Archive of SID

● وصول مقاله: ۹۸/۶/۲۲
● اصلاح نهایی: ۹۸/۸/۲۱۴
● پذیرش نهایی: ۹۸/۸/۲۸

بررسی تاثیر شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی بر امید به زندگی و مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال در ایران

رویا آل‌عمران[۱] / سیدعلی آل‌عمران[۲]

چکیده

مقدمه: با توجه به اهمیت امید به زندگی و مرگ و میر کودکان به‌عنوان شاخص‌های سلامت جامعه و هم‌چنین اهمیت متغیرهای شاخص بی‌نوایی (به‌عنوان مقیاسی برای فقدان عمومی رفاه اقتصادی یک کشور) و نااطمینانی تورمی، پژوهش حاضر درصدد بررسی تاثیر شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی بر امید به زندگی و مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال در ایران است.

روش پژوهش: روش به‌کار برده شده در پژوهش حاضر، از نوع علی – تحلیلی بوده و هدف پژوهش کاربردی می‌باشد. آمار و داده‌های مربوط به متغیرهای به کاربرده شده در پژوهش نیز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران و لوح فشرده‌ی شاخص‌های توسعه‌ی جهان استخراج شده است. ابزارهای اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم‌افزارهای Eviews و Microfit و روش اقتصادسنجی به کار برده شده در پژوهش، روش گارچ و هم‌چنین روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده بوده و دامنه‌ی زمانی پژوهش فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۷ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است. هم‌چنین سطح معنی‌داری نیز، ۵ درصد می‌باشد.

یافته‌ها: بر اساس یافته‌های پژوهش، در بلندمدت، یک واحد افزایش در شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی به ترتیب باعث کاهش ۰/۰۷ واحد و ۲۱/۳۰ واحد در امید به زندگی شده و هم‌چنین یک واحد افزایش در شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی به ترتیب باعث افزایش ۰/۲۰ واحد و ۴۳/۰۱ واحد در مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال می‌شود.

نتیجه‌گیری: با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی از طریق اعمال سیاست‌های اقتصادی مناسب در جهت کاهش شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی، گامی موثر در جهت افزایش سلامت در جامعه بردارند.

کلید واژه‌ها: شاخص بی‌نوایی، نااطمینانی تورمی، امید به زندگی، مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال.

۱- دانشیار گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: Aleemran@iaut.ac.ir
۲- دکتری اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

اقتصاددانان سلامت، معتقدند که ایجاد و حفظ سلامت فرایندی دارد. همانند بنگاهی که برای تولید، نهاده‌هایی مانند مواد اولیه، نیروی کار و سرمایه به کار می‌گیرد، یک فرد نیز برای سلامت از نهاده‌هایی استفاده می‌کند که به صورت نهاده‌های درمانی و غیره می‌باشد. رابطه‌ی بین تولید و نهاده را می‌توان در تابع تولید نشان داد که در واقع بیان‌گر ارتباط ریاضی بین تولید سلامت و میزان نهاده‌هایی است که برای این کار مورد استفاده قرار می‌گیرد:

(نحوه زندگی، مخارج درمانی، وضعیت اقتصادی – اجتماعی، عوامل محیطی) f = سلامت

در رابطه‌ی فوق، سلامت تابعی از متغیرهای عوامل محیطی، وضعیت اقتصادی– اجتماعی، مخارج درمانی و نحوه‌ی زندگی تعریف شده است[۱] که در این پژوهش از میان عوامل موثر بر سلامت، عوامل اقتصادی انتخاب شده و از عوامل اقتصادی تاثیرگذار بر سلامت نیز، متغیرهای شاخص فلاکت (شاخص بی‌نوایی) و نااطمینانی تورمی انتخاب شده‌اند. از طرفی دیگر، از مشخصه‌های سلامت یک جامعه می‌توان به امید به زندگی بالا و نرخ پایین مرگ و میر در اطفال، تغذیه سالم، میزان پیشرفت‌های پزشکی و میزان هزینه‌ای که دولت و خانوار در بخش بهداشت، خدمات کم هزینه، مراقبت‌های پیش از تولد صرف می‌نمایند و غیره نام برد[۲]. بر این اساس از متغیرهای امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال نیز به‌عنوان نماینده برای متغیر سلامت استفاده شده است.

از آنجا که شاخص فلاکت بر اساس دیدگاه اقتصاددانانی مانند بارو و اوکان ترکیبی خطی از دو شاخص مهم اقتصادی یعنی نرخ بیکاری و نرخ تورم است، می‌توان از این شاخص به‌عنوان مقیاسی برای فقدان عمومی رفاه اقتصادی یک کشور استفاده کرد. افزایش نرخ تورم از کانال ایجاد بی‌ثباتی، شکاف طبقاتی، کاهش قدرت خرید، کاهش امنیت اقتصادی و اجتماعی و غیره تاثیر منفی بر هزینه‌های سلامت افراد جامعه و رشد و توسعه‌ی اقتصادی خواهد گذاشت. تورم، علاوه‌بر هزینه‌های متعارف اقتصادی، هزینه‌های غیرمتعارفی هم‌چون کاهش وجهه و اعتبار ملی و تضعیف روحیه‌ی مردم دارد. بیکاری منجر به از دست دادن منافع مالی و غیرمالی حاصل از اشتغال می‌شود. در این میان می‌توان به کاهش درآمد خانواده و تنزل موقعیت اجتماعی و سلامت روانی اشاره کرد که هزینه‌های بسیاری را بر جامعه تحمیل می‌کند. هم‌چنین بیکاری باعث کاهش کیفیت سرمایه‌ی انسانی می‌شود، زیرا با کاهش درآمد، افراد توانایی تامین هزینه‌های بهداشت و سلامت را نخواهند داشت[۳]. بنابراین تورم و بیکاری بالاتر یا به عبارتی افزایش شاخص فلاکت، رفاه و رضایت از زندگی را کاهش می‌دهد و کاهش رفاه منجر به ناتوانی خانوارها در تامین مخارج مصرفی از جمله مخارج بهداشت و سلامت خواهد شد[۴].

عدم اطمینان، شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص نیست یا این‌که اگر این پیشامدها مشخص باشند، احتمال‌های مربوط به وقوع آن‌ها در دسترس نیست. اصلی‌ترین و مهم‌ترین زیان اقتصادی ناشی از تورم، اطمینان نداشتن از مقدار آن در دوره‌های آینده است. نااطمینانی تورمی فضایی است که در آن تصمیم فعالان اقتصادی از جمله خانوارها، بنگاه‌ها یا بخش دولتی در زمینه‌های مختلف با نااطمینانی تورم در آینده همراه است. اقتصاددانان از نااطمینانی تورم به عنوان کانالی نام می‌برند که در اثر آن هزینه‌های حقیقی تورم به اقتصاد منتقل می‌شود. به اعتقاد آنها، افزایش تورم با نااطمینانی تورم همراه می‌شود و در نهایت رشد اقتصادی یک کشور را کاهش می‌دهد. به همین جهت هزینه‌های ناشی از نااطمینانی تورم بر تخصیص درون‌زمانی و بین زمانی منابع اثرگذار خواهد بود. نااطمینانی تورم با ایجاد انحراف در تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی و خانوارها یکی از هزینه‌های مهم تورم قلمداد می‌شود. به‌طور واضح با افزایش نااطمینانی تورم، برآورد هزینه و درآمدهای آتی فعالیت‌ها غیرشفاف شده و این امر می‌تواند اثرات

www.SID.ir

Archive of SID

نامطلوبی بر تخصیص منابع و کارایی فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد[۵]. از این‌رو می‌توان بیان داشت که نااطمینانی تورمی از طریق کاهش رشد اقتصادی باعث کاهش درآمد خانوارها شده و از این‌رو سهمی از درآمد خانوارها که به مخارج بهداشتی و سلامت اختصاص داده می‌شود کاهش یافته و در نتیجه باعث کاهش سلامتی می‌شود. بر این اساس با توجه به اهمیت امید به زندگی و مرگ و میر کودکان به‌عنوان شاخص‌های سلامت جامعه و هم‌چنین اهمیت متغیرهای شاخص بی‌نوایی (به‌عنوان مقیاسی برای فقدان عمومی رفاه اقتصادی یک کشور) و نااطمینانی تورمی، پژوهش حاضر درصدد بررسی تاثیر شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی بر امید به زندگی و مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال در ایران با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)) در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۷ است.

رضایی و همکاران[۳] در پژوهشی با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی و مدل فضایی دوربین به بررسی اثرات سرریز فضایی شاخص فلاکت بر مخارج سلامت در ۷۹ کشور منتخب در حال توسعه و در فاصله‌ی زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه‌ی منفی و معنی‌دار بین شاخص فلاکت و مخارج سلامت بوده است، به‌طوری‌که با یک درصد افزایش میانگین وزنی لگاریتم شاخص فلاکت در کشورهای مجاور، به‌طور متوسط لگاریتم مخارج سلامت کشور هدف به اندازه‌ی ۰/۱۳ درصد کاهش می‌یابد.

منصف و شاه‌محمدی مهرجردی[۶] در مطالعه‌ای با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی تاثیر عوامل کلان اقتصادی بر امید به زندگی ۱۳۶ کشور جهان و در فاصله‌ی زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج مطالعه، نرخ تورم و نرخ بیکاری تاثیر منفی بر امید به زندگی داشته‌اند.

شاه‌آبادی و قربانی گلپرور[۴] در پژوهشی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی تاثیر شاخص فلاکت بر هزینه‌های سلامت در ایران و در فاصله‌ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حکایت از رابطه‌ی منفی و معنی‌دار بین شاخص فلاکت و هزینه‌های سلامت داشته است.

پناهی و آل‌عمران[۷] در مطالعه‌ای با استفاده از روش پنل‌دیتا به بررسی تاثیر تورم، مخارج بهداشتی و شهرنشینی بر امید به زندگی در کشورهای منطقه‌ی خاورمیانه و شمال آفریقا و در فاصله‌ی زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که تورم تاثیر منفی و معنی‌دار بر امید به زندگی دارد.

پناهی و آل‌عمران[۸] در پژوهشی با استفاده از روش علیت تودا و یاماموتو و هم‌چنین روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی رابطه‌ی علیت بین بیکاری و سلامت در ایران و در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۴ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۲ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج پژوهش، رابطه‌ی علیت دوطرفه بین بیکاری و سلامت وجود داشته و هم‌چنین یک درصد افزایش در بیکاری باعث کاهش ۶/۸۴ درصد در مخارج بهداشتی خصوصی و یک درصد افزایش در مخارج بهداشتی خصوصی باعث کاهش ۰/۱۴ درصد در بیکاری می‌شود.

از جمله مطالعات خارجی انجام شده در زمینه‌ی موضوع پژوهش نیز می‌توان به مطالعه‌ی شهباز و همکاران[۹] که حاکی از تاثیر منفی شاخص فلاکت بر امید به زندگی بوده و مطالعات لادیتکا و لادیتکا[۱۰] و سده و اهمنگ[۱۱] که حکایت از تاثیر منفی بیکاری بر امید به زندگی داشته و مطالعه‌ی علی و احمد[۱۲] که نشان از تاثیر منفی تورم بر امید به زندگی داشته و هم‌چنین مطالعه‌ی لی و همکاران[۱۳] که به نتیجه‌ی تاثیر مثبت تورم بر مرگ و میر رسیده و مطالعات نوین و نوین[۱۴] و هالیدی[۱۵] که به نتیجه‌ی تاثیر مثبت بیکاری بر مرگ و میر رسیده‌اند، اشاره نمود.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی- تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش جمع‌آوری داده‌ها نیز از نوع

www.SID.ir

Archive of SID

کتابخانه‌ای و آمار و داده‌های مربوط به متغیرهای به‌کاربرده شده در پژوهش نیز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران و شاخص‌های توسعه‌ی جهان استخراج شده‌اند. هم‌چنین ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم‌افزارهای Eviews و Microfit بوده و قلمرو زمانی پژوهش فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۷ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است. در این پژوهش با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده به بررسی تاثیر شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی بر امید به زندگی و مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال در ایران پرداخته شده و مدل‌های به‌کار رفته در پژوهش نیز مطابق روابط ۱. و ۲. است که در آن‌ها LE: امید به زندگی، IM: مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال، MI: شاخص بی‌نوایی (جمع نرخ تورم و نرخ بیکاری)، IU: نااطمینانی تورمی، U و V: جملات پسماند مدل‌ها می‌باشد. لازم به ذکر است که برای استخراج نااطمینانی تورمی، ابتدا پایایی متغیر تورم مورد آزمون قرار گرفته و سپس با استفاده از روش باکس جنکینز (Box- Jenkins Method)، مدل ARIMA پیش‌بینی کننده رفتار متغیر تورم از فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۷ تخمین زده شده است. سپس وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطه بررسی شده و سپس در حالتی که مدل ARIMA مذکور فاقد خودهمبستگی و دارای ناهمسانی واریانس بوده است، معادله‌ی واریانس شرطی مطابق با رابطه‌ی ۳. با استفاده از روش گارچ (GARCH) برآورد شده و در نهایت به استخراج نااطمینانی تورمی پرداخته شده است.

$$LE = \alpha_1 + \alpha_2\, MI + \alpha_3\, IU + U \quad (1)$$

$$IM = \beta_1 + \beta_2\, MI + \beta_3\, IU + V \quad (2)$$

$$h_t = 4.48E-06 + 0.30\,\varepsilon_{t-1}^2 + 0.62\,h_{t-1} \quad (3)$$
$$(z = 2.22) \quad (z = 2.45) \quad (z = 7.84)$$

انگل (۱۹۸۲)، مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) را ارائه کرد. از این مدل برای تعیین تغییرات نااطمینانی در زمان‌های مختلف استفاده می‌شود که به ما امکان می‌دهد تا واریانس شرطی را طی تغییرات زمانی محاسبه نماییم. h_t به‌طور مشخص به صورت رابطه‌ی ۴ است که به صورت ARCH(q) نشان داده می‌شود.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_1\, \varepsilon_{t-j}^2 \quad (4)$$

بالرسلو (۱۹۸۶)، تعیین واریانس شرطی را با وارد نمودن ارزش‌های وقفه‌دار h_t در سمت راست رابطه‌ی ۴. بسط داد. بالرسلو، h_t را به صورت رابطه‌ی ۵. ارائه کرد که به صورت GARCH(p,q) نشان داده می‌شود.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j}\, \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j}\, h_{t-j} \quad (5)$$

برای مشخص شدن GARCH، معادله‌ی $\sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j}$ می‌بایست کوچک‌تر از یک باشد تا شرط مانایی برقرار شود و علاوه‌بر این، α_{1j} ها و α_{2j} ها باید شرط منفی نبودن را داشته باشند [۱۶].

در روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده، برای تخمین رابطه‌ی بلندمدت، می‌توان از روش دو مرحله‌ای استفاده کرد: در مرحله‌ی اول، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می‌شود. برای این منظور مدل پویای خود توضیح با وقفه‌های گسترده تخمین زده می‌شود. در این مدل اگر مجموع ضرایب برآوردشده‌ی مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. از این‌رو، برای آزمون هم‌گرایی لازم است آزمون فرضیه مطابق روابط ۶. و ۷. انجام گیرد. هم‌چنین کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون هم‌گرایی مطابق رابطه‌ی ۸. محاسبه می‌شود.

$$H_0 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0 \quad (6)$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0 \quad (7)$$

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} Se(\hat{\beta}_i)} \quad (8)$$

www.SID.ir

Archive of SID

با مقایسه‌ی کمیت آماره‌ی t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. در این پژوهش برای آزمون رابطه‌ی بلندمدت، از آزمون آماره‌ی t ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر استفاده شده است. در مرحله‌ی دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد. تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکاییک (Akaike Information Criterion)، شوارتز- بیزین (Schwarz Bayesian Criterion)، حنان کوئین (Hannan- Quinn Criterion) یا ضریب تعیین تعدیل شده (Adjasted-coefficient of determination) تعیین کرد[۱۷].

یافته‌ها

برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller Test) استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H_0 و به عبارتی وجود ریشه‌ی واحد، رد می‌شود. جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر نااطمینانی تورمی، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و متغیر نااطمینانی تورمی پایا در سطح و یا به عبارتی دیگر، I(0) می‌باشد. در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر-های امید به زندگی، مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال و شاخص بی‌نوایی، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد مورد تایید قرار گرفته و متغیرهای امید به زندگی، مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال و شاخص بی‌نوایی، ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای امید به زندگی، مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال و شاخص بی‌نوایی، قدرمطلق آماره دیکی – فولر تعمیم-یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مذکور پایا در تفاضل مرتبه اول و یا به عبارتی دیگر، I(1) می-باشند. (جدول ۱)

هم‌چنین با توجه به این‌که داده‌های مورد استفاده در پژوهش، فصلی می‌باشند، از این‌رو از آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی (HEGY Seasonal Unit Root Test) نیز برای آزمون پایایی متغیرها استفاده شده است. نتایج مربوط به این آزمون که در جدول ۲ آورده شده است، حاکی از وجود ریشه‌ی واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه‌ی واحد غیرفصلی در متغیرهای امید به زندگی، مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال و شاخص بی‌نوایی بوده و هم‌چنین نتیجه‌ی این آزمون برای متغیر نااطمینانی تورمی، حکایت از عدم وجود هرگونه ریشه‌ی واحد متناوب و غیر متناوب در این متغیر داشته است. (جدول ۲)

نخستین گام در روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، تخمین الگوی کوتاه‌مدت پویا و بررسی وجود رابطه بلندمدت است. نتایج تخمین الگوهای کوتاه‌مدت در جدول ۳ آورده شده است. (جدول ۳) مقدار حداکثر وقفه در این الگو، مقدار ۳ انتخاب شده است و انتخاب مدل بهینه بر اساس معیار شوارتز بیزین صورت گرفته است. بر اساس آزمون‌های تشخیص که در جدول ۴ ارایه شده است، در هردو رابطه کوتاه‌مدت، خودهمبستگی‌های سریالی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد و فرم تبعی مناسب بوده و توزیع نرمال است. (جدول ۴)

برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای به کار رفته در روابط ۱ و ۲ از روش آزمون بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) استفاده می‌شود. در این آزمون شرط

www.SID.ir

Archive of SID

آن‌که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته با وقفه، کمتر از یک باشد. به عبارت دیگر فرضیه صفر بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت است. برای انجام این آزمون باید بر اساس آماره t معرفی شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در رابطه ۸. عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیارهای ضرایب مذکور تقسیم شود. با استفاده از این رابطه، آماره‌ی t محاسبه شده برای الگوهای کوتاه‌مدت پویای موجود در جدول ۳ به ترتیب معادل ۱۲/۷۶- و ۱۲/۴۱- بوده که قدرمطلق آنها از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، در هر دو رابطه‌ی ۱ و ۲ رد شده و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل مورد تایید قرار می‌گیرد.

پس از تایید وجود رابطه بلندمدت در هردو مدل توسط آزمون بنرجی، دولادو و مستر، می‌توان رابطه بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل را استخراج کرد. روابط ۹ و ۱۰ به ترتیب رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای به‌کاررفته در روابط ۱ و ۲ را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند. به‌طوری‌که در بلندمدت، شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی تاثیر منفی بر امید به زندگی و تاثیر مثبت بر مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال داشته‌اند. وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد[۱۷]. نتایج مربوط به متغیر ECM(-1) در برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به روابط ۹. و ۱۰. در جدول ۵ آورده شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود ضریب جمله تصحیح خطا ((ECM(-1)) که نشان‌دهنده‌ی سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل است، در هردو رابطه معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و به ترتیب برابر رقم ۰/۲۳- و ۰/۲۰- به دست آمده است. این اعداد بیانگر این مطلب هستند که در رابطه‌ی ۱. در هر دوره (هر فصل) حدود ۰/۲۳ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود و در رابطه‌ی ۲. در هر دوره (هر فصل) حدود ۰/۲۰ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. (جدول ۵)

$$LE = 75.14 - 0.07\,MI - 21.30\,IU \quad (9)$$
$$(t = -8.18)\ (t = -17.23)$$

$$IM = 17.20 + 0.20\,MI + 43.01\,IU \quad (10)$$
$$(t = 5.23)\ \ (t = 9.58)$$

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی بر امید به زندگی و مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال در ایران، در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۷ است. در بخش یافته‌های پژوهش، بر اساس کاربرد روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده، در کوتاه‌مدت، شاخص بی‌نوایی در دوره‌ی جاری و وقفه‌های اول و دوم تاثیر منفی و معنی‌دار بر امید به زندگی داشته و متغیر نااطمینانی تورمی در دوره‌ی جاری و وقفه‌های اول، دوم و سوم تاثیر منفی بر امید به زندگی داشته است، به‌طوری‌که این تاثیر به‌جز وقفه‌ی اول، در دوره جاری و بقیه‌ی وقفه‌ها معنی‌دار بوده است. هم‌چنین در کوتاه‌مدت، شاخص بی‌نوایی در دوره‌ی جاری و وقفه‌های اول و دوم تاثیر مثبت بر مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال داشته، طوری‌که این تاثیر به‌جز وقفه دوم، در دوره‌ی جاری و وقفه‌ی اول معنی‌دار بوده و متغیر نااطمینانی تورمی در دوره‌ی جاری و وقفه‌های اول، دوم و سوم تاثیر مثبت بر مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال داشته است، به‌طوری‌که این تاثیر به‌جز وقفه سوم، در دوره جاری و بقیه وقفه‌ها بی‌معنی بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

هم‌چنین نتایج حاکی از آن بود که در بلندمدت، شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی تاثیر منفی و معنی‌دار بر امید به زندگی و تاثیر مثبت و معنی‌دار بر مرگ و میر کودکان زیر پنج‌سال دارند. در رابطه با تاثیر منفی شاخص بی‌نوایی بر امید به زندگی و تاثیر مثبت آن بر مرگ و میر کودکان می‌توان بیان داشت که تورم و بیکاری بالاتر یا به عبارتی افزایش شاخص بی‌نوایی باعث کاهش رفاه و رضایت از زندگی شده و کاهش رفاه نیز منجربه ناتوانی خانوارها در تامین مخارج مصرفی از جمله مخارج بهداشت و سلامت می‌شود. در نتیجه باعث کاهش امید به زندگی و افزایش مرگ و میر کودکان می‌شود که این نتیجه با مطالعات رضایی و همکاران[۳]، شاه آبادی و قربانی گلپرور[۴]، منصف و شاه‌محمدی مهرجردی[۶]، پناهی و آل‌عمران[۷]، پناهی و آل‌عمران[۸]، شهباز و همکاران[۹]، لادیتکا و لادیتکا[۱۰]، سده و اهمنگ[۱۱]، علی و احمد[۱۲]، لی و همکاران[۱۳]، نوین و نوین[۱۴] و هالیدی[۱۵] نیز هم‌خوانی دارد. در رابطه با تاثیر منفی نااطمینانی تورمی بر امید به زندگی و تاثیر مثبت آن بر مرگ و میر کودکان نیز می‌توان گفت که افزایش نااطمینانی تورمی باعث کاهش رشد اقتصادی شده و از طرفی با کاهش رشد اقتصادی، درآمد خانوارها کاهش یافته و از این‌رو سهمی از درآمد خانوارها که به مخارج بهداشتی و سلامت اختصاص داده می‌شود کاهش می‌یابد. در نتیجه پیامد آن کاهش سلامتی و به دنبال آن کاهش امید به زندگی و افزایش مرگ و میر کودکان خواهد بود. هم‌چنین ضریب جمله‌ی تصحیح خطا در روابط ۹ و ۱۰ بیان‌گر آن بود که به ترتیب حدود ۴ و ۵ فصل طول خواهد کشید تا عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل شود. بر این اساس با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی از طریق اعمال سیاست‌های اقتصادی مناسب در جهت کاهش شاخص بی‌نوایی و نااطمینانی تورمی، گامی موثر در جهت افزایش سلامت در جامعه بردارند.

تشکر و قدردانی

نویسندگان مقاله از کلیه‌ی همکاران در مراکز آمار و اطلاعات که با ارائه اطلاعات مفید و دقیق، محققان را در انجام پژوهش و تدوین نهایی آن مساعدت نمودند، تشکر و قدردانی می‌نمایند.

جدول ۱ - بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه‌ی اول	
LE	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۵۶	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۹/۱۰
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶
IM	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۰/۲۵	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۳۷
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴
MI	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۳۰	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۶۳
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴
IU	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱۱/۹۰	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲ - آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی

نام متغیر	فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی محاسباتی	سطح احتمال
LE	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۱/۳۹۲	۰/۸۶۹
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۳۳۰	۰/۰۰۵
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۴۶/۸۱۵	۰/۰۰۰
IM	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۰/۳۵۶	۰/۹۳۰
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۲۷۴	۰/۰۰۵
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۴۶/۶۵۱	۰/۰۰۰
MI	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۱/۹۵۰	۰/۶۳۲
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۶/۱۶۵	۰/۰۰۵
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۲۷/۴۶۰	۰/۰۰۰
IU	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۴/۰۴۳	۰/۰۱۷
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۴۱۲	۰/۰۰۵
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۲۵/۶۴۳	۰/۰۰۰

جدول ۳ - نتایج حاصل از برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت

برآورد الگوی پویای کوتاه مدت ARDL (1, 2, 3) (متغیر وابسته: LE)				
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	prob
LE(-1)	۰/۷۶۵۳۱	۰/۰۱۸۳۸۰	۴۱/۶۳۸۵	۰/۰۰۰
MI	-۰/۰۵۵۶۸۶	۰/۰۰۳۷۰۴۲	-۱۵/۰۳۳۳	۰/۰۰۰
MI(-1)	-۰/۰۲۷۴۹۲	۰/۰۰۶۲۱۵۴	-۴/۴۲۳۳	۰/۰۰۱
MI(-2)	-۰/۰۰۹۴۷۷۲	۰/۰۰۳۸۱۳۸	-۲/۴۸۵۰	۰/۰۳۲
IU	-۱/۷۷۵۸	۰/۷۰۶۰۱	-۲/۵۱۵۳	۰/۰۳۱
IU(-1)	-۰/۰۵۲۹۵۷	۰/۴۹۷۱۱	-۰/۱۰۶۵۳	۰/۹۱۷
IU(-2)	-۰/۹۳۲۰۸	۰/۴۲۸۴۵	-۲/۱۷۵۵	۰/۰۵۵
IU(-3)	-۲/۲۳۸۲	۰/۳۳۵۷۱	-۶/۶۶۷۱	۰/۰۰۰
C	۱۷/۶۳۵۰	۱/۳۵۷۹	۱۲/۹۸۶۸	۰/۰۰۰
برآورد الگوی پویای کوتاه مدت ARDL (1, 2, 3) (متغیر وابسته: IM)				
IM(-1)	۰/۷۹۶۸۳	۰/۰۱۶۳۶۹	۴۸/۶۷۸۶	۰/۰۰۰
MI	۰/۱۸۱۲۷	۰/۰۱۶۲۸۶	۱۱/۱۳۰۴	۰/۰۰۰
MI(-1)	۰/۱۱۴۱۲	۰/۰۲۴۰۳۰	۴/۷۴۹۲	۰/۰۰۱
MI(-2)	۰/۰۲۵۷۱۲	۰/۰۱۶۹۵۱	۱/۵۱۶۹	۰/۱۵۸
IU	۱/۶۷۴۱	۲/۲۲۰۴	۰/۷۵۳۹۷	۰/۴۶۷
IU(-1)	۱/۵۸۰۵	۲/۱۲۵۶	۰/۷۴۳۵۷	۰/۴۷۳
IU(-2)	۲/۷۲۴۱	۱/۸۵۲۷	۱/۴۷۰۴	۰/۱۶۹
IU(-3)	۶/۱۰۸۳	۱/۱۵۷۱	۵/۲۷۸۸	۰/۰۰۰
C	۳/۴۹۶۰	۰/۳۵۶۲۷	۹/۸۱۲۷	۰/۰۰۰

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ٤. نتایج آزمون‌های تشخیص

سطح احتمال	نوع آزمون	فرضیه‌ی صفر	متغیر وابسته
۰/۲۴۴	F	عدم وجود خودهمبستگی سریالی	LE
۰/۲۱۳	F	وجود فرم تبعی مناسب	
۰/۴۴۲	LM	وجود توزیع نرمال	
۰/۸۴۱	F	همسانی واریانس	
سطح احتمال	**نوع آزمون**	**فرضیه‌ی صفر**	**متغیر وابسته**
۰/۲۶۹	F	عدم وجود خودهمبستگی سریالی	IM
۰/۳۹۰	F	وجود فرم تبعی مناسب	
۰/۹۶۹	LM	وجود توزیع نرمال	
۰/۲۲۷	F	همسانی واریانس	

جدول ۵ - الگوی تصحیح خطای برداری

الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به رابطه‌ی ۹.			
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
dLE	-	-	-
ECM(-1)	-۰/۲۳۴۶۹	۰/۰۱۸۳۸۰	-۱۲/۷۶۸۷
الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به رابطه‌ی ۱۰.			
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
dIM	-	-	-
ECM(-1)	-۰/۲۰۳۱۷	۰/۰۱۶۳۶۹	-۱۲/۴۱۱۸

www.SID.ir

Archive of SID

Reference:

1- Makian S.N, Taherpour E, Zangiabadi P. Health Expenditure and Life Expectancy in Islamic Countries. Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 2016; 4(13): 25-40. [In Persian]

2- Rabiei M, Heydari S, Shariat Bahadori M, Kani S. Impact of Health Indicators on Economic Growth: A Case Study of Developed and Developing Countries. Economic Journal, 2013; 13(7,8): 73-88. [In Persian]

3- Rezaei H, Alizadeh M, Nademi Y. Examining the Spatial Spillover Effects of Misery Index on Health Care Expenditure in Selected Developing Countries. Journal of Healthcare Management, 2017; 8(1): 57-68. [In Persian]

4- Shahabadi A, Ghorbani Golparvar M. Impact of Misery Index on Health Spending in Iran. Quarterly Journal of Economical Modeling, 2016; 10(1): 133-157. [In Persian]

5- Jannati A, Gholamyari A. The Impact of Infaltion Uncertainty on Iran Economic Growth (Markov Switching Model). Economic Development Research, 2013; 3(11): 93-110. [In Persian]

6- Monsef A, Shahmohammadi Mehrjardi A. Economic Factors and Life Expectancy in 136 Countries During 2002 to 2010. Journal of the Iranian Institute for Health Sciences Research, 2017; 16(5): 567-574. [In Persian]

7- Panahi H, Aleemran S.A. The Effect of Inflation, Health Expenditure and Urbanization on Life Expectancy in the Middle East and North Africa Countries (MENA). Journal of the Iranian Institute for Health Sciences Research, 2016; 15(4): 346-351. [In Persian]

8- Panahi H, Aleemran S.A. Study of the Causality between Unemployment and Health. Iran Occupational Health Journal, 2016; 13(3): 81-89. [In Persian]

9- Shahbaz M, Loganathan N, Mujahid N, Ali A, Nawaz A. Determinants of Life Expectancy and its Prospects Under the Role of Economic Misery: A Case of Pakistan. MPRA Paper, 2015; No: 67167.

10- Laditka J.N, Laditka S.B. Unemployment, Disability and Life Expectancy in the United States: A Life Course Study. Disability and Health Journal, 2016; 9(1): 46-53.

11- Sede P, Ohemeng W. Socio-Economic Determinants of Life Expectancy in Nigeria (1980-2011). Health Economics Review, 2015; 5(2): 1-11.

12- Ali A, Ahmad KH. The Impact of Socio-Economic Factors on Life Expectancy in Sultanate of Oman: An Empirical Analysis. Middle East Journal of Scientific Research, 2014; 22(2): 218-224.

13- Lee HH, Lee SA, Lim JY, Park CY. Effects of Food Price Inflation on Infant and Child Mortality in Developing Countries. The European Journal of Health Economics, 2016; 17(5): 535-551.

14- Nguyen H, Nguyen H. Unemployment and Mortality: Evidence from the Great Recession. Policy Research Working Paper; 2016: 7603.

15- Halliday T.J. Unemployment and Mortality: Evidence from the PSID. Social Science & Medicine, 2014; 113: 15-22.

16- Dahmardeh N, Safdari M, Pourshahabi F. Modeling of Iran Economy Inflation Uncertainty. Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 2009; 17(50): 77-92. [In Persian]

17- Noferesti M. Unit Root and Co-integration in Econometrics. 2st Edition, Rasa Cultural Services Institute: Tehran; 2008. [In Persian]

www.SID.ir