

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

جهانی شدن؛ 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 جهانی شدن قرار گرفته است. جهانی شدن به‌واسطه‌ی برداشته‌شدن مرزهای گمرکی، ایجاد بازارهای مشترک، رشد و توزیع درآمد و ... می‌تواند به‌طور مستقیم بر سلامت تأثیرگذار باشد؛ علاوه بر آن، جهانی شدن به‌واسطه‌ی عواملی هم‌چون تأثیر بر روی فرهنگ و آداب و رسوم، بر عرصه‌ی سلامت تأثیرگذار است. لذا، هدف این مطالعه بررسی اثر جهانی شدن 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 جهانی شدن، 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، جهانی شدن کل، جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن اجتماعی، درآمد سرانه و سرانه‌ی پزشک، شاخص‌های سلامت را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بهبود می‌بخشند، در حالی که تأثیر جهانی شدن سیاسی بر شاخص‌های سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌معناست. یک درصد افزایش در شاخص جهانی شدن کل، امید به زندگی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۰۳ و ۰/۱۴ درصد افزایش و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال را در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۲۹ درصد کاهش می‌دهد.

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

کلید واژه‌ها: سلامت، جهانی شدن، 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

مقدمه

جهانی‌شدن 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 جهانی‌شدن بر رشد اقتصادی، مالیات، هزینه‌های دولت، نابرابری در کشورها و حتی محیط زیست صورت گرفته، اما تاکنون در مورد تأثیرات جهانی‌شدن بر سلامت جامعه، پژوهش یا تحقیق چندان زیادی صورت نگرفته است. به‌طور کلی می‌توان آثار جهانی‌شدن بر روی سلامتی را از دو زاویه مثبت و منفی تشریح کرد. از زاویه مثبت، جهانی‌شدن 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 جهانی‌شدن 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

جهانی‌شدن، 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 جهانی‌شدن قرار گرفته است. جهانی‌شدن به واسطه‌ی برداشته شدن مرزهای گمرکی، ایجاد بازارهای مشترک، رشد و توزیع درآمد و ... می‌تواند به‌طور مستقیم بر سلامت تأثیر گذار باشد؛ علاوه بر آن، جهانی‌شدن بواسطه عواملی هم‌چون تأثیر بر روی فرهنگ و آداب و رسوم، بر عرصه‌ی سلامت تأثیر گذار است [۲].

دیدگاه‌های متفاوتی در زمینه آثار جهانی‌شدن بر سلامت جامعه وجود دارد. برخی به این پدیده به‌عنوان یک گام نهایی در تخریب سیستم‌های سلامت ملی می‌نگرند، در حالی که گروهی دیگر به آن به‌عنوان 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

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

برای درک بهتر تمامی تأثیرات جهانی شدن 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، جهانی شدن 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 جهانی شدن 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 جهانی شدن 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 مبنی بر این که 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 جهانی شدن 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 جهانی شدن 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

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 به صورت گسترده در مطالعات مختلف به عنوان 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 جهانی‌شدن 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)، جهانی‌شدن اجتماعی (با وزن ۳۷ درصد) و جهانی‌شدن سیاسی (با وزن ۲۶ درصد). شاخص‌ها و زیرشاخص‌های جهانی‌شدن 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 (KOF)، اجتماعی (KOF) و سیاسی (KOF) این شاخص نیز استفاده شده است؛ بنابراین در مجموع چهار شاخص برای اندازه‌گیری جهانی‌شدن مورد استفاده قرار گرفته است. این شاخص‌ها، عددی بین صفر تا صد اختیار می‌کنند که هرچه این عدد بالاتر

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.

روشی پژوهش

مدل تجربی به کار گرفته شده در این مقاله به صورت زیر است: (۱)

$$\ln(\text{Health})_{it} = \alpha_m + \beta_1 \ln(\text{Globalization})_{it} + [\gamma]_{k \times 1} [\ln(\text{Control})]_{1 \times k} + \text{Dum}_{59-67} + \epsilon_t$$

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 جمله اخلاص است.

باشد، بیان گر جهانی شدن بیش تر است. منبع داده‌های این شاخص‌ها، مؤسسه اقتصادی KOF است.

سلامتی مفهومی چندبعدی است 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. لذا شاخص‌های جهانی شدن 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 به ازای 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) به صورت 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 این‌که متغیرهای مدل کاملاً I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار 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 به کار برد [۱۴] و در نهایت این‌که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد [۱۵]. به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران، نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر هستیم: (۲)

$$\begin{aligned} \Delta \text{Ln(Health)}_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \text{Ln(Health)}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} d_i \Delta \text{Ln(Globalization)}_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^{q_2} e_i \Delta \text{Ln(GDPpc)}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} f_i \Delta \text{Ln(P)}_{t-i} + \delta_1 \text{Ln(Health)}_{t-1} \\ &+ \delta_2 \text{Ln(Globalization)}_{t-1} + \delta_3 \text{Ln(GDPpc)}_{t-1} + \delta_4 \text{Ln(P)}_{t-1} \\ &+ \theta \text{DUM}_{99-07} + \mu_t \end{aligned}$$

که در آن α_0 ، δ_1 ، δ_2 ، δ_3 ، δ_4 ضرایب بلندمدت، α_0 ، μ_t جمله اختلال 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 به دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی به صورت زیر تعریف می‌شوند:

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

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 صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر این‌که، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم [۱۲]. وقتی که وجود روابط تعادلی بلندمدت اثبات شد، در مرحله دوم، ضرایب

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

$$\varphi(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + U_t \quad i = 1, 2, \dots, k$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به صورت $L^p = y_{t-p}$ 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 تعیین شده از سوی پژوهش‌گر و k تعداد متغیرهای توضیحی به کار رفته شده در مدل است. در مرحله‌ی بعد با یکی از معیارهای اطلاعات و یا ضریب تعدیل شده (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 به عنوان 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)

$$\Delta y_t = \Delta \alpha_0 - \sum_{j=2}^p \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \beta_{ij} \Delta x_{it-j} - \varphi(1, p) ECT_{t-1}$$

که در آن $ECT_t = y_t - \varphi - \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it}$ و Δ عملگر تفاضلی مرتبه اول می‌باشد. همچنین،

یافته‌ها

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه ایستایی بیشتر از $I(1)$ نیستند. در حالی که متغیرها ایستا از درجه دو یعنی $I(2)$ یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران [۱۲]، قابل اعتماد 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 دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلپس‌پرون 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 ممکن است منجر به استنباط کاذب درباره ایستایی یا نایستایی 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 (به صورت درون‌زا) در متغیرها با استفاده از مجموعه‌ی آزمون‌های معرفی شده 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 به صورت درون‌زا و آزمون ریشه‌ی واحد لی و استرازسیچ [۲۰] با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا، درجه ایستایی متغیرها مورد بررسی مجدد قرار

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 حالی که 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، به دلیل عدم ایستایی متغیرهای مورد استفاده از یک درجه و با توجه به این که 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 این که 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 زمانی که 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 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 و میر کودکان زیر ۵ سال ۰/۴۳ و ۰/۱۲ کاهش می‌یابد. اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص جهانی‌شدن 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 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 $\ln(\text{GDPpc})$ در تمامی تخمین‌ها زمانی که شاخص اندازه‌گیری سلامت، امید به زندگی است، مثبت و زمانی که 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

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

- ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت $\ln(P)$ در تمامی تخمین‌ها زمانی که شاخص اندازه‌گیری سلامت، امید به زندگی است، مثبت و زمانی که شاخص اندازه‌گیری سلامت، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال است، منفی می‌باشد. می‌توان گفت که با افزایش یک درصدی در سرانه پزشک، به‌طور متوسط در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، امید به زندگی حدود ۰/۸۲ و ۰/۱۷ درصد افزایش و نرخ 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 زمانی که 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 زمانی که 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 مبنی بر عدم معناداری کل رگرسیون (با استفاده از آماره F) را می‌توان و فرضیه‌های صفر مبنی بر 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 آن که 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 جهانی‌شدن به‌ترتیب نسبت به نوع شاخص‌های جهانی‌شدن 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 جهانی‌شدن کل، جهانی‌شدن اقتصادی، جهانی‌شدن اجتماعی و جهانی‌شدن 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

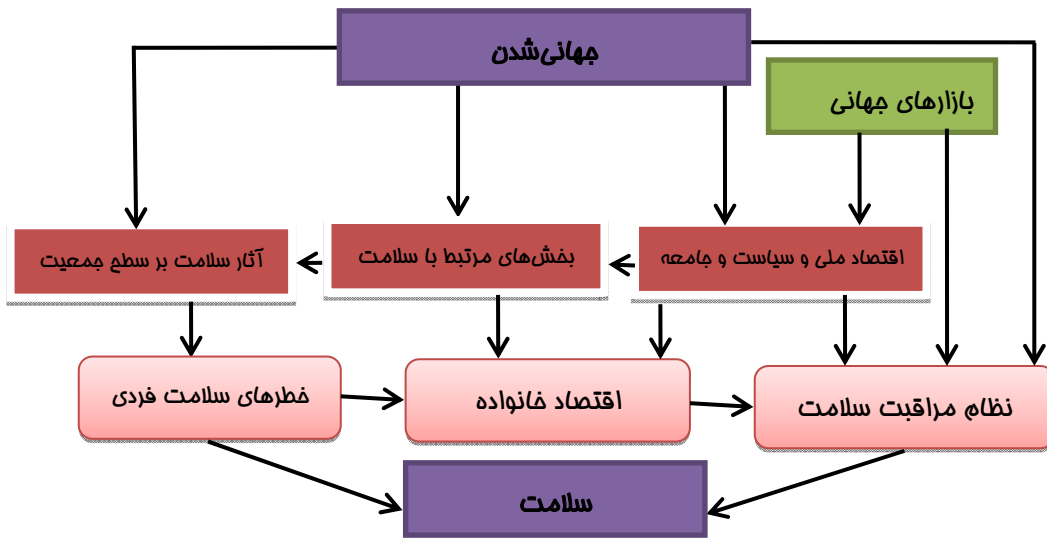
پائین و فقر بهداشت، همبستگی بالا و دائمی وجود دارد. آشکار است که دسترسی به درآمد کافی، خود پیش‌نیاز دسترسی به سایر عوامل تعیین‌کننده بهداشت مانند تغذیه و آموزش می‌باشد. افراد کم‌درآمد از استانداردهای پایین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و تحصیلات پائین برخوردار هستند که 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. به‌گونه‌ای 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 سرمایه‌انسانی 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

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 جهانی شدن 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 جهانی شدن 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 تتوریک، 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

و شرایط اقتصادی- اجتماعی جامعه، تبعات نامطلوبی بر سلامت داشته است که نتیجه به دست آمده، آن را تأیید می کند.



منبع: سازمان بهداشت جهانی (۲۰۰۱).

شکل ۱ - چارچوب مفهومی تأثیرات جهانی شدن بر سلامت

جدول ۱ - ترکیب وزنی زیرشاخص‌های جهانی شدن KOF

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

منبع: مؤسسه اقتصادی KOF.

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

اماره F	طول وقفه بهینه	مدل تخمینی		
۵/۹۲**	(1,0,0,0)	F(Ln(LE) / Ln(KOF), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)		
۴/۹۴**	(1,1,0,0)	F(Ln(LE) / Ln(KOFE), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)		
۵/۲۵**	(1,1,0,0)	F(Ln(LE) / Ln(KOFS), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)		
۴/۸۲**	(1,1,0,0)	F(Ln(LE) / Ln(KOFP), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)		
۵/۲۸**	(1,0,1,0)	F(Ln(MR-5) / Ln(KOF), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)		
۶/۰۱**	(1,1,1,0)	F(Ln(MR-5) / Ln(KOFE), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)		
۴/۶۶**	(1,0,0,0)	F(Ln(MR-5) / Ln(KOFS), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)		
۴/۸۴**	(1,0,1,0)	F(Ln(MR-5) / Ln(KOFP), Ln(GDPpc), Ln(P), DUM59-67)		
مقادیر بحرانی آزمون نارایان [۲۱]		مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران [۱۲]		سطح معناداری
I(1) کرانه بالا	I(0) کرانه پایین	I(1) کرانه بالا	I(0) کرانه پایین	
۳/۹۹	۲/۷۵	۳/۵۲	۲/۴۵	10%
۴/۶۳	۳/۲۸	۴/۰۱	۲/۸۶	5%
۶/۳۷	۴/۵۹	۵/۰۶	۳/۷۴	1%

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

جدول ۴ - نتایج تخمین رابطه‌های تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل به روش ARDL

ضرایب تخمینی								متغیر
متغیر وابسته: ln(le)				متغیر وابسته: ln(mr-5)				
ضرایب بلندمدت								
-	-	-	-۰/۲۹۲ (-۰/۴۴)	-	-	-	۰/۱۴۴ (۰/۰۵۸)	ln(kof)
-	-	-۰/۴۲۵ (-۰/۰۲۲)	-	-	-	-۰/۲۸۱ (-۰/۰۵۵)	-	ln(kofe)
-	(-۰/۰۲۸)-۰/۰۸۲	-	-	-	(-۰/۰۴۲)-۰/۰۵۱	-	-	ln(kofs)
۰/۰۶۲ (۰/۲۸۵)	-	-	-	-۰/۰۲۲ (-۰/۲۱۵)	-	-	-	ln(kofp)
-۰/۳۰۲ (۰/۰۰۱)	-۰/۳۶۴ (۰/۰۰۲)	-۰/۲۹۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۳۴۵ (۰/۰۰۱)	۰/۲۴۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۶۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۲۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۵۴ (۰/۰۰۰)	ln(gdppc)
-۱/۲۲۲ (-۰/۰۰۰)	-۱/۲۸۴ (۰/۰۰۰)	-۱/۱۷۵ (۰/۰۰۰)	-۱/۲۵۴ (-۰/۰۰۰)	۰/۸۱۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۷۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵۲ (۰/۰۰۰)	ln(p)
۰/۰۴۴ (۰/۰۲۱)	-۰/۰۳۱ (-۰/۰۰۸)	۰/۰۳۸ (۰/۰۱۲)	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۸)	-۰/۰۲۸ (-۰/۰۰۹)	-۰/۰۱۹ (-۰/۰۱۴)	-۰/۰۲۵ (-۰/۰۱۸)	-۰/۰۲۴ (-۰/۰۱۶)	dum59-67
۱/۲۱۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴۳ (۰/۰۰۰)	۴/۱۲۸ (۰/۰۰۰)	۲/۸۸۲ (۰/۰۰۰)	۲/۴۸۵ (۰/۰۰۰)	۳/۲۶۴ (۰/۰۰۰)	عرض از مبدأ) c
ضرایب کوتاه مدت								
-	-	-	-۰/۰۶۸ (-۰/۰۲۲)	-	-	-	۰/۰۲۸ (-۰/۰۲۵)	Δ ln(kof)
-	-	-۰/۱۲۲	-	-	-	(-۰/۰۴۲)-۰/۰۵۵	-	Δ ln(kofe)
-	(-۰/۰۱۸)-۰/۰۲۱	-	-	-	(-۰/۰۲۸)-۰/۰۱۱	-	-	Δ ln(kofs)
۰/۰۱۲ (۰/۳۸۲)	-	-	-	-۰/۰۰۳ (-۰/۳۲۸)	-	-	-	Δ ln(kofp)
-۰/۰۶۱ (-۰/۰۳۱)	-۰/۰۷۵ (-۰/۰۱۹)	-۰/۰۵۸ (-۰/۰۲۱)	-۰/۰۷۱ (-۰/۰۱۵)	۰/۰۵۶ (۰/۰۱۹)	-۰/۰۶۲ (-۰/۰۱۵)	۰/۰۴۸ (۰/۰۳۲)	-۰/۰۵۸ (-۰/۰۲۵)	Δ ln(gdppc)
-۰/۴۶۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۹۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۵۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷۶ (-۰/۰۰۰)	-۰/۱۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۶۶ (-۰/۰۰۰)	Δ ln(p)
۰/۰۱۱ (۰/۰۸۱)	۰/۰۰۵ (-۰/۰۵۲)	۰/۰۰۷ (-۰/۰۶۹)	۰/۰۰۹ (-۰/۰۶۸)	-۰/۰۰۶ (-۰/۰۵۵)	-۰/۰۰۴ (-۰/۰۷۸)	-۰/۰۰۵ (-۰/۰۹۲)	-۰/۰۰۵ (-۰/۰۸۸)	Δ dum59-67
۰/۲۵۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۸۸۸ (-۰/۰۰۰)	-۰/۴۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۰۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۵۸۸ (-۰/۰۰۰)	Δ c
-۰/۲۱۸ (-۰/۰۰۰)	-۰/۲۹۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۸۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۵۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۶۹ (-۰/۰۰۰)	-۰/۱۵۵ (-۰/۰۰۰)	-۰/۲۲۱ (-۰/۰۰۰)	-۰/۱۸۵ (-۰/۰۰۰)	ect(-1)
آزمون‌های تشخیصی								
مقدار آماره								نوع آزمون
۰/۷۶۴	۰/۸۰۱	۰/۷۸۸	۰/۷۵۲	۰/۹۰۱	۰/۹۴۲	۰/۸۸۲	۰/۹۱۲	r-bar-square
۲۵۲/۴۱	۲۱۴/۵۶	۲۰۵/۲۸	۲۲۲/۰۸	۱۹۱/۰۲	۱۶۵/۸۸	۱۵۶/۱۲	۱۷۹/۰۲	f-statistic
۰/۴۰۱ (-۰/۵۳۸)	۰/۵۳۲ (-۰/۴۶۸)	۰/۵۱۲ (-۰/۴۸۸)	۰/۴۱۲ (-۰/۵۲۱)	۰/۶۸۵ (-۰/۳۹۵)	۰/۴۸۹ (-۰/۴۹۸)	۰/۵۱۲ (-۰/۴۸۲)	۰/۵۳۲ (-۰/۴۶۸)	serial correlation
۰/۲۲۰ (-۰/۶۹۱)	۰/۲۲۸ (-۰/۶۸۵)	۰/۲۱۹ (-۰/۶۹۲)	۰/۲۲۲ (-۰/۶۸۸)	۰/۲۵۱ (-۰/۶۱۱)	۰/۲۴۴ (-۰/۶۱۸)	۰/۲۲۵ (-۰/۶۸۲)	۰/۲۴۰ (-۰/۶۲۴)	function form
۰/۰۰۴ (-۰/۹۹۵)	۰/۰۰۷ (-۰/۹۸۹)	۰/۰۱۵ (-۰/۹۵۲)	۰/۰۱۴ (-۰/۹۵۸)	۰/۰۱۲ (-۰/۹۷۱)	۰/۰۰۳ (-۰/۹۹۸)	۰/۰۰۴ (-۰/۹۹۵)	۰/۰۰۳ (-۰/۹۹۸)	normality
۰/۰۴۹ (-۰/۸۳۸)	۰/۰۵۱ (-۰/۸۲۸)	۰/۰۴۸ (-۰/۸۴۴)	۰/۰۴۸ (-۰/۸۴۴)	۰/۰۷۱ (-۰/۸۹۸)	۰/۰۵۵ (-۰/۸۰۵)	۰/۰۵۱ (-۰/۸۲۸)	۰/۰۵۲ (-۰/۸۱۹)	heteroscedasticity

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

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]

Globalization; Opportunity or Threat for Health? (A case Study of Iran)

● Abstract

Golkhandan A¹, Rostami M²

Introduction: Health sector has been considerably affected by globalization, despite its public and non-commercial nature. Globalization can directly effect on health through the removal of customs barriers, the creation of common markets, growth and income distribution and; In addition, globalization can affect the field of health through several factors such as its impact on culture and customs. So, the purpose of this study was to evaluate the effect of globalization on health in Iran.

Methods: This study is paid to study dynamic long-term and short-term relationship between health indicators, globalization Indexes, per capita income and per capita physician, by using time series data from 1979-2011. For this purpose is used the bounds co integration test and Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL) model. Also, the statistical analyzes were performed using software Eviews and Microfit.

Results: Based on the results of the ARDL model, total globalization, economic globalization, social globalization, income per capita and per capita physician; improve health indicators in the short-term and long-term, while the influence of political globalization on health indicators is meaningless in the short-term and long-term. One percent increase in the index of total globalization, increases the life expectancy in the short-term and long-term, respectively, 0.03 and 0.14 percent and decreases the mortality rate of children under 5 years in the short-term and long-term, respectively 0.07 and 0.29 percent.

Conclusion: The results indicate that economic globalization is remarkable compared to other aspects of globalization, health indicators improved; therefore, move towards an open economy can be effective in promoting public health.

Keywords: Health, Globalization, Bounds Test, Auto-Regressive Distributed Lags Model, Iran.

1- Ph.D. Candidate in Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khoram Abad, Iran, (Corresponding Author), golkhandana@gmail.com

2- Undergraduate student in Laboratory Sciences, Faculty of Paramedical, Medical Sciences University of Arak, Arak, Iran