● وصول مقاله: ۹۴/۸/۱۹
● اصلاح نهایی: ۹۵/۳/۱۴
● پذیرش نهایی: ۹۵/۳/۱۵

جهانی‌شدن؛ فرصت یا تهدیدی برای سلامت؟ (مورد کاوی ایران)

ابوالقاسم گل‌خندان[۱]/ مهدی رستمی[۲]

چکیده

مقدمه: بخش سلامت به‌رغم عمومی بودن و طبیعت غیرتجاری‌اش، به میزان قابل توجهی تحت تأثیر جهانی‌شدن قرار گرفته است. جهانی‌شدن به‌واسطه‌ی برداشته‌شدن مرزهای گمرکی، ایجاد بازارهای مشترک، رشد و توزیع درآمد و ...، می‌تواند به طور مستقیم بر سلامت تأثیرگذار باشد؛ علاوه بر آن، جهانی‌شدن به‌واسطه عواملی هم‌چون تأثیر بر روی فرهنگ و آداب و رسوم، بر عرصه‌ی سلامت تأثیرگذار است. لذا، هدف این مطالعه بررسی اثر جهانی‌شدن بر روی سلامت در ایران می‌باشد.

روش پژوهش: این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۰ – ۱۳۵۸ به بررسی رابطه‌ی پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین شاخص‌های سلامت، شاخص‌های جهانی‌شدن، درآمد سرانه و سرانه‌ی پزشک پرداخته است. به این منظور از آزمون هم‌گرایی کرانه‌ها و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. هم‌چنین، تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزارهای Eviews و Microfit انجام شده است.

یافته‌ها: بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از مدل ARDL، جهانی‌شدن کل، جهانی‌شدن اقتصادی، جهانی‌شدن اجتماعی، درآمد سرانه و سرانه‌ی پزشک، شاخص‌های سلامت را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بهبود می‌بخشند، در حالی‌که تأثیر جهانی‌شدن سیاسی بر شاخص‌های سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌معناست. یک درصد افزایش در شاخص جهانی‌شدن کل، امید به زندگی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۰۳ و ۰/۱۴ درصد افزایش و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال را در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۲۹ درصد کاهش می‌دهد.

نتیجه‌گیری: نتایج تحقیق حاکی از آن است که جهانی شدن اقتصادی به طور قابل توجه‌ای نسبت به سایر جنبه‌های جهانی‌شدن، شاخص‌های سلامت را بهبود می‌بخشد؛ لذا، حرکت به سمت اقتصاد باز می‌تواند بر ارتقای سلامت افراد جامعه مؤثر باشد.

کلید واژه‌ها: سلامت، جهانی‌شدن، آزمون کرانه‌ها، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، ایران.

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: golkhandana@gmail.com
۲- دانشجوی کارشناسی علوم آزمایشگاهی، دانشکده پیراپزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اراک، اراک، ایران

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

جهانی شدن، فرآیندی است که در نتیجه آن، اقتصادها و جوامع مختلف به هم نزدیک‌تر می‌شوند. به‌عبارت دیگر، جهانی‌شدن، رشد وابستگی متقابل اقتصادی کشورها در سراسر جهان از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالاها، خدمات و جریان سرمایه در ماورای مرزها و هم‌چنین از طریق پخش گسترده‌تر و وسیع‌تر فناوری است. این موضوع باعث شده که تحقیقات بسیاری در مورد این پدیده و نتایج آن که در دو دهه‌ی گذشته به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم روی طیف وسیعی از بخش‌های گوناگون تأثیر گذاشته، صورت گیرد[۱]. پیشرفت‌های فناوری و فشارهای اقتصادی، سیاسی و ملی، باعث ایجاد موقعیت‌ها و سازمان‌های جدید تجاری در فرآیند جهانی‌شدن شده است. در این راستا، بخش سلامت به‌رغم عمومی‌بودن و طبیعت غیرتجاری‌اش، به میزان قابل توجهی تحت تأثیر جهانی شدن قرار گرفته است. جهانی‌شدن به واسطه‌ی برداشته شدن مرزهای گمرکی، ایجاد بازارهای مشترک، رشد و توزیع درآمد و ...، می‌تواند به طور مستقیم بر سلامت تأثیرگذار باشد؛ علاوه بر آن، جهانی شدن بواسطه عواملی هم‌چون تأثیر بر روی فرهنگ و آداب و رسوم، بر عرصه‌ی سلامت تأثیرگذار است[۲].

دیدگاه‌های متفاوتی در زمینه آثار جهانی‌شدن بر سلامت جامعه وجود دارد. برخی به این پدیده به عنوان یک گام نهایی در تخریب سیستم‌های سلامت ملی می‌نگرند، در حالی‌که گروهی دیگر به آن به عنوان ابزاری برای توسعه و گسترش دامنه و کیفیت خدمات سلامت به جامعه‌ی تحت پوشش، می‌پردازند. به هر روی، جهانی‌شدن و آزادسازی تجارت در بخش سلامت (مانند سایر بخش‌های جامعه) در حال روی‌دادن است و همین موضوع پتانسیل ایجاد چالش‌ها و فرصت‌های جدیدی برای کشورها فراهم آورده است. پیوستن به این جریان، بایستی با ارزیابی‌های دقیق و کارشناسانه و با مطالعه‌ی تجربیات سایر کشورها و تحلیل موقعیت آنها و به صورت گام به گام در بخش سلامت، صورت پذیرد. از اینرو، در این مقاله به منظور آشنایی بیشتر با تأثیرات جهانی شدن بخش سلامت در جهت سیاست‌گذاری مناسب‌تر با آگاهی از فرصت‌های جهانی و الگوهای موجود، به بررسی موضوع مزبور در ایران پرداخته شده است. اهمیت این موضوع با آگاهی از این‌که ایران در آستانه الحاق به سازمان تجارت جهانی (WTO) است، دو چندان می‌شود.

به‌رغم این‌که مطالعات بسیاری به بررسی اثرات جهانی شدن بر رشد اقتصادی، مالیات، هزینه‌های دولت، نابرابری در کشورها و حتی محیط زیست صورت گرفته، اما تاکنون در مورد تأثیرات جهانی شدن بر سلامت جامعه، پژوهش یا تحقیق چندان زیادی صورت نگرفته است. به‌طور کلی می‌توان آثار جهانی شدن بر روی سلامتی را از دو زاویه مثبت و منفی تشریح کرد. از زاویه مثبت، جهانی شدن از راه‌های مختلف مانند: افزایش جابجایی متخصصان حوزه‌ی سلامت، افزایش جابجایی بیماران به‌عنوان مصرف‌کنندگان سلامت، استفاده از فناوری‌های جدید در ارائه‌ی خدمات بهداشتی و درمانی، افزایش دسترسی به داروها و تجهیزات پزشکی و ...، منجر به ارتقای سطح سلامت افراد جامعه می‌شود[۳]. در نقطه مقابل و از زاویه منفی، جهانی‌شدن می‌تواند از راه‌های مختلف مانند: گسترش سریع‌تر و وسیع‌تر بیماری‌های عفونی و مسری مانند ویروس‌های HIV و آنفولانزای مرغی، تغییر رژیم غذایی، ایجاد اضطراب، آلودگی‌های زیست محیطی و نابرابری درآمد، سلامت افراد جامعه را تهدید کند[۱]. علاوه بر آن، در خلال جهانی شدن با رفع موانع گمرکی، حذف تعرفه‌های واردات و حذف مالیات بر صادرات، درآمد کشورها از محل عوارض و تعرفه‌ها کاهش خواهد یافت. این امر ممکن است به کاهش سهم هزینه سلامت عمومی از تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه منجر شود. هم‌چنین، با جهانی‌شدن، در کشورهای در حال توسعه، همراه با گسترش و شکوفایی اقتصاد، مشارکت زنان در نیروی کار افزایش خواهد یافت. اگر این مشارکت با توسعه کافی مراکز و مؤسسات مراقبت از کودکان همراه نباشد، ممکن است علی‌رغم افزایش

Archive of SID
www.SID.ir

درآمد خانواده، به افزایش صدمات و سوءتغذیه در بین کودکان بیانجامد[۲].

برای درک بهتر تمامی تأثیرات جهانی‌شدن بر سلامت، سازمان بهداشت جهانی[۴]، چارچوب مفهومی را ارائه کرده است. (شکل ۱)

این چارچوب مفهومی، به‌طور اجمالی، پیوندهای بین جهانی شدن و سلامت را نشان می‌دهد که در ادامه به اختصار به ارزیابی آن پرداخته شده است. در این چارچوب، جهانی‌شدن به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم بر نظام مراقبت سلامت تأثیر می‌گذارد. در شکل مستقیم آن، اثرگذاری از طریق سیاست‌هایی است که به طور مستقیم بر تصمیمات بخش سلامت وارد می‌شوند، مانند موافقت‌نامه‌های عمومی درباره تجارت در زمینه خدمات سازمان تجارت جهانی (GATS). علاوه بر این، همان‌طور که در شکل ۱ پیداست، بازارهای جهانی به‌طور غیرمستقیم نیز بر نظام مراقبت سلامت تأثیر می‌گذارند، مانند اثر موافقت‌نامه ابعاد مرتبط با تجارت حقوق مالکیت معنوی سازمان تجارت جهانی بر روی قیمت محصولات دارویی (TRIPs).

جهانی شدن بر روی سایر عوامل مرتبط با سلامت نیز تأثیرگذار است؛ چنان‌که در سطح جمعیت، از طریق انتقال فرامرزی بیماری‌های عفونی و فروش محصولات (نظیر دخانیات) مؤثر است. تأثیراتی که جهانی‌شدن در بعد اقتصاد ملی بر جای می‌گذارد، به‌طور غیرمستقیم با تأثیر بر روی نظام مراقبت، نظام سلامت را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد (نظیر تأثیر آزادسازی تجارت و جریان‌های مالی بر تأمین منابع برای هزینه‌های عمومی سلامت). هم‌چنین تغییر در اقتصاد ملی به‌واسطه تأثیر بر اقتصاد خانوار (به‌خصوص تأثیر آن بر تغذیه و اوضاع زندگی ناشی از تغییر درآمد خانوار) بر روی سلامت نیز اثر دارد. بر طبق نظر سازمان بهداشت جهانی، این چارچوب مفهومی می‌تواند مبنایی برای تدوین سیاست‌های سلامت و ارائه راه‌کارهایی در سیاست‌گذاری اقتصاد ملی و مذاکرات بین‌المللی باشد.

با توجه به مباحث فوق می‌توان گفت که ارتباط بین جهانی‌شدن و سلامت، مسأله‌ای پیچیده و چند بعدی است که در خصوص آن پاسخی آشکار و قاطع، قابل ارائه نیست و هرگونه نتیجه‌گیری باید نسبی و با احتیاط کامل تلقی شود. در ادامه خلاصه‌ای از اهم مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق یا نزدیک به آن، آمده است:

اون و وو[۵] در یک تحلیل بین‌کشوری با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل برای ۲۱۹ کشور جهان طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵ – ۱۹۶۰ نشان داده‌اند که گسترش جهانی شدن اقتصادی (که با استفاده از شاخص نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است) نرخ مرگ و میر را کاهش و امید به زندگی را افزایش می‌دهد. در مقابل، باسمن[۶] به شواهدی مبنی‌بر این‌که بازبودن تجاری منجر به افزایش امید به زندگی در زنان می‌شود، دست نیافت. برگ و نیلسون[۱] در مطالعه‌ای که به‌روش پانل بین‌کشوری انجام داده‌اند، رابطه‌ی بین جهانی‌شدن و امید به زندگی را در ۹۲ کشور جهان طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵ – ۱۹۷۵ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از این بررسی نشان داده است که بر خلاف شاخص‌های جهانی شدن سیاسی و اجتماعی، یک رابطه قوی (و مثبت) بین شاخص جهانی شدن اقتصادی و امید به زندگی در کشورهای مورد مطالعه وجود دارد. استروپ[۷] با استفاده از داده‌های پانل نشان داده است که شاخص آزادی اقتصادی، رابطه‌ی مثبتی با امید به زندگی و سایر برون‌داده‌های رفاه دارد. اواسکا و تاکاشیما[۸] اثرات آزادی اقتصادی و تجارت را بر سطح شادی و رضایت از زندگی بررسی کرده‌اند و به این منظور از تحلیل مقطعی ۶۸ کشور دنیا در سال ۱۹۹۰ استفاده نموده‌اند. نتایج حاصل از بررسی آنها نشان داده که در بسیاری از موارد، آزادی اقتصادی دارای اثر مثبت و معناداری بر امید به زندگی است. تی‌سای[۳] با استفاده از داده‌های ۱۱۲ کشور دنیا در سال‌های ۱۹۸۰، ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰، نشان داده است که یک رابطه مثبت بین شاخص جهانی‌شدن KOF و شاخص توسعه انسانی (که یکی از مؤلفه‌های آن امید به زندگی است) وجود دارد. اما شدت این اثرگذاری مثبت در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از کشورهای در حال

Archive of SID
www.SID.ir

توسعه است. فطرس و همکاران[۹] با استفاده از داده‌های پانل ۷ کشور منتخب (شامل ایران) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰ – ۲۰۰۰ نشان داده‌اند که آزادی اقتصادی بیشتر می‌تواند امید به زندگی را در کشورهای منتخب افزایش دهد.

با وجود تمامی این اطلاعات و بحث‌های نظری موجود، جای تحقیق و بررسی پیرامون اثر جهانی‌شدن بر سلامت افراد جامعه در کشور ایران، هم‌چنان خالی است. در این مقاله، سعی شده با استفاده از آمار و اطلاعات موجود در زمینه‌ی پدیده‌ی جهانی‌شدن و سلامت، و با تفکیک جهانی‌شدن به زیر بخش‌های آن یعنی، جهانی‌شدن اقتصادی، اجتماعی و سیاسی به یک بررسی دقیق در حوزه مزبور برای کشور ایران پرداخته شود.

روش پژوهش

مدل تجربی یه‌کار گرفته شده در این مقاله به‌صورت زیر است: (۱)

$$Ln(Health)_{it} = \alpha_m + \beta_j Ln(Globalization)_{jt} + [\gamma]_{kx1}[Ln(Control)]_{1xk} + Dum_{59-67} + \varepsilon_t$$

که در رابطه فوق:

Ln لگاریتم طبیعی (دلیل اصلی لگاریتم گرفتن از متغیرها آنست که ضرایب تخمینی مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کنند، به این معنا که مقدار این ضرایب نشان‌دهنده میزان تغییر در متغیر وابسته به‌ازای یک درصد تغییر در متغیر مستقل با فرض ثبات سایر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه‌گیری می‌باشند)، Health شاخص اندازه‌گیری سلامت، i تعداد شاخص‌های اندازه‌گیری سلامت، t دوره‌ی زمانی، α عرض از مبدأ، m تعداد معادلات تخمینی، شاخص اندازه‌گیری جهانی‌شدن، j: تعداد شاخص‌های اندازه‌گیری جهانی‌شدن، Control متغیرهای کنترل مؤثر بر سلامت، k تعداد متغیرهای کنترل، Dum_{59-67} متغیر مجازی جنگ که طی سال‌های ۱۳۶۷ – ۱۳۵۹ مقدار یک و در بقیه سال‌ها مقدار صفر را به خود می‌گیرد و ε جمله اخلال است.

در این مقاله به منظور اندازه‌گیری سلامت افراد جامعه، از دو شاخص امید به زندگی در بدو تولد (LE) و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال (به ازای هر ۱۰۰۰ نفر) (MR-5) استفاده شده است. این متغیرها به‌صورت گسترده در مطالعات مختلف به‌عنوان شاخص‌هایی که سلامت افراد جامعه را نشان می‌دهند، مورد استفاده قرار گرفته‌اند. منبع داده‌های این متغیرها مرکز آمار ایران است.

شاخص‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری جهانی‌شدن وجود دارد که در مطالعات تجربی گذشته مورد استفاده قرار گرفته‌اند. اما در این مطالعه از شاخص کامل و ترکیبی جهانی‌شدن KOF استفاده شده است. واژه KOF کلمه آلمانی به معنای مؤسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار، عنوان یک مؤسسه اقتصادی در سوئیس است که در قسمت فدرال تکنولوژی دانشگاه ETH در گروه‌های مدیریت، فناوری و اقتصاد فعالیت می‌کند. شاخص جهانی شدن KOF سالانه از سوی این مؤسسه منتشر می‌شود و همراه با آن زیرشاخص‌های جهانی‌شدن اقتصادی، جهانی‌شدن اجتماعی و جهانی‌شدن سیاسی نیز ارائه می‌شود. شاخص جهانی‌شدن در سال ۲۰۰۲ توسط این مؤسسه ساخته شده است و در هر و همکاران[۱۰] آن را بسط داده‌اند[۱۱]. از دیدگاه این مؤسسه اقتصادی، جهانی‌شدن دارای سه جنبه بسیار مهم است: جهانی‌شدن اقتصادی (با وزن ۳۶ درصد)، جهانی شدن اجتماعی (با وزن ۳۷ درصد) و جهانی شدن سیاسی (با وزن ۲۶ درصد). شاخص‌ها و زیرشاخص‌های جهانی شدن KOF، به همراه اجزای تشکیل‌دهنده آن در جدول ۱ ارائه شده است. (جدول ۱)

در این مقاله به منظور بررسی دقیق‌تر موضوع، علاوه بر شاخص کلی جهانی‌شدن KOF، از هر سه جنبه: اقتصادی (KOFE)، اجتماعی (KOFS) و سیاسی (KOFP) این شاخص نیز استفاده شده است؛ بنابراین در مجموع چهار شاخص برای اندازه‌گیری جهانی شدن مورد استفاده قرار گرفته است. این شاخص‌ها، عددی بین صفر تا صد اختیار می‌کنند که هرچه این عدد بالاتر

Archive of SID
www.SID.ir

باشد، بیان‌گر جهانی‌شدن بیش‌تر است. منبع داده‌های این شاخص‌ها، مؤسسه اقتصادی KOF است.

سلامتی مفهومی چندبعدی است که در دنیای واقع تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از تعیین‌کننده‌های محیطی، اجتماعی، زیستی و اقتصادی است که هر یک سهمی در توضیح تغییرات آن دارد. لذا شاخص‌های جهانی‌شدن به تنهایی نمی‌توانند تغییرات شاخص‌های سلامت را توضیح دهند. لذا به منظور افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل و هم‌چنین جلوگیری از تورش تصریح مدل و با توجه به اصل قلت پارامترهای توضیحی و محدودیت‌های آماری از بین شاخص‌های مختلف، متغیرهای سرانه‌ی پزشک به‌ازای هر ۱۰ هزار نفر در کشور (P) (به‌عنوان شاخص سنجش وضع نسبی بهداشت در جامعه) و تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPpc) (به‌عنوان شاخص سنجش درآمد نسبی) به‌صورت متغیرهای کنترل و دیگر مدل‌های توضیحی به مدل اضافه شده است. هم‌چنین، در رابطه‌ی (۱)، متغیر مجازی سال‌های جنگ تحمیلی ایران و عراق نیز در نظر گرفته شده است. این متغیر نشان‌دهنده‌ی تأثیر شرایط اجتماعی جنگ بر وضعیت سلامت در ایران است. با توجه به امکان دسترسی به داده‌های آماری، در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی سالانه‌ی ۱۳۹۰ – ۱۳۵۸ استفاده شده است. با توجه به این‌که در این مطالعه از ۴ شاخص برای اندازه‌گیری جهانی شدن و ۲ شاخص برای اندازه‌گیری وضعیت سلامت استفاده شده است، در مجموع ۸ معادله تخمینی خواهیم داشت.

رویکرد مورد استفاده در این مقاله به‌منظور تخمین مدل، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) معرفی شده توسط پسران و همکاران[۱۲]، است. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این‌که می‌توان این آزمون را، صرف نظر از این که متغیرهای مدل کاملاً I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، به‌کار برد. دوم این‌که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند[۱۳]. سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به‌کار برد[۱۴] و در نهایت این‌که استفاده از این روش حتی زمانی‌که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد[۱۵]. به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران، نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر هستیم: (۲)

$$\begin{aligned}\Delta Ln(Health)_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta Ln(Health)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} d_i \Delta Ln(Globalization)_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^{q_2} e_i \Delta Ln(GDP_{pc})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} f_i \Delta Ln(P)_{t-i} + \delta_1 Ln(Health)_{t-1} \\ &+ \delta_2 Ln(Globalization)_{t-1} + \delta_3 Ln(GDP_{pc})_{t-1} + \delta_4 Ln(P)_{t-1} \\ &+ \theta DUM_{59-67} + \mu_t\end{aligned}$$

که در آن δ_1، δ_2، δ_3 و δ_4 ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اخلال و p، q_1، q_2 و q_3 تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند: آکائیک (AIC)، شوارتز – بیزین (SBC)، حنان – کوئین (HQC) یا R^2 تعیین می‌شود. مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. فرآیند آزمون کرانه‌ها برای عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به‌دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی‌بر عدم وجود همگرایی به‌صورت زیر تعریف می شوند:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و حد پایینی برای سری‌های I(0). چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم هم‌گرایی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی‌که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر این که، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم[۱۲]. وقتی‌که وجود روابط تعادلی بلندمدت اثبات شد، در مرحله دوم، ضرایب

Archive of SID
www.SID.ir

بلندمدت و الگوی تصحیح خطا ECM متناظر با آن، به‌کمک روش ARDL برآورد می‌شود[۱۴].
یک مدل ARDL تعمیم‌یافته را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد: (۳)

$$\varphi(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{k} \beta_j(L,q_j)x_{jt} + U_t \qquad i = 1,2,\ldots,k$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به‌صورت $L^p = y_{t-p}$ تعریف می‌شود. این معادله با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود که در آن d حداکثر وقفه تعیین‌شده از سوی پژوهش‌گر و k تعداد متغیرهای توضیحی به‌کار رفته شده در مدل است. در مرحله‌ی بعد با یکی از معیارهای اطلاعات و یا ضریب تعدیل شده $(\bar{R}^2)$ وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. سپس یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی تخمین زده می‌شود. هر رابطه بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دست‌یابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و برعکس. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به هر رگرسیون همگرایی را با یک وقفه زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس با کمک روش OLS ضرایب الگو را برآورد می‌کنیم. در نرم‌افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن را نیز ارائه نماید. فرم کلی معادله تصحیح خطای ARDL به صورت زیر می‌باشد: (۴)

$$\Delta y_t = \Delta\varphi_0 - \sum_{j=2}^{p} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i0}\Delta x_{it} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=2}^{q} \beta_{i,t-j}\Delta x_{i,t-j} - \varphi(1,p)ECT_{t-1}$$

که در آن $ECT_t = y_t - \bar{\varphi} - \sum_{i=1}^{k} \beta_i x_{it}$ و Δ عملگر تفاضلی مرتبه اول می‌باشد. همچنین، $\varphi(1,p)$ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد. به منظور بررسی وجود مرتبه هم‌گرایی یکسان بین متغیرها، منفی و معناداربودن ضریب ECT_{t-1} در تخمین ضرایب کوتاه‌مدت، بیان‌گر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها خواهد بود[۱۶]. شایان ذکر است که در این مقاله به منظور تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای Eviews و Microfit استفاده است.

یافته‌ها

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه ایستایی بیشتر از I(1) نیستند. در حالی‌که متغیرها ایستا از درجه دو یعنی I(2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران[۱۲]، قابل‌اعتماد نیست[۱۷]. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون‌ها، درجه ایستایی متغیرها تعیین شود. در این مطالعه برای تعیین درجه ایستایی نخست از آزمون‌های معمول ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس‌پرون استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که کلیه متغیرها I(1) هستند. اما این آزمون‌ها شکست‌های احتمالی در روند متغیرها را در فرآیند آزمون لحاظ نمی‌کنند، که این امر مکن است منجر به استنباط کاذب درباره ایستایی یا ناایستایی در سری‌های زمانی شود.
با توجه به طول دوره‌ی زمانی مورد مطالعه و تغییرات ساختاری رخ داده در اقتصاد ایران نظیر جنگ تحمیلی، احتمال وجود شکست‌های ساختاری در روند داده‌ها بسیار بالاست. از این رو، در این مطالعه ابتدا وجود حداکثر ۵ شکست (به‌صورت درون‌زا) در متغیرها با استفاده از مجموعه‌ی آزمون‌های معرفی‌شده توسط بای و پرون[۱۸] آزمون شده است. نتایج آزمون‌های UDmax و WDmax وجود حداقل یک شکست را برای تمام متغیرها تأیید می‌کند. لذا جهت بررسی دقیق‌تر با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد زیوت‌اندروز[۱۹] با لحاظ یک شکست ساختاری به‌صورت درون‌زا و آزمون ریشه‌ی واحد لی و استرازیسیچ[۲۰] با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا، درجه ایستایی متغیرها مورد بررسی مجدد قرار

Archive of SID
www.SID.ir

گرفته است. نتایج آزمون زیوت‌اندروز نشان می‌دهد که تمام متغیرها به استثنای تولید ناخالص داخلی سرانه، با لحاظ یک شکست ساختاری در سطح معنی‌داری ۵ درصد مانا و ایستا از درجه‌ی صفر هستند. در حالی‌که مطابق با نتایج آزمون LS تمامی متغیرهای تحت بررسی با لحاظ دو شکست درون‌زا در سطح ایستا شده‌اند، به این معنی که متغیرها ایستا از درجه صفر می‌باشند. بنابراین، به‌دلیل عدم ایستایی متغیرهای مورد استفاده از یک درجه و با توجه به این‌که هیچ کدام از متغیرها ایستا از درجه‌ی دو نیستند، می‌توان از آزمون کرانه‌ها برای آزمون وجود روابط بلندمدت بین متغیرها استفاده کرد. (جدول ۲)

حال با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با توجه به شاخص‌های اندازه‌گیری سلامت و جهانی شدن می‌پردازیم. تعداد رگرسورها $K = 4$ بوده و الگوی فوق تنها دارای جمله ثابت است. با توجه به این موضوع مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران[۱۲] در سطوح معناداری مختلف از جدول ارائه‌شده توسط آنها استخراج و در بخش پائینی جدول ۳ آمده‌اند. هم‌چنین با توجه به این‌که حجم نمونه کمتر از عدد ۸۰ است، مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط نارایان[۲۱] نیز که بر این اساس تنظیم شده‌اند، در این قسمت از جدول گزارش شده‌اند. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه‌شده در بخش بالایی قسمت بالای جدول ۳، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل زمانی‌که از هر یک از شاخص‌های سلامت و جهانی شدن در مدل استفاده شده است، در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه‌شده در این مدل‌ها، بزرگ‌تر از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران[۱۲] و نارایان[۲۱] در سطح ۵ درصد است. (جدول ۳)

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین تمام مدل‌ها، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول ۴ نتایج تخمین رابطه‌های بلندمدت، نتایج رابطه‌های کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی نیز آمده‌اند. بر اساس نتایج این جدول کلیه ضرایب تخمینی به‌جز جهانی‌شدن سیاسی در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند. (جدول ۴)

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده:

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص جهانی‌شدن KOF بر روی شاخص‌های سلامت یعنی امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال، به‌ترتیب مثبت (در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد) و منفی (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این شاخص، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، امید به زندگی ۰/۱۴ و ۰/۰۳ درصد افزایش و نرخ مرگ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال ۰/۲۹ و ۰/۰۷ کاهش می‌یابد. اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص جهانی‌شدن اقتصادی بر روی امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال، به‌ترتیب مثبت (در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد) و منفی (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این شاخص، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، امید به زندگی ۰/۲۸ و ۰/۰۶ درصد افزایش و نرخ مرگ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال ۰/۴۳ و ۰/۱۲ کاهش می‌یابد. اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص جهانی شدن اجتماعی بر روی امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال، در سطح معنی‌داری ۵ درصد به‌ترتیب مثبت و منفی است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این شاخص، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، امید به زندگی ۰/۰۵ و ۰/۰۱ درصد افزایش و نرخ مرگ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال ۰/۰۸ و ۰/۰۲ کاهش می‌یابد. اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص جهانی‌شدن سیاسی نیز بر روی امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال، هرچند به‌ترتیب منفی و مثبت است، اما در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار نیست.

- ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت Ln(GDPpc) در تمامی تخمین‌ها زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، امید به زندگی است، مثبت و زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال است، منفی می‌باشد. می‌توان گفت که با افزایش یک‌درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه، به‌طور متوسط در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، امید به زندگی حدود ۰/۲۵ و ۰/۰۵

Archive of SID
www.SID.ir

درصد افزایش و نرخ مرگ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال حدود ۰/۳۳ و ۰/۰۷ کاهش می‌یابد.

– ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت Ln(P) در تمامی تخمین‌ها زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، امید به زندگی است، مثبت و زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال است، منفی می‌باشد. می‌توان گفت که با افزایش یک‌درصدی در سرانه پزشک، به‌طور متوسط در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، امید به زندگی حدود ۰/۸۲ و ۰/۱۷ درصد افزایش و نرخ مرگ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال حدود ۱/۲۲ و ۰/۲۷ کاهش می‌یابد.

– متغیر مجازی سال‌های جنگ تحمیلی نیز در سطح اطمینان ۱۰ درصد به لحاظ آماری در تمام مدل‌های تخمینی دارای اثر منفی بر وضعیت سلامت افراد جامعه بوده است.

– ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) در تمام مدل‌ها مطابق انتظار منفی و در سطح بالایی معنادار است. میانگین این ضریب در مدل‌های تخمینی زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، امید به زندگی است، برابر با مقداری حدود ۰/۱۸– است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۱۸ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در امید به زندگی، در دوره بعد تعدیل می‌شود. هم‌چنین، میانگین این ضریب در مدل‌های تخمینی زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال است، برابر با مقداری حدود ۰/۲۶– است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۲۶ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل در هر دو حالت، با سرعت نسبتاً پائینی صورت می‌گیرد.

بر اساس آزمون‌های تشخیصی که در قسمت پائین جدول ۴ آمده است، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم معناداری کل رگرسیون (با استفاده از آماره F) را می‌توان و فرضیه‌های صفر مبنی‌بر عدم خودهمبستگی سریالی، وجود فرم تبعی مناسب، توزیع نرمال و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد، که این امر اعتبار نتایج را نشان می‌دهد. هم‌چنین، بر اساس ضرایب تعیین تعدیل‌شده، قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های تخمینی در سطح قابل قبولی است. به‌منظور آزمون ثبات ساختاری الگو نیز از آماره‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی ارائه شده توسط براون و همکاران[۲۲] استفاده شده است (البته نتایج این آزمون‌ها به منظور صرفه‌جویی و کم اهمیت بودن در تحلیل نتایج، ارائه نشده‌اند و نزد نویسندگان مقاله قرار دارند). بر این اساس، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی تمام مدل‌ها بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند؛ که این نتیجه بیان‌گر پایداری مدل‌ها در بلندمدت است. نکته مهم دیگر آن‌که علامت ضرایب متغیرهای کنترل (تولید ناخالص داخلی سرانه و سرانه پزشک) در هر دو حالت که متغیر وابسته یعنی سلامت، به‌وسیله امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال اندازه‌گیری شده، با تغییر در شاخص‌های جهانی‌شدن ثابت و معنادار بوده است. هم‌چنین، با تغییر شاخص‌های سلامت، علامت ضرایب شاخص‌های جهانی‌شدن بر روی سلامت تغییر نکرده است (یعنی هر شاخص جهانی‌شدن که بر روی امید به زندگی اثر مثبت داشته بر روی نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال اثر منفی داشته است و بالعکس). این نتایج نشان می‌دهد که علامت ضرایب متغیرهای کنترل و شاخص‌های جهانی شدن به‌ترتیب نسبت به نوع شاخص‌های جهانی شدن و سلامت حساسی نداشته که این صحت و ثبات نتایج به‌دست‌آمده را نشان می‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها و روش ARDL به بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر شاخص‌های سلامت در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰–۱۳۵۸ پرداخته است. برای این منظور، از شاخص‌های امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال به‌عنوان شاخص‌های منتخب سلامت و شاخص‌های جهانی شدن کل، جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن اجتماعی و جهانی شدن سیاسی و هم‌چنین متغیرهای درآمد سرانه، سرانه‌ی پزشک و متغیر مجازی جنگ تحمیلی به‌عنوان دیگر متغیرهای توضیحی مؤثر بر سلامت استفاده شده است. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین

Archive of SID
www.SID.ir

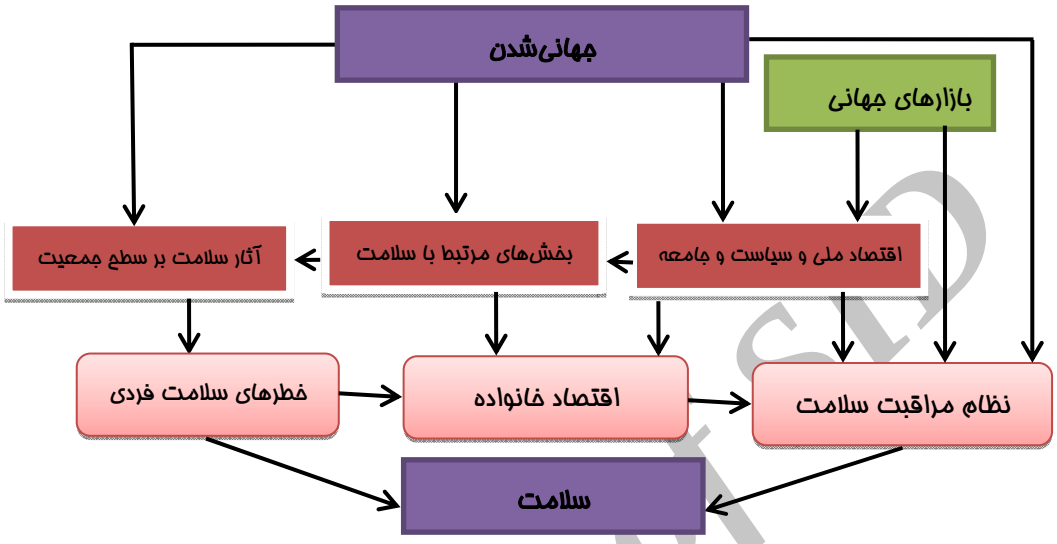
متغیرها را در ایران تأیید می‌کند. نتایج تخمین مدل‌ها به روش ARDL نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص‌های جهانی شدن کل، جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن اجتماعی، درآمد سرانه و سرانه‌ی پزشک باعث بهبود شاخص‌های سلامت در ایران شده‌اند. هم‌چنین رابطه‌ی بین جهانی شدن سیاسی و جنگ با سلامت، به‌ترتیب بی‌معنی و منفی بوده است.

طبق نتایج این تحقیق، جهانی شدن به‌طور کلی باعث افزایش امید به زندگی و کاهش نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال در ایران شده است. بر این اساس می‌توان گفت که جهانی شدن با ارتقای خدمات بهداشتی و درمانی، منجر به رفع موانع و آسیب‌های بهداشتی خواهد شد و از این طریق به بهبود وضعیت سلامت در کشور می‌انجامد. اما با تفکیک جهانی شدن به اجزای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی، به منظور تحلیل دقیق و جزئی‌تر، نشان داده شده است که بر خلاف جهانی‌شدن سیاسی که تأثیر معناداری بر روی شاخص‌های سلامت نداشته است، جهانی شدن اقتصادی و اجتماعی باعث بهبود شاخص‌های سلامت در ایران شده‌اند. نکته مهم‌تر آن‌که با مقایسه ضرایب تخمینی جهانی شدن اقتصادی و جهانی شدن اجتماعی می‌توان به این نتیجه دست یافت که اثرگذاری مثبت جهانی‌شدن اقتصادی بر روی سلامت به‌مراتب بیشتر از جهانی شدن اجتماعی است. این نتیجه گویای آنست که بعد اقتصادی جهانی شدن می‌تواند تأثیرات بسزایی در ارتقای سطح سلامت افراد جامعه داشته باشد. بر این اساس، به‌منظور ارتقای سطح سلامت در کشور، حرکت از سمت اقتصاد بسته به‌سوی اقتصاد باز پیشنهاد می‌شود. نتیجه بدست آمده مبنی بر تأثیر مثبت و قوی جهانی شدن اقتصادی بر روی وضعیت سلامت، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات اون و وو[۵] و برگ و نیلسون[۱] دارد.

بر اساس انتظارات تئوریک، اثرگذاری متغیر درآمد سرانه بر امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان، به‌ترتیب مثبت و منفی است. درآمد یکی از مهم‌ترین عوامل خرد مؤثر بر سلامت بوده و معمولاً بین درآمد پائین و فقر بهداشت، همبستگی بالا ودائمی وجود دارد. آشکار است که دسترسی به درآمد کافی، خود پیش‌نیاز دسترسی به سایر عوامل تعیین‌کننده بهداشت مانند تغذیه و آموزش می‌باشد. افراد کم‌درآمد از استانداردهای پایین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و تحصیلات پائین برخوردار هستند که همه این موارد می‌توانند موجب کاهش سلامتی فرد شوند. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت درآمد بر روی وضعیت سلامت، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات بازخانه و همکاران[۲۳] و بهبودی و باستان[۲۴] دارد. البته این نتیجه مغایر با نتایج مطالعاتی نظیر احمدی و همکاران[۲۵] و حیدری و صالحی‌نژاد[۲۶] است. همان‌طور که انتظار می‌رفت تأثیر متغیر سرانه‌ی پزشک بر امید به زندگی و کاهش نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال، به‌ترتیب مثبت و منفی است. بر اساس ضرایب تخمینی، این متغیر بیش‌ترین اثرگذاری را نسبت به سایر متغیرها بر روی وضعیت سلامت دارد. پزشکان، مهم‌ترین عامل در مدیریت تخصیص منابع بخش سلامت هستند و نقش اساسی را در میزان اثربخشی و کارایی خدمات بهداشتی و درمانی بر عهده دارند. شاخص تعداد پزشک به‌ازای هر ۱۰ هزار نفر بیان‌گر میزان دسترسی افراد به خدمات بهداشتی و درمانی و مبین سطح برخورداری از سلامت در کشورها است. این متغیر، علاوه بر این‌که تأثیر ارائه‌ی خدمات بهداشتی را نشان می‌دهد، به‌نوعی بیان‌گر تأثیر غیرمستقیم رشد جمعیت بر سلامت نیز می‌باشد. به گونه‌ای 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 سرمایه انسانی دارد. در آخر، متغیر مجازی جنگ تحمیلی نیز مطابق انتظار اثر منفی بر روی وضعیت سلامت طی دوره مورد بررسی داشته است که نشان‌دهنده آنست که شرایط و عوامل محیطی نیز بر روی سلامت افراد جامعه اثرگذارند. جنگ تحمیلی در ایران، به‌دلیل ناامنی، تغییر ساختارها

Archive of SID
www.SID.ir

و شرایط اقتصادی- اجتماعی جامعه، تبعات نامطلوبی بر سلامت داشته است که نتیجه به‌دست‌آمده، آن‌را تأیید می‌کند.



منبع: سازمان بهداشت جهانی (۲۰۰۱).

شکل ۱ - چارچوب مفهومی تأثیرات جهانی‌شدن بر سلامت

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱ - ترکیب وزنی زیرشاخص‌های جهانی شدن KOF

شاخص‌ها و متغیرها	وزن‌ها (به درصد)
الف) جهانی‌شدن اقتصادی	۳۶
۱. جریان‌های واقعی	۵۰
تجارت (درصدی از GDP)	۲۱
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، موجودی‌ها (درصدی از GDP)	۲۸
سرمایه‌گذاری پرتفوی (درصدی از GDP)	۲۴
پرداختنی‌ها به اتباع خارجی (درصدی از GDP)	۲۷
۲. محدودیت‌ها	۵۰
موانع پنهان واردات	۲۴
متوسط نرخ تعرفه	۲۷
مالیات بر تجارت بین‌المللی (درصدی از درآمد جاری)	۲۶
محدودیت‌های حساب سرمایه	۲۳
ب) جهانی‌شدن اجتماعی	۳۷
۱. داده‌هایی از تماس‌های شخصی	۳۴
ترافیک تلفن	۲۵
نقل و انتقالات (درصدی از GDP)	۴
گردشگری بین‌المللی	۲۶
جمعیت اتباع خارجی در کشور (به‌صورت درصدی از جمعیت کل)	۲۱
نامه‌های بین‌المللی (سرانه)	۲۵
۲. داده‌های مربوط به جریان اطلاعات	۳۵
کاربران اینترنت (برای هر ۱۰۰ نفر)	۳۳
تلویزیون (برای هر ۱۰۰۰ نفر)	۳۶
تجارت در روزنامه‌ها (درصدی از GDP)	۳۲
۳. داده‌هایی از مجاورت فرهنگی	۳۱
تعداد رستوران‌های مک‌دونالد (سرانه)	۴۴
تعداد فروشگاه‌های ایکیا (سرانه)	۴۵
تجارت در کتاب (درصدی از GDP)	۱۱
ج) جهانی‌شدن سیاسی	۲۶
سفارت‌خانه‌های مستقر در کشور	۲۵
عضویت در سازمان‌های بین‌المللی	۲۸
میزان مشارکت در مأموریت‌های شورای امنیت سازمان ملل متحد	۲۲
معاهده‌های بین‌المللی	۲۵

منبع: مؤسسه اقتصادی KOF.

www.SID.ir

جدول ۲ - خلاصه نتایج آزمون‌های ایستایی متغیرهای مدل

متغیر	نتیجه آزمون			
	ADF	PP	ZA	LS
Ln(LE)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(MR-5)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(KOF)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(KOFE)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(KOFS)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(KOFP)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(GDPpc)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
Ln(P)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)

جدول ۳ - نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران[۱۲] بین متغیرهای مدل

مدل تخمینی	طول وقفه بهینه	آماره F
F(Ln(LE) / Ln(KOF), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)	(1,0,0,0)	۵/۹۲**
F(Ln(LE) / Ln(KOFE), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)	(1,1,0,0)	۴/۹۴**
F(Ln(LE) / Ln(KOFS), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)	(1,1,0,0)	۵/۲۵**
F(Ln(LE) / Ln(KOFP), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)	(1,1,0,0)	۴/۸۲**
F(Ln(MR-5) / Ln(KOF), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)	(1,0,1,0)	۵/۲۸**
F(Ln(MR-5) / Ln(KOFE), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)	(1,1,1,0)	۶/۰۱**
F(Ln(MR-5) / Ln(KOFS), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)	(1,0,0,0)	۴/۶۶**
F(Ln(MR-5) / Ln(KOFP), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)	(1,0,1,0)	۴/۸۴**

سطح معناداری	مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران[۱۲]		مقادیر بحرانی آزمون نارایان[۲۱]	
	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)
10%	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۷۵	۳/۹۹
5%	۲/۸۶	۴/۰۱	۳/۲۸	۴/۶۳
1%	۳/۷۴	۵/۰۶	۴/۵۹	۶/۳۷

* علامت ** نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۵ درصد است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ٤ - نتایج تخمین رابطه‌های تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل به‌روش ARDL

متغیر	ضرایب تخمینی							
	متغیر وابسته: ln(mr-5)				متغیر وابسته: ln(le)			
ضرایب بلندمدت								
ln(kof)	۰/۱۴۴ (۰/۰۵۸)	–	–	–	−۰/۲۹۲ (۰/۰۴۴)	–	–	–
ln(kofe)	–	۰/۲۸۱ (۰/۰۵۵)	–	–	–	−۰/۴۲۵ (۰/۰۲۲)	–	–
ln(kofs)	–	–	(۰/۰۴۲) ۰/۰۵۱	–	–	–	(۰/۰۳۸) −۰/۰۸۲	–
ln(kofp)	–	–	–	−۰/۰۲۲ (۰/۲۱۵)	–	–	–	۰/۰۶۲ (۰/۲۸۵)
ln(gdppc)	۰/۲۵۴ (۰/۰۰۰)	۰/۲۲۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۲۴۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۳۴۵ (۰/۰۰۱)	−۰/۲۹۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۳۶۴ (۰/۰۰۲)	−۰/۳۰۲ (۰/۰۰۱)
ln(p)	۰/۸۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۸۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱۲ (۰/۰۰۰)	−۱/۲۵۴ (۰/۰۰۰)	−۱/۱۷۵ (۰/۰۰۰)	−۱/۲۸۴ (۰/۰۰۰)	−۱/۲۲۲ (۰/۰۰۰)
dum59-67	−۰/۰۲۴ (۰/۰۱۶)	−۰/۰۲۵ (۰/۰۱۸)	−۰/۰۱۹ (۰/۰۱۴)	−۰/۰۲۸ (۰/۰۰۹)	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۸)	۰/۰۳۸ (۰/۰۱۲)	۰/۰۳۱ (۰/۰۰۸)	۰/۰۴۴ (۰/۰۲۱)
c(عرض از مبدأ)	۳/۲۶۴ (۰/۰۰۰)	۲/۴۸۵ (۰/۰۰۰)	۲/۸۸۲ (۰/۰۰۰)	۴/۱۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴۳ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۸ (۰/۰۰۰)	۱/۲۱۲ (۰/۰۰۰)
ضرایب کوتاه مدت								
Δln(kof)	۰/۰۲۸ (۰/۰۳۵)	–	–	–	−۰/۰۶۸ (۰/۰۲۲)	–	–	–
Δln(kofe)	–	(۰/۰۴۲) ۰/۰۵۵	–	–	–	−۰/۱۲۲	–	–
Δln(kofs)	–	–	(۰/۰۲۸) ۰/۰۱۱	–	–	–	(۰/۰۱۸) −۰/۰۲۱	–
Δln(kofp)	–	–	–	−۰/۰۰۳ (۰/۳۲۸)	–	–	–	۰/۰۱۲ (۰/۳۸۲)
Δln(gdppc)	۰/۰۵۸ (۰/۰۲۵)	۰/۰۴۸ (۰/۰۳۲)	۰/۰۶۲ (۰/۰۱۵)	۰/۰۵۶ (۰/۰۱۹)	−۰/۰۷۱ (۰/۰۱۵)	−۰/۰۵۸ (۰/۰۲۱)	−۰/۰۷۵ (۰/۰۱۹)	−۰/۰۶۱ (۰/۰۳۱)
Δln(p)	۰/۱۶۶ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۲ (۰/۰۰۰)	۰/۱۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۸۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۵۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۹۸ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۶۲ (۰/۰۰۰)
Δdum59-67	−۰/۰۰۵ (۰/۰۸۸)	−۰/۰۰۵ (۰/۰۹۲)	−۰/۰۰۴ (۰/۰۷۸)	−۰/۰۰۶ (۰/۰۵۵)	۰/۰۰۹ (۰/۰۶۸)	۰/۰۰۷ (۰/۰۶۹)	۰/۰۰۵ (۰/۰۵۲)	۰/۰۱۱ (۰/۰۸۱)
Δc	۰/۵۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۴۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۸۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۲۵۴ (۰/۰۰۰)
ect(-1)	−۰/۱۸۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۲۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۵۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۶۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۵۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۸۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۹۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۱۸ (۰/۰۰۰)
آزمون‌های تشخیصی								
نوع آزمون	مقدار آماره							
r-bar-square	۰/۹۱۲	۰/۸۸۲	۰/۹۴۲	۰/۹۰۱	۰/۷۵۲	۰/۷۸۸	۰/۸۰۱	۰/۷۶۴
f-statistic	۱۷۹/۰۲	۱۵۶/۱۲	۱۶۵/۸۸	۱۹۱/۰۲	۲۲۲/۰۸	۲۰۵/۲۸	۲۱۴/۵۶	۲۵۲/۴۱
serial correlation	۰/۵۳۲ (۰/۴۶۸)	۰/۵۱۲ (۰/۴۸۲)	۰/۴۸۹ (۰/۴۹۸)	۰/۶۸۵ (۰/۳۹۵)	۰/۴۱۲ (۰/۵۲۱)	۰/۵۱۲ (۰/۴۸۸)	۰/۵۳۲ (۰/۴۶۸)	۰/۴۰۱ (۰/۵۳۸)
function form	۰/۲۴۰ (۰/۶۲۴)	۰/۲۲۵ (۰/۶۸۲)	۰/۲۴۴ (۰/۶۱۸)	۰/۲۵۱ (۰/۶۱۱)	۰/۲۲۲ (۰/۶۸۸)	۰/۲۱۹ (۰/۶۹۲)	۰/۲۲۸ (۰/۶۸۵)	۰/۲۲۰ (۰/۶۹۱)
normality	۰/۰۰۳ (۰/۹۹۸)	۰/۰۰۴ (۰/۹۹۵)	۰/۰۰۳ (۰/۹۹۸)	۰/۰۱۲ (۰/۹۷۱)	۰/۰۱۴ (۰/۹۵۸)	۰/۰۱۵ (۰/۹۵۲)	۰/۰۰۷ (۰/۹۸۹)	۰/۰۰۴ (۰/۹۹۵)
heteroscedasticity	۰/۰۵۲ (۰/۸۱۹)	۰/۰۵۱ (۰/۸۲۸)	۰/۰۵۵ (۰/۸۰۵)	۰/۰۷۱ (۰/۸۹۸)	۰/۰۴۸ (۰/۸۴۴)	۰/۰۴۸ (۰/۸۴۴)	۰/۰۵۱ (۰/۸۲۸)	۰/۰۴۹ (۰/۸۳۸)

Archive of SID

www.SID.ir

Reference:

1- Bergh A, Nilsson T. Good for Living? On the Relationship between Globalization and Life Expectancy. World Development 2009; 38(9): 1191–1203.

2- Akhavan Behbahani A. Globalization and Health. Majlis and Research 2004; 11(43): 283–305. [Persian]

3- Tsai MC. Does Globalization Affect Human Well-Being? Social Indicators Research 2007; 81, 103–126.

4- WHO. Globalization-How Healthy? Bulletin of the World Health Organization 2001; 79: 902-903.

5- Owen AL, Wu S. Is Trade Good for Your Health? Review of International Economics 2007; 15(4): 660–682.

6- Bussmann M. The Effect of Trade Openness on Women's Welfare and Work Life. World Development 2009; 37: 1027-1038.

7- Stroup MD. Economic Freedom, Democracy, and the Quality of Life. World Development 2007; 35: 52–66.

8- Ovaska T, Takashima T. Economic Policy and the Level of Self-Perceived Well-Being: An International Comparison. Journal of Socio-Economics 2006; 35(2): 308–325.

9- Fotros MH, Akbari F, Mirzaei M. Effect of Economic Freedom on Life Expectancy. Journal of Economic Rahbord 2012; 1(3): 169–193. [Persian]

10- Dreher A, Gaston N, Martens P. Measuring Globalization Gauging its Consequences. Springer: New York; 2008.

11- Bechtel GG. Does Globalization Mitigate Income Inequality? Journal of Data Science 2014; 12: 197-215.

12- Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics 2001; 16: 289-326.

13- Banerji A, Dolado J, Galbraith J.W, Hendry D.F. Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data. Oxford University Press; 1993.

14- Narayan PK, Narayan S. Estimating Income and Price Elasticity of Imports for Fiji in a Cointegration Framework. Economic Modelling 2005; 22: 423-38.

15- Alam MI, Quazy RM. Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh. Review of Applied Economics 2003; 17: 85-103.

16- Tashkini A. Applied Econometrics with Microfit; 2005. [Persian]

17- Ang JB. Co2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France. Energy Policy 2007; 35: 4772-4778.

18- Bai J, Perron P. Computation and Analysis of Multiple Structural Changes Models. Journal of Applied Econometrics 2003; 18(1): 1-22.

19- Zivot E, Andrews D.W.K. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". Journal of Business and Economic Statistics 1992; 10: 70-25.

20- Lee J, Strazisich M. Minimum LM Unit Root Test with Two

Archive of SID
www.SID.ir

Structural Breaks. Review of Economics and Statistics 2003; 85: 1082–1089.
21- Narayan PK. The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. Applied Economics 2005; 37(17): 1979-1990.
22- Brown R, Durbin L, Evans J. Techniques for testing the Constancy of Regression Relations over Time. Journal of Royal Statistical Society 1975; 37: 149-163.
23- Bazkhaneh S, Karimzadeh M, Tahsili H. Study of Socio - Economic Factors Affecting on Life Expectancy in Iran". Economic Journal 2015; 15(1,2): 77-94. [Persian]
24- Behboodi D, Bastan F. Impact of Social Capital on Public Health in Iran. Journal of Economic Sociology and Development 2012; 1: 27-46. [Persian]
25- Ahmadi A, Ghaffari H, Emadi S. Relationship between Macroeconomic Variables. Social Welfare Journal 2011; 10 (39): 7-32. [Persian]
26- Heidari H, Salehinezhad Z. Income Inequality as a Threat for Public Health: Reinvestigation of Income Distribution and Health Nexus with a New Approach. Journal of Social Welfare 2014; 14 (53): 7-36. [Persian]

Archive of SID

www.SID.ir