

- وصول مقاله: ۹۵/۴/۲۰
- اصلاح نهایی: ۹۵/۱۱/۵
- پذیرش نهایی: ۹۵/۱۱/۷

## تأثیر عوامل اقتصادی - اجتماعی بر امید به زندگی در ایران

احمد سرلک<sup>۱</sup> / ادبیه سواری<sup>۲</sup>

چکیده

**مقدمه:** عمر طولانی در یک کشور بیانگر برخوردار بودن از یک سطح بهتر و مناسب‌تر زندگی است. امید به زندگی بطور مستقیم مرتبط با رفاه اجتماعی، سلامت انسان‌ها و توسعه اقتصادی است. هدف این پژوهش شناخت تأثیر عوامل اقتصادی (تولید ناخالص داخلی سرانه، تولید مواد غذایی) و اجتماعی (تحصیلات، رشد جمعیت) بر امید به زندگی در ایران است.

**روش پژوهش:** پژوهش حاضر علی بوده و از داده‌های سری زمانی در طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۲ برای برآورد مدل تحقیق استفاده شده است. به منظور دستیابی به هدف پژوهش از، مدل خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی و نرم‌افزار ماکروفیت ۴٫۱ استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز از بانک جهانی، بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده است.

**یافته‌ها:** تولید مواد غذایی (۰/۱۳)، ثبت‌نام در مدارس (۰/۰۹۴) اثر مثبت و معنی‌دار و تورم (۰/۱۸-)، رشد جمعیت (۰/۰۲۷-)، و انتشار گاز CO<sub>2</sub> (۰/۰۳۶-) ارتباط منفی و معنی‌داری بر امید به زندگی در کوتاه مدت و بلند مدت در ایران دارد. اگرچه در کوتاه مدت رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر معناداری بر امید به زندگی ندارد لیکن در بلندمدت اثر مثبت و معنادار بر امید به زندگی دارد.

**نتیجه‌گیری:** با توجه به تأثیر عوامل اقتصادی - اجتماعی موثر بر امید به زندگی، اهتمام دولت به این عوامل می‌تواند منجر به افزایش طول عمر شهروندان گردد.

**کلید واژه‌ها:** امید به زندگی، عوامل اقتصادی - اجتماعی، انتشار CO<sub>2</sub>.

- ۱- استادیار، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: A-sarlak@iau-arak.ac.ir
- ۲- دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

## مقدمه

امید به زندگی یک شاخص آماری است که نشان می‌دهد متوسط طول عمر در یک جامعه چقدر است و یا به عبارت دیگر هر عضو آن چند سال می‌تواند توقع طول عمر داشته باشد. واژه امید به زندگی در لغت به معنی تعداد متوسط سال‌هایی است که یک شخص زندگی خواهد کرد و در اصطلاح عبارت است از تعداد سال‌هایی که انتظار می‌رود یک فرد از یک سن تا سن دیگر زنده باقی بماند [۱].

امید به زندگی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سلامت و برآیند عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، زیست محیطی و ... است. هر چه شاخص‌های بهداشتی و درمانی بهبود یابد امید به زندگی افزایش خواهد یافت و از اینرو این شاخص یکی از شاخص‌های سنجش پیشرفت و عقب ماندگی کشورهاست. در خصوص اهمیت مطالعه عوامل موثر بر امید به زندگی می‌توان بیان داشت که سلامتی وسیله و هدفی ارزشمند برای نوع بشر محسوب می‌شود که اقتصاددانان به دنبال یافتن مکانیزم و روش بهینه برای ارتقای سلامتی جامعه هستند. برای دستیابی به سطوح بالایی از سلامتی، شناسایی ماهیت سلامتی و عوامل تاثیر گذار بر آن بسیار با اهمیت است.

بکارگیری سیاست‌ها و بهبود فاکتورهای متعددی منجر به بهبود شاخص امید به زندگی می‌شود. توجه به بهداشت عمومی و سلامت کودکان، گسترش خدمات پزشکی، کنترل بیماری‌ها، واکسیناسیون به موقع و ... از راه‌های افزایش امید به زندگی در جامعه است. یکی دیگر از راه‌های افزایش امید به زندگی، مجهز کردن افراد به مهارت‌های اساسی زندگی و توجه به بهداشت روانی است. مطالعات زیادی به بررسی عوامل تعیین کننده امید به زندگی و مرگ و میر در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته پرداخته شده است. گراسمن به این نتیجه رسید که که تورم رابطه منفی با امید به زندگی و با رفاه خانوار رابطه مثبت دارد [۲]. رگرز و همکاران برای اولین بار چارچوب مفهومی مناسبی در خصوص رابطه امید به زندگی و درآمد بیان نمودند. آنها به بررسی مهم‌ترین عوامل تعیین کننده امید به زندگی برای ۹۵ کشور در حال توسعه پرداختند. آنها دریافتند که تولیدات کشاورزی، نرخ با

سواد، دسترسی به آب سالم، متوسط سرانه کالری و سرانه پزشک نقش مهمی را در تعیین امید به زندگی برای کشورهای در حال توسعه ایفا می‌کند [۳].

اناد و راولین به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و معناداری بین امید به زندگی و سرانه تولید ناخالص داخلی وجود دارد. در تحقیق آنها مخارج بهداشتی عامل مهمی در بهبود شاخص امید به زندگی است [۴]. وقتی مخارج بهداشت عمومی افزایش می‌یابد منجر به بهبود شاخص امید به زندگی می‌شود. ویلکسون در تحقیق خود به نتایج مشابهی همانند اناد و راولین رسید [۵].

سرمیوکس و همکاران به بررسی مخارج بهداشت عمومی بر امید به زندگی کانادا پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که پایین بودن مخارج سلامت منجر به کاهش امید به زندگی و بالا رفتن نرخ مرگ و میر در کانادا می‌شود [۶]. گالیس به مطالعه عوامل تعیین کننده امید به زندگی در ۱۵۶ کشور جهان پرداخت. او دریافت که سرانه درآمد، مخارج سلامت عمومی، داشتن آب آشامیدنی سالم، کالری و سواد مهم‌ترین عوامل تعیین کننده امید به زندگی هستند [۷]. کالدین و همکاران به بررسی رابطه شهرنشینی و شاخص امید به زندگی برای هر دو کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه پرداختند. آنها ادعا می‌کنند که جمعیت نواحی شهری از مراقبت‌های پزشکی بهتری برخوردار است، فرصت‌های تحصیلات بهتر است که ساختار اجتماعی اقتصادی را به سمت اثرات مثبت بر سلامتی هدایت می‌کند [۸]. مک فارلنی و همکاران به بررسی نقش آب سالم به عنوان مهم‌ترین عامل تعیین کننده امید به زندگی در کشورهای در حال توسعه پرداختند. آنها بر اساس داده‌های کشورهای آفریقا و آسیا دریافتند که آب آشامیدنی سالم باعث دستیابی به امید به زندگی بالاتر می‌شود و کمبود آب سالم از مهم‌ترین عوامل پایین بودن امید به زندگی در آفریقا می‌باشد [۹].

حسین به بررسی عوامل تعیین کننده امید به زندگی با استفاده از داده‌های مقطعی ۹۱ کشور در حال توسعه در جهان پرداخت. او با بکارگیری متغیرهای بهره‌وری، سرانه تولید ناخالص ملی، سواد بزرگسالان و سرانه کالری، به

سلامت و عوامل ژنتیکی است. گراسمن و فیسا و همکاران خاطر نشان می‌کند که مردم انتخاب‌هایی را برای غذا و مراقبت‌های پزشکی دارند که سلامتی آنها را تضمین می‌کند. علاوه بر این، آنها متذکر می‌شود که منابع مالی، منابع طبیعی، جمعیت، سواد و عوارض فعالیت‌های زندگی صنعتی نیز بر امید به زندگی موثر می‌باشند. براساس روش‌شناسی گراسمن و فیسا و گاتما مدل مورد مطالعه این تحقیق به صورت زیر در دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۵۰) می‌باشد:

$$LE = f(CO_2, FI, ED, POPG, PCG)$$

LE: امید به زندگی در تولد، به کل (سال‌ها)

CO<sub>2</sub>: انتشار گاز دی اکسید کربن بر حسب کیلوگرم بر

تولید ناخالص داخلی (متغیر زیست محیطی)

FI: شاخص تولید مواد غذایی (متغیر اقتصادی)

ED: تحصیلات، ثبت نام مدارس ابتدایی (متغیر اجتماعی)

POPG: رشد جمعیت (متغیر اجتماعی)

PCG: رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (متغیر اقتصادی)

معادله فوق بصورت لگاریتمی و شکل خطی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\ln LE_t = B_1 + B_2 \ln FI_t + B_3 \ln ED_t + B_4 \ln INF_t + B_5 \ln POPG_t + B_6 \ln PCG_t + B_7 \ln CO_{2t} + \varepsilon_t$$

### یافته‌ها

به منظور بررسی متغیرهای موثر بر امید به زندگی از مدل اقتصاد سنجی خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. این روش بدون در نظر گرفتن I(0) یا I(1) بودن متغیرهای مدل (بدون توجه به این که متغیرها در سطح یا با یکبار تفاضل‌گیری پایا باشند)، قابل استفاده است. همچنین، با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دوره‌های کوتاه مدت و بلندمدت انجام داد. استفاده از این روش در حجم نمونه‌های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویایی‌های کوتاه مدت بین متغیرها از کارایی بالاتری برخوردار است.

قبل از این که مدل خود رگرسیو تخمین زده شود، از آزمون پایایی برای تمامی سری‌های زمانی استفاده شده

این نتیجه رسید که رابطه متغیرهای بیان شده با امید به زندگی یک رابطه خطی و معنا دار است [۱۰].

احمدی و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله‌ای تحت عنوان "رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران" رابطه متغیرهای اقتصاد کلان را بر دو شاخص سلامت شامل امید به زندگی در بدو تولد و نرخ مرگ و میر کودکان زیر سال ۵ سال طی سال‌های (۱۳۸۵-۱۳۵۹) آزمون کرده‌اند. سلامتی متغیرهای کلان به کار گرفته شده عبارتند از: بیکاری، رشد اقتصادی، تورم، موازنه پرداخت‌ها ضریب جینی و مخارج عمومی دولت. نتایج در این مطالعه حاکی از آن است که رشد تولید تأثیرگذاری مثبت اما با تأخیر بر بخش سلامت دارد. متغیرهای تورم و بیکاری نیز تأثیر نامطلوبی بر برون داد بخش سلامت گذاشته‌اند. مخارج دولتی شاخص سلامت و مخارج عمومی سلامت را بهبود بخشیده است. ضریب پرداخت جینی و تراز پرداخت‌ها به طور معناداری تأثیر منفی بر بخش سلامت گذاشته‌اند [۱۱].

جهانگرد و همکاران با استفاده از داده‌های تابلویی سال‌های (۱۳۸۲-۱۳۷۹) مربوط به ۲۸ استان کشور به برآورد تابع تولید سلامتی ایران پرداخته‌اند. در این تابع مخارج بهداشتی، درآمد سرانه، درصد بیکاری، درصد باسوادی، نحوه تغذیه و درصد جمعیت شهرنشین به شده عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل‌اند. متغیر وابسته نیز تعداد مرگ و میر در هر هزار نفر در نظر گرفته شده است نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضریب سرانه مخارج بهداشتی معنادار نیست لیکن افزایش درآمد سرانه، درصد باسوادی، درصد جمعیت شهرنشین و بهبود نحوه تغذیه تأثیر مثبتی بر سلامتی در ایران خواهند داشت که در بین این عوامل بیشترین تأثیر مثبت بر سلامتی مربوط به اشتغال می‌باشد [۱۲]. بنابراین هدف پژوهش شناخت تأثیر عوامل اقتصادی (تولید ناخالص داخلی سرانه، تولید مواد غذایی) و اجتماعی (تحصیلات، رشد جمعیت) بر امید به زندگی در ایران است.

### روش پژوهش

وضعیت سلامت و امید به زندگی را می‌توان در قالب یک تابع تولید سلامت بررسی نمود. ستاده تابع تولید سلامت و امید به زندگی است که ورودی‌های آن مراقبت‌های بهداشتی؛ تحصیلات، محیط، شیوه زندگی، هزینه‌های

توزیعی (ARDL)، به سمت تعادل بلندمدت هم‌گرایی داشته باشد، آن است که مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد ( $\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i < 1$ ). بنابراین، برای آزمون وجود هم‌گرایی بلندمدت در الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، لازم است آزمون فرضیه‌های زیر صورت گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1 < 0$$

مقدار آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون بالا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p SE \hat{\phi}_i}$$

$SE \hat{\phi}_i$ : انحراف معیار ضریب متغیر  $i$  ام است.

پس از محاسبه آماره بالا، باید آن را با کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) مقایسه نمود. چنانچه مقدار آماره  $t$  بدست آمده بزرگتر از مقدار بحرانی باشد، در این صورت فرضیه  $H_0$ ، یعنی نبود هم‌گرایی رد شده و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود. بنابراین، با رد فرضیه  $H_0$  می‌توان به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت در بین متغیرهای الگو پرداخت که این خود زمینه استفاده از الگوی تصحیح خطا ECM را که در آن نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط داده می‌شود، فراهم می‌نماید.

کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون بالا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{(0.069+0.0082)-1}{0.030436+0.0026953} = -27.8$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با ۲/۱۹۲ می‌باشد، به دلیل این که  $(-27/8)$  از نظر قدرمطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر بیشتر است. لذا فرض  $H_0$  مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. بنابراین، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو وجود

است. اگر سری زمانی مورد مطالعه پایا نباشد، مشکل رگرسیون کاذب پدیدار می‌شود، جهت اطمینان از پایا بودن متغیرها و کاذب نبودن رگرسیون از آزمون ریشه واحد استفاده شده است. یکی از رایج‌ترین آزمون‌های تشخیص ریشه واحد، آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته است، که در این تحقیق از آزمون مذکور استفاده شده است.

تمام متغیرهایی که مقدار آماره آزمون آنها کمتر از مقدار بحرانی است ناپایا می‌باشند. بنابراین ضروری است که آزمون ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول آنها انجام شود. (جدول ۱)

نتایج آزمون جدول ۱ روی تفاضل مرتبه اول در جدول ۲ نشان می‌دهد که همه متغیرها به جز  $PCG$ ،  $INF$  که در سطح پایا هستند، بقیه از مرتبه یک،  $I(1)$  می‌باشند. بعد از اطمینان از پایایی حداکثر با یک وقفه نرم‌افزار  $Microfit.4.1$  مطابق معیار شوارتز - بیژین، حداکثر وقفه‌های مدل را دو وقفه به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند. (جدول ۲)

همانطور که جدول ۳ نشان می‌دهد مدل برآورد شده از  $R^2$  و  $\overline{R^2}$  بالایی برخوردار است به این معنی که ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته (امید به زندگی) توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده شده است. همانطور که مشخص است امید به زندگی در هر سال بطور معناداری از مقدار امید به زندگی سال قبل با ضریب  $(0/069)$  و دو سال قبل آن با ضریب  $(0/082)$  تأثیر می‌پذیرد. تولید مواد غذایی با ضریب  $0/013$  و آموزش با ضریب  $0/094$  بر امید زندگی تأثیر مثبت و معنادار دارد. نرخ رشد جمعیت با ضریب  $(-0/027)$ ، دی اکسد کربن با ضریب  $(-0/036)$  و تورم با ضریب  $(-0/018)$  از نظر آماری معنادار بوده و تأثیر منفی بر امید به زندگی دارند. در این مدل رشد تولید ناخالص داخلی سرانه از نظر آماری بی‌معنا می‌باشد.

پیش از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است وجود هم‌گرایی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد؛ زیرا لازمه آن که الگوی پویای خود رگرسیون با وقفه‌های

تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و نیز از آماره مجذور پسماند تجمعی هنگامی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است، استفاده می‌شود.

مشاهده می‌شود، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد، در نتیجه، در مدل برآوردی شکست ساختاری وجود ندارد. (نمودار ۱ و ۲)

### بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی عوامل موثر بر امید به زندگی در دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۵۰) با استفاده از رویکرد مدل خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخته شد. نتایج بدست آمده با تحقیقات سریمیوکس و همکاران [۶]، گالیس [۷]، کالدین و همکاران [۸] و حسین [۱۰]، هم‌خوانی دارد. نتایج بلندمدت در ایران نشان می‌دهد که تولیدات مواد غذایی اثر مثبت و معناداری بر امید به زندگی در ایران دارد. افزایش امید به زندگی می‌تواند از طریق بهبود وضعیت سلامت کارگران، باعث افزایش توان تولیدی منابع موجود در کشور شود و همچنین می‌تواند برای مثال به عنوان مشوقی برای سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت روی سرمایه انسانی عمل کند. تورم اثر منفی و معناداری بر امید به زندگی دارد. در جامعه‌ای که با تورم شدید روبروست، هزینه‌های روانی تورم از بی‌اعتمادی مردم نسبت به ارزش پول ملی حکایت دارد. برای مقابله با تورم مردم سعی می‌کنند که با تلاش و کار بیشتر، قدرت خرید خود را حفظ کنند و اعتقاد دارند که درآمد آنها براساس مهارت و کوشش آنها بالا می‌رود. اما هنگامی که آنها اقدام به خرج اضافی درآمد خود می‌نمایند، باز هم مایوسانه مشاهده می‌کنند که درآمد واقعی آنها کاهش یافته است و احساس رضایت خاطر نمی‌کنند. این عدم احساس رضایت خاطر روانی، ناشی از این ذهنیت است که تورم حاصل کار آنها را هدر می‌دهد و باعث می‌شود که امید به زندگی آنها کاهش می‌یابد.

رشد جمعیت اثر منفی بر امید به زندگی دارد. امید به زندگی بیشتر ممکن است منجر به افزایش جمعیت شود

دارد. پس از حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان مدل بلندمدت را برآورد کرد.

نتایج بدست آمده حاکی از اثر گذاری منفی بلندمدت، رشد جمعیت، تورم، دی اکسید کربن و همچنین اثرگذاری مثبت بلندمدت تحصیلات و شاخص تولید غذا بر امید به زندگی می‌باشد. در این بین تولید غذا بیشترین اثر گذاری مثبت بر امید به زندگی را دارد و بیشترین تاثیر منفی را تولید دی اکسید کربن بر امید زندگی دارد با توجه به آماره محاسبه شده برای رشد جمعیت، این متغیر اثر معناداری بر امید به زندگی ندارد. ملاحظه می‌شود که رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در بلندمدت با ضریب (۰/۰۰۰۸۴) بر امید به زندگی تاثیرگذار است. (جدول ۴)

مرحله آخر روش ARDL، برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM) است. ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط کوتاه مدت می‌باشد که ضریب تصحیح خطا کوچکتر از یک و از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل‌ها در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کنند. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره ۱۳ درصد از عدم تعادل‌ها را برطرف می‌کند و با توجه به این که دوره پژوهش سالانه است، نتیجه می‌گیریم که حدود ۷/۷ سال طول می‌کشد که عدم تعادل برطرف شود. (جدول ۵)

برای آزمون ثبات ساختاری از محاسبه آماره پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی که توسط براون ارائه شده است، استفاده می‌کنیم. همانطور که مشاهده می‌شود، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی بین دو خط صاف (فاصله اطمینان ۹۵ درصد) ارائه شده است. اگر نمودار ارائه شده بین فاصله اطمینان قرار داشته باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری پذیرفته می‌شود و اگر نمودار از فاصله اطمینان خارج شده باشد (فاصله اطمینان را قطع کرده باشد) فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری رد و وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. لازم به یادآوری است که از آماره پسماند تجمعی برای یافتن

بهبود شرایط سلامت فردی و اجتماعی و همچنین افزایش بهره‌وری منجر به افزایش تولید مواد غذایی می‌شود. دولت بایستی توجه به آموزش را افزایش دهد و سیاست‌های انضباطی پولی و مالی جهت کاهش تورم را برای افزایش امید به زندگی بهبود بخشد. هر تحقیقی در برگیرنده محدودیت‌های خاص خود است. نتایج این تحقیق با توجه به دوره زمانی، متغیرهای بکار گرفته شده و روش برآورد آن قابل تحلیل و بررسی است و در تعمیم نتایج آن بدون در نظر گرفتن این محدودیت‌ها بایستی احتیاط لازم را نمود.

که با توجه به اثرات مالتوسی و تراکم جمعیت موجب پایین آمدن سرانه درآمد می‌شود و امید به زندگی را کاهش می‌دهد. ثبت نام ابتدایی اثر مثبت و معناداری بر امید به زندگی دارد. در حالی که سرانه درآمد در بلند مدت اثر مثبت دارد لیکن تولید گاز CO2 اثر منفی بر امید به زندگی در ایران دارد. افزایش امید به زندگی از جمله سیاست‌هایی است که می‌بایست در ایران دنبال شود. دولت باید بودجه لازم را برای افزایش تولیدات مواد غذایی برای امنیت غذایی آینده کشور فراهم کند. رشد جمعیت تورم و آلودگی، مهم‌ترین عدم مزیت‌ها در کاهش امید به زندگی است. تحصیلات از طریق افزایش جمعیت تحصیل کرده و

جدول ۱ - آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته روی سطح متغیرها

عرض از مبدا با روند		عرض از مبدا بدون روند		متغیر
آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی	
-۳/۵۳	-۸/۴۸	-۲/۹۴	-۱/۲۱	LE
-۳/۵۳	-۲/۶۷	-۲/۹۴	۰/۲۸	FI
-۳/۵۳	-۱/۸۴	-۲/۹۴	-۱/۱۴	ED
-۳/۵۳	-۵/۴۴	-۲/۹۴	-۲/۸۵	POPG
-۳/۵۳	-۳/۸۸	-۲/۹۴	-۳/۶۴	PCG
-۳/۵۳	-۲/۴۷	-۲/۹۴	-۱/۵۸	CO2
-۳/۵۳	-۳/۱۰	-۲/۹۴	-۳/۰۷	INF

جدول ۲ - آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

عرض از مبدا با روند		عرض از مبدا بدون روند		متغیر
آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی	
-۳/۵۳	-۹/۵۵	-۲/۹۴	-۹/۳۲	DLE
-۳/۵۳	-۴/۶۷	-۲/۹۴	-۴/۶۹	DFI
-۳/۵۳	-۲/۹۹	-۲/۹۴	-۲/۹۹	DED
-۳/۵۳	-۵/۱۲	-۲/۹۴	-۵/۱۶	DPOPG
-۳/۵۳	-۴/۹۹	-۲/۹۴	-۵/۰۵	DPCG
-۳/۵۳	-۵/۵۲	-۲/۹۴	-۵/۴۷	DCO2
-۳/۵۳	-۶/۳۸	-۲/۹۴	-۶/۴۸	DINF

جدول ۳ - نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
LE(-1)	+۰.۶۹	+۰.۳۰	۲/۳
LE(-2)	+۰.۰۸۲	+۰.۰۲۶	۳/۱۵
FI	+۰.۱۳	+۰.۰۰۲	۶/۵
ED	+۰.۰۹۴	+۰.۰۰۲۱	۴/۴۷
POPG	-۰.۰۲۷	+۰.۰۰۶۳	-۴/۲۸
PCG	-۰.۰۰۱۱	+۰.۰۰۱۵۲	-۰/۷۳
CO2	-۰.۰۳۶	+۰.۰۰۶۳	-۵/۶
INF	-۰.۰۱۸	+۰.۰۰۷۶۷	-۲/۳۳
C	۶/۴۳	+۰/۵۱	۱۲/۴۲
$\bar{R}^2 = 0.96$		$R^2 = 0.98$	

جدول ۴ - نتایج حاصل از تخمین بردار هم‌جمعی مدل

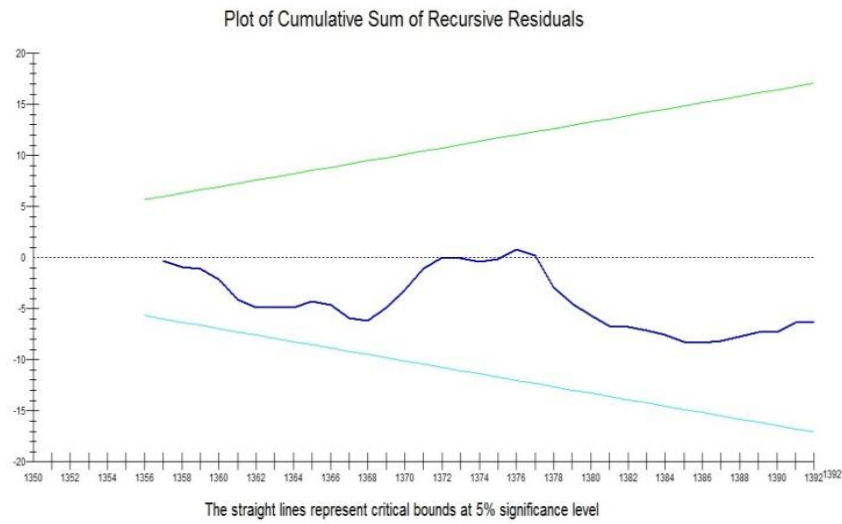
متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
FI	+۰.۲۶۴	+۰.۱۱	۲/۴
ED	+۰.۱۳	+۰.۰۱۲	۱۰/۷۳
POPG	-۰.۲۹۴	+۰.۱۸۳	-۱/۶۰
PCG	+۰.۰۰۸۴	+۰.۰۰۱۱	۷/۶
CO2	-۰.۰۱۸۴	+۰.۰۰۵۲	-۳/۵۴
INF	-۰.۰۱۳۹	+۰.۰۰۵۶	-۲/۴۸
C	۴۸/۵۷	۱/۱۷	۴۱/۵۱

ماخذ: نتایج تحقیق

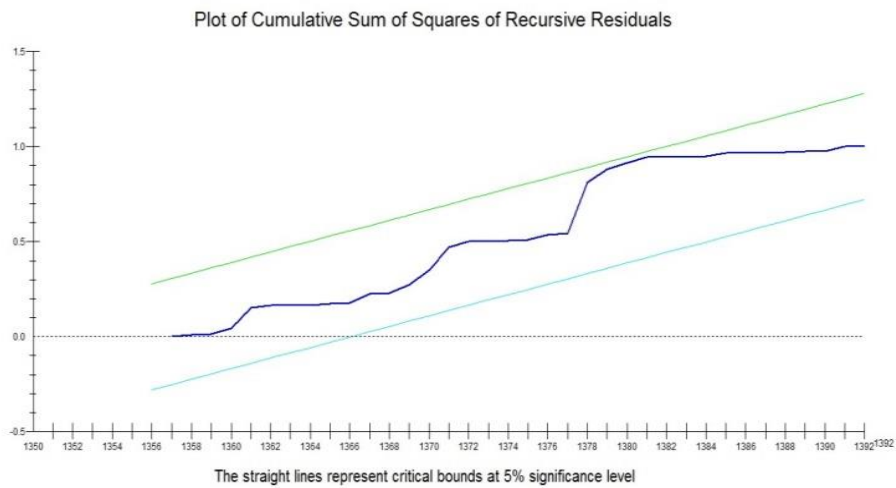
جدول ۵ - الگوی تصحیح خطای مربوط به امید به زندگی

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
DFI	+۰.۱۳	+۰.۰۰۲	۶/۵
DED	+۰.۰۹۴	+۰.۰۰۲۱	۴/۴۷
DPOPG	-۰.۰۲۷	+۰.۰۰۶۳	-۴/۲۸
DPCG	-۰.۰۰۱۱	+۰.۰۰۱۵	-۰/۷۳۴
DCO2	+۰.۰۳۶	+۰.۰۰۶۳	۵/۶
DINF	-۰.۰۱۸	+۰.۰۰۷۶۷	-۲/۳۳
DC	۶/۴۳	+۰/۵۱	۱۲/۴۲
ECM(-1)	-۰/۱۳	+۰.۰۰۹۰	-۱۴/۴

ماخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۱ - نتایج حاصل از آزمون (CUSUMQ)



نمودار ۲ - نتایج حاصل از آزمون (SUMC)

**Reference:**

- 1- Pressat R. The Dictionary of demography, Edited by Christopher Wilson, publishing by oxford, London, 1985; 6(4): 4-6.
- 2- Grossman M. on the concept of health capital and the demand for health, J. political Economic, 1972; 80: 223-255.
- 3- Rogers RG, Wofford S. Life expectancy in less developed countries: socio-economic development or public health? Journal of Bio sociological Science, 1989; 21(2): 245-252.
- 4- Anand S, Ravallion M. Human Development in Poor Countries: On the Role of a Setting with Universal Health Care Coverage, Private Income and Public Services, Journal of Economic Perspectives, 2009; 7(1): 133-150.
- 5- Wilkinson RG. Unhealthy Societies: The Afflictions of Inequality, Journal of Health Economic, 2008; 26(4): 682-698.
- 6- Crémieux P, Ouellette P and Pilon C, spending as determinants of health outcomes. Health Economics, 2012; 8(7): 627-639.
- 7- Gulis G. Life expectancy as an indicator of environmental health, European Journal of Epidemiology, 2015; 16(2): 161-165.
- 8- Kalediene R and Petrauskiene J. Regional life expectancy patterns in Lithuania, European Journal. of Public Health, 2014; 10: 101-104.
- 9- Macfarlane S, Racelis M and Muli Musiime F. Public health in developing countries. Lancet, 2011; 356(2): 841-846.
- 10- Husain .R. Life Expectancy in Developing Countries: A Cross-Section Analysis, The performance of health care systems: An Bangladesh Development Studies, 2010; 28: 1-2.
- 11- Ahmadi A, Mohamad ghafari M, Emadi J."respect macro economic variables with health in Iran" Fasname Refahe ejtemaey, 2009; 10(39); 7-32. [Persian]
- 12- Jahangard E, Alizadeh N."The estimated Socio-economic factors on health function in Iran provinces" Nameyeh Eghtesadi, 2009; 5(10); 85-106. [Persian]