M.(1999). "Social organization, stress and health" Chapter 2 in M. Marmot and R.G. Wilkinson. *Social determinants of health*.Oxford.
- Cantarero, D., Pascual, M. and Sarabia, J. M. (2005). "Effects of income inequality on population health: new evidence from the european community household panel". *Applied Economics*. 37(1):87-9.
- Chandola, T. and Marmot, M. (2000). *Social Epidemiology*. available at: [www.eprints.ucl.ac.uk/archive/](http://www.eprints.ucl.ac.uk/archive/).
- Deaton, A. )2003(» Health, inequality, and economic development». *Journal of Economic Literature*. 41:113–158.
- Esmaeili, A., Mansouri, S. and Moshavash, M. (2011). "Income inequality and population health in Islamic countries". *Public Health*.125: 577-584.
- Hendry D. F. and Neale, A. J. (1991). "A Mont Carlo study of the effects of structural breaks on tests for unit roots". in P.Hackle and A. H. Westland(Eds), Economic Structural Change: *Analysis and Forecasting*, *Spring-Verlag*, Berlin.
- Kawachi, Ichiro (1999). "Income Inequality and Health: Pathways and Mechanism". *Health Services Research*.34(1).
- Krugman, P. (1996). "*The Spiralof Inequality*". Mother Jones (November/December): 4449.
- Lee, J. and Strazisich, M. (2003). "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks". *Review of Economics and Statistics*.85:1082–1089.
- Leigh, A. and Jencks, C. (2007). "Inequality and mortality: Long-run evidence from a panel of countries". *Journal of Health Economics*. 26 (1).
- Lynch, J. W., Smith, G. D., Kaplan, G. A. and House, J. S. (2000), "Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions", *British Medical Journal*. 320:1200-1204.
- Narayan, P. K. and Smyth, R. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests". *Applied Economics*. 37(17): 1979-1990.
- Nilsson, T. and Bergh, A. (2012)."Income Inequality and Individual Health: Exploring the Association in a Developing Country". *IFN Working Paper*.No. 899.

- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*. 16: 289-326.
- Preston, S. H. (1975). "The changing relation between mortality and level of economic development". *Population Studies*. 29:231–248.
- Pulok, Mohammad Habibullah.(2012)."Revisiting Health and Income Inequality Relationship: Evidence from Developing Countries". *Research Report*.
- Rasella, D, D. Aquino, R. and Barreto,M.L.(2013). "Impact of income inequality on life expectancy in a Highly unequal developing country: the case of Brazil". *Research Report of Instituto de Saúde Coletiva*, Federal University of Bahia, Salvador, Bahia Brazil.
- Rodgers, G. B. (1979). "Income and inequality as determinants of mortality: an international crosssection analysis". *Population Studies*. 33:343-351.
- Vogli, R. D., Mistry, R., Gnesotto, R. and Cornia, G. A. (2004). "Has the relation between income inequality and life expectancy disappeared? Evidence from Italy and top industrialised countries". *Research Report*.
- Wagstaff, A. and Doorslaer, E.van. (2000). "Income inequality and health: What does the literature tell us?". *Annual Review of Public Health*. 21:543–567.
- Wilkinson, R. G. (1996). Unhealthy Societies: *The Afflictions of Inequality*, Routledge, London.
- Wilkinson, R. and Pickett, K. E. (2009). "Income inequality and social dysfunction". *Annual Review of Sociology*.35:493–511.
- Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*. 10:70-25.