فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره‌ی ۱۶. شماره‌ی ۴. زمستان ۱۳۹۸. صص ۱۶۲-۱۲۹
doi: 10.22055/jqe.2019.27386.1955

بررسی رابطه علّی بین سلامت زنان و رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8: رهیافت علیت پانلی کونیا

آیلار جلیلی*، حسین پناهی و سکینه سجودی*****

تاریخ وصول: ۹۷/۷/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۸/۶/۱۱

چکیده

سلامت مردمان، یکی از نگرانی‌های مهم اقتصادی بخصوص در کشورهای درحال توسعه به شمار می‌رود. چرا که این مفهوم دارای نقشی مهم در فرآیند توسعه بوده و به عنوان یکی از مهم‌ترین سرمایه‌گذاری‌ها در زمینه نیروی انسانی نگریسته می‌شود. در مورد رابطه بین سلامت زنان و رشد اقتصادی دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد؛ سوالی که در بین اقتصاددانان مطرح است این است که آیا رشد اقتصادی متأثر از سلامت زنان است یا رشد اقتصادی علت سلامت زنان است؟ با وجود اهمیت بالای متغیر سلامت بخصوص سلامت زنان، بسیاری از حیطه‌های مرتبط با سلامت زنان کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در واقع، پرداختن به سلامت زنان، سرمایه‌گذاری برای نسل‌های بعدی است و غفلت از آن نتایج جبران ناپذیری می‌تواند در پی داشته باشد. علاوه بر سلامت نسل‌های آتی، سلامت زنان به صورت مستقیم نیز بر رشد اقتصادی کشورها تاثیرگذار است. از آنجایی که نیروی انسانی یکی از عوامل موثر در توسعه جوامع هستند زنان نیز به‌عنوان نیمی از جمعیت دنیا سهم عمده‌ای در عرصه توسعه اقتصادی و به دنبال آن نقش موثر و سازنده‌ای در به حرکت درآوردن بخش‌های مختلف اقتصادی دارند. همچنین یکی از مهم‌ترین گروه‌های اجتماعی متأثر از کیفیت زندگی و در عین حال موثر بر آن می‌باشند. این گروه از آنجا که ارتباط مؤثر و سازنده ای با گروه‌های اجتماعی جامعه دارند، علاوه بر وظایف شخصی نقش مهمی در پیشرفت‌های اجتماعی و توسعه پایدار آن ایفا می‌کنند. آنان برای تسریع روند تغییر و توسعه پایدار جامعه، مسئولیت به‌سزا و تعیین کننده‌ای بر عهده دارند. به

* کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
** استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
*** استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)
(s_sojudi@tabrizu.ac.ir)

همین علت کشورهایی که در مسیر توسعه سازنده قرار دارند؛ به این موضوع پی برده‌اند که ضرورت ایجاد جامعه سالم در گرو وجود زنان مؤثر در جامعه است. زنان سالم بیشتر قادر هستند تا به صورت کارآمدی در بازار کار با نتایج مستقیم برای تأمین مؤثر نیروی کار و بنابراین سطح و رشد خروجی اقتصادی مشارکت بکنند و هر چقدر سلامتی بیشتر باشد بازدهی به سرمایه‌های آموزشی افزایش می‌یابد. با توجه به اهمیت سلامت بر رشد اقتصادی و با توجه به اینکه سلامت به عنوان یکی از مؤلفه‌های اساسی سرمایه انسانی محسوب می‌شود در این پژوهش تلاش نمودیم تا اثر متغیرهای امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ و میر را بر رشد اقتصادی کشورهای گروه D8 بررسی نماییم. این پژوهش به بررسی جهت علیت بین شاخص‌های سلامت زنان (امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ و میر) و رشد اقتصادی طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۰ با استفاده از رویکرد علیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶) در کشورهای گروه D8 پرداخته است. این روش مبتنی بر رگرسیون به ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور است. همچنین برای آزمون علیت در مجموعه کشورهای D8 از آزمون علیت دومیترسکو- هورلین استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز از پایگاه داده‌های آماری بانک جهانی استخراج شده است. ابزارهای اقتصادسنجی مورد استفاده در این پژوهش، نرم‌افزارهای STATA14، TSP، GAUSS16 است.

یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که در کشورهای گروه D8 فرضیه مبنی بر عدم وجود رابطه علیت از متغیرهای امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ و میر به رشد اقتصادی را در سطح معناداری ۵ درصد نمی‌توان رد کرد، ولی فرضیه مبنی بر عدم وجود رابطه علیت از رشد اقتصادی به امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ و میر رد می‌شود. به این معنی که رابطه علیت از سمت متغیرهای شاخص‌های سلامت به سمت رشد اقتصادی وجود ندارد ولی از سمت رشد اقتصادی به سمت شاخص‌های سلامت رابطه علیت وجود دارد. بنابراین رابطه علی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ و میر وجود دارد. پس نتیجه می‌گیریم که در اغلب کشورهای گروه D8 و در مجموعه این کشورها به صورت یک کل رابطه علی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به شاخص‌های سلامت زنان وجود دارد.

طبقه بندی JEL : C33، I15، O47

واژه‌های کلیدی: *رشد اقتصادی، کونیا، رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR)، سلامت، علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت استرپ.*

۱- مقدمه

اقتصاددانان توسعه معتقدند که سرمایه انسانی یکی از اساسی‌ترین عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی است. رشد پایدار به موجودی سرمایه انسانی بستگی دارد که آن نیز با بهبود آموزش عالی، سطح سلامتی، یادگیری و تربیت افزایش می‌یابد. بهبود سلامت در نیروی انسانی به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر سرمایه انسانی، انگیزه ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بهتر را به دنبال خواهد داشت، زیرا بهبود شرایط بهداشتی، از یک‌سو جذابیت سرمایه‌گذاری در آموزش و فرصت‌های آموزشی را افزایش خواهد داد و از سوی دیگر با افزایش توانایی یادگیری، افراد را برای ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بیشتر مستعدتر خواهد کرد. سلامت و بهداشت مناسب موجب بهبود و افزایش توان نیروی کار می‌شود که متعاقباً منجر به افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود. همچنین افزایش بهداشت و شاخص‌های بهداشتی در جامعه با کاهش مرگ‌ومیر و افزایش امید به زندگی افراد را به پس‌انداز بیشتر تشویق خواهد کرد. با افزایش پس‌انداز در جامعه سرمایه فیزیکی افزایش‌یافته و این موضوع نیز به‌صورت غیرمستقیم بر بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی مؤثر خواهد بود (Weil, 2007). در حوزه سلامت، سلامت زنان یکی از موضوعات مهم محسوب می‌شود. سلامت زنان باعث بهره‌وری نسل‌های بعد می‌شود که بهره‌وری نسل‌های بعد می‌تواند چرخه توسعه مثبت اجتماعی را تسریع کند. جامعه‌هایی که سلامت زنان را اولویت‌بندی می‌کنند، احتمالاً سلامت عموم مردم را به‌طورکلی بهبود می‌بخشند و نسل‌های آینده نیز از آن بهره خواهند برد. با توجه به اهمیت مشارکت اقتصادی زنان و تأکید مطالعات مختلف بر نقش زنان در پیشبرد اهداف اقتصادی جوامع، سلامت زنان علاوه بر اثرات غیرمستقیم به‌صورت مستقیم نیز بر رشد اقتصادی می‌تواند تأثیرگذار باشد. بااین‌وجود بسیاری از حیطه‌های مرتبط با سلامت زنان تاکنون مورد شناسایی واقع نشده یا کمتر مورد توجه قرار گرفته است. هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر سلامت زنان بر رشد اقتصادی است. در خصوص تأثیر سلامت بر رشد اقتصادی، باوجود تأکید نظریه‌پردازان رشد بر تأثیر مثبت بهبود سلامت از طریق ارتقاء سطح سرمایه انسانی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی است، تأثیر سلامت و رشد ازلحاظ تجربی همچنان مبهم است و به دلیل احتمال وجود درون‌زایی بین این دو متغیر بررسی تأثیر یک‌سویه اثر سلامت بر رشد اقتصادی دشوار است. بنابراین، در بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت با رشد تولید نیاز به بررسی هم‌زمان اثر رشد

اقتصادی بر سلامت نیز وجود دارد. نکته دیگری که در بررسی اثر متغیرهای سلامت مانند امید به زندگی و نرخ باروری باید به آن دقت نمود این است که معمولاً این متغیرها در یک کشور معین در کوتاه‌مدت تغییر چندانی نداشته و در طول دوره‌های طولانی تغییرات اندکی را تجربه می‌کنند و مطالعات بین کشوری در مطالعات مربوط به تأثیر این نوع متغیرها بر رشد مناسب‌تر می‌باشند.

بنابراین با توجه به دلایل عنوان شده در فوق، در این مطالعه با استفاده از روش علیت گرنجر به بررسی رابطه علّی بین سلامت زنان و رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8[1] پرداخته می‌شود. دلیل انتخاب این گروه، تفاوت این گروه از کشورها ازلحاظ وضعیت اقتصادی و اجتماعی است که این تفاوت‌ها می‌تواند در نتیجه‌گیری‌ها کاربرد فراوانی داشته باشد. گروه D8 یکی از مهم‌ترین گروه‌های شامل کشورهای درحال‌توسعه اسلامی ازجمله ایران است که ازلحاظ ساختار اقتصادی و اجتماعی تشابه فراوانی با ایران دارند.

۲- مبانی نظری

در اوایل دهه ۱۹۶۰ میلادی با تلاش شولتز و دنیسون[2] سرمایه انسانی در کنار سایر عوامل تولید قرار گرفت. از آن زمان تاکنون بررسی نقش سرمایه انسانی در پدیده‌های مختلف اقتصاد به‌ویژه در فرآیند رشد اقتصادی مورد توجه پژوهشگران این علم قرار گرفته است. بررسی آثار تفاوت جنسیت بر توسعه و رشد اقتصادی، موضوع نظریه‌های جدیدی است که با وارد نمودن مسائل انسانی در توسعه، از اهمیت خاصی برخوردار شده است (Barzani & Hatami, 2010).

منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲)، سرمایه انسانی را به‌عنوان یک عامل در کنار سایر عوامل وارد مدل رشد سولو نمودند (Mankiw, Romer and Weil, 1992). نولز و اوون (۱۹۹۵)، با بسط مدل منکیو، رومر و ویل ، بهداشت را نیز به‌عنوان یکی از اجزاء سرمایه انسانی در مدل‌های رشد در نظر گرفتند (Knowles & Owen, 1995).

سلامت به‌عنوان یکی از اجزا و عناصر اصلی تشکیل دهنده سرمایه انسانی از عوامل اصلی رشد اقتصادی کشورها بشمار می‌آید. به‌طوری‌که گروهی از محققان

[1] The D-8 Organization for Economic Cooperation, also known as Developing-8, is an organisation for development co-operation among the following countries: Bangladesh, Egypt, Nigeria, Indonesia, Iran, Malaysia, Pakistan, and Turkey.

[2] Schultz & Denison

همچون موشکین[3] (۱۹۶۲)، فوکس[4] (۱۹۶۶) و گروسمن[5] (۱۹۷۲) درآمد را تابع عامل سلامت می‌دانند. این افراد سلامت را یکی از پایه‌های سرمایه انسانی، عامل افزایش عرضه‌ی نیروی کار و بهره‌وری بیشتر می‌دانند و معتقدند درصورتی‌که سلامت به‌عنوان یکی از عوامل سرمایه انسانی وارد تابع تولید شود، افزایش در سلامت منجر به افزایش درآمد و در نهایت رشد اقتصادی خواهد شد (Rabiee et al., 2013). پایه اثرگذاری بهداشت و سلامت در اقتصاد، به توابع مطلوبیت و اهمیت سلامتی به عنوان یک کالا برای افراد بازمی‌گردد. در این زمینه اولین شخصی که سرمایه سلامت را برای اولین بار در توابع مطلوبیت و تولید وارد کرد گروسمن (۱۹۷۲) بود. وی معتقد است وضعیت سلامتی انسان به‌صورت یک ذخیره در نظر گرفته می‌شود و لذا سلامت کالایی سرمایه‌ای است که عمر سالم برای فرد تولید می‌کند، بنابراین می‌توان آن را در تابع مطلوبیت و تولید وارد کرد (Ghanbari & Baskha, 2008). گروسمن بیان می‌دارد کالای سلامت به دو دلیل عمده تقاضا می‌شود:

۱- از دیدگاه مصرفی: در این حالت افراد فی‌نفسه به دنبال سلامتی هستند. چون با افزایش سلامتی کیفیت زندگی فرد بالاتر می‌رود و افراد مطلوبیت بیشتری را از این امر کسب می‌کنند.

۲- از دید سرمایه‌گذاری: در این حالت با سرمایه‌گذاری افراد در بخش سلامت تعداد روزهای بیماری افراد کاهش یافته و افراد زمان بیشتری را می‌توانند به امر کار و فراغت اختصاص دهند (Lotfalipour et al., 2011).

سلامت از طریق کانال‌های متعددی می‌تواند موجبات رشد اقتصادی را فراهم آورد ازجمله این کانال‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- افزایش بهره‌وری: کوری و مادریان[6] (۱۹۹۹)، معتقدند که معمولاً افراد سالم‌تر به ازای هر ساعت، تولید بیشتری انجام می‌دهند. از یک‌سو، بهره‌وری از طریق بهبود در فعالیت‌های فیزیکی و فکری افزایش می‌یابد و از سوی دیگر،

پرتال جامع علوم انسانی

[3] Mushkin
[4] Fuchs
[5] Grossman
[6] Currie & Madrian

افراد سالم‌تر به لحاظ روانی و فیزیکی استفاده بهتر و کاراتری از فناوری و ابزار تولیدی می‌کنند (Currie & Madrian, 1999).

۲- عرضه نیروی کار: اثر سلامت بر عرضه نیروی کار مبهم است. سورکی و همکاران[۷] (۲۰۰۵) معتقدند که اثر سلامت بر رشد اقتصادی وابسته به دو اثر جانشینی و درآمدی می‌باشد. از یک‌سو، افراد سالم‌تر دارای بهره‌وری بالاتر بوده و درنتیجه دستمزد بیشتری دریافت می‌کنند. این افزایش در دریافتی، موجب ایجاد انگیزه بالاتر برای عرضه بیشتر نیروی کار می‌شود. (اثر جانشینی) از سوی دیگر، سلامت افراد موجب افزایش دریافتی آن‌ها در طول عمر می‌شود. این امر ممکن است افراد را متمایل به کاهش عرضه نیروی کار کند (اثر درآمدی). در این میان، اگر اثر جانشینی بر اثر درآمدی غلبه کند، بهبود در سلامت افزایش رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت (Suhrcke et al., 2005).

۳- ارتقا و سطح آموزش: بر اساس نظریه‌های سرمایه انسانی افراد با آموزش بالاتر، بهره‌وری و دستمزد بالاتر دارند. استراوس و توماس[۸] (۱۹۹۸) معتقدند که سلامت و تغذیه بهتر راه را برای رسیدن به سطوح بالاتر آموزشی برای دانش‌آموزان هموار کرده و امکان مردودی و غیبت در کلاس‌های آموزشی را برای آن‌ها کمتر می‌کند. بااین‌وجود، سلامت بهتر در مراحل اولیه زندگی موجب بهبود بهره‌وری در سال‌های آتی زندگی می‌شود. علاوه بر این، اگر سلامت بهتر را همراه با امید به زندگی بالاتر بدانیم، افراد سالم‌تر امید به زندگی بالاتر و انگیزه بیشتری برای سرمایه‌گذاری در آموزش و یادگیری خواهند داشت (Strauss & Thomas, 1998).

٤- افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری: به نظر سورکی و همکاران، وضعیت سلامت جسمانی و روانی افراد یک کشور، نه‌تنها موجب تغییر در سطح درآمد آن‌ها شده، بلکه موجب اثرگذاری بر توزیع درآمد بین مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌شود (Marzban, 2011).

در این میان مطالعات فراوانی به‌طور خاص بر اهمیت سلامت زنان در ایجاد رشد اقتصادی تأکید نموده‌اند. بر اساس این مطالعات سلامت زنان از کانال‌های زیر بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد:

---

[7] Suhrcke et al
[8] Strauss & Thomas

۱. زنان سالم بیشتر قادر به مشارکت مولد در بازار کار بوده و به‌طور مستقیم عرضه نیروی کار مؤثر را افزایش داده و ازاین‌رو سطح و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهند (Bloom et al., 2015).
۲. سلامت زنان، بازده سرمایه‌گذاری‌های آن‌ها در آموزش را افزایش می‌دهد و این امر از طریق افزایش سرمایه انسانی بر رشد تأثیر می‌گذارد (Jayachandran & Lleras-Muney, 2009 and Albanesi & Olivetti, 2014).
۳. سلامت بهتر مادران به‌طور مستقیم بر سلامت کودکان از طریق اثرات رحمی و همچنین توانایی مادران برای شیر و تغذیه فرزندان تأثیر می‌گذارد (Field et al., 2009). بنابراین سلامت زنان در طولانی‌مدت قابلیت‌های انسانی در جامعه را بهبود می‌بخشد (Bloom et al., 2014).
۴. سلامت بهتر زنان ممکن است نرخ باروری و درنتیجه نرخ تکفل را کاهش دهد و درنتیجه تأثیری غیرمستقیم در مشارکت کار زنان در بازار کار و سرمایه‌گذاری‌های آموزشی آن‌ها داشته باشد (Bloom et al., 2014). باروری پایین ممکن است به‌عنوان یک نتیجه مستقیم از بهبود سلامت باروری و از طریق در دسترس بودن داروهای پیشگیری از بارداری به وجود آید (Bailey, 2006).

به‌طورکلی گفته می‌شود ارتباط متقابلی بین سلامت و رشد اقتصادی وجود دارد. بدین معنی که ارتقای سلامت افراد جامعه به‌خصوص نیروی کار تأثیر مستقیمی بر روی رشد اقتصادی دارد و به دنبال آن توسعه اقتصادی و اجتماعی جامعه را می‌تواند به دنبال داشته باشد. از طرف دیگر رشد اقتصادی می‌تواند به ارتقای سطح سلامت کشور منجر شود. در بحث رشد اقتصادی و سلامت از جریان "علّیت دورانی و تراکم میردال"[9] نام‌برده می‌شود که برحسب این جریان درآمدهای کم به سطح پایین زندگی منجر می‌شود. لذا سطح بهره‌وری نیروی انسانی را در حد پایین نگه می‌دارد. این امر، به‌نوبه خود درآمدهای پایین را سبب می‌شود و این دور باطل تکرار می‌گردد (Lotfalipour et al., 2011).

[9] Rotational Causality and Myrdal Density

گروهی از محققان همچون نیوهاوس[10] (۱۹۷۷)، لیوهانسن[11] (۱۹۸۶) و پارکین و همکاران[12] (۱۹۸۷) بر روی تأثیر درآمد روی مقوله سلامت مطالعه نموده‌اند. درواقع این محققان معتقدند افزایش منابع اختصاص داده شده به حوزه سلامت و بهبود وضعیت سلامتی افراد، درنتیجه بهبود وضع اقتصادی و رفاه ناشی از آن است. نتایج یافته‌های این محققان موید تأثیر قوی درآمد روی سلامت می‌باشد (Rezazadeh et al., 2017).

درآمد را می‌توان به‌عنوان یکی از عوامل و فاکتورهای مهم مؤثر بر سطح بهداشتی جامعه برشمرد و هزینه‌های انجام شده در حوزه سلامت، ارتباط بسیار نزدیکی با درآمد افراد و جوامع دارد. درواقع با بدتر شدن وضعیت مالی جوامع و خانوارها و بروز فقر در بین آن‌ها، فقر بهداشتی نیز در بین آن‌ها افزایش می‌یابد درنتیجه، میزان ابتلا به بیماری‌های مختلف و مرگ‌ومیر در این خانوارها و جوامع افزایش می‌یابد. علاوه بر این، شواهد و تحقیقات نشان می‌دهد، فقر نسبی به‌مانند فقر مطلق رابطه نزدیکی با فقر بهداشتی جوامع دارد و مطالعات انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد این ارتباط به‌ویژه در کشورهای توسعه یافته قوی‌تر است (Byrne, 2003).

ازجمله کانال‌های تأثیر رشد اقتصادی بر سلامت می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- افزایش سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت و درمان توسط بخش دولتی: رشد اقتصادی باعث می‌شود تا منابع درآمدی دولت اعم از درآمدهای مالیاتی و سایر درآمدهای حاصل از فعالیت‌های انتفاعی دولت افزایش یافته و این امر باعث افزایش سرمایه‌گذاری در حوزه سلامت، صرف منابع مالی بیشتر در این حوزه و توسعه خدمات سلامتی و درمانی از طرف دولت می‌شود.

۲- ایجاد انگیزه در بخش خصوصی برای افزایش سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت و درمان: توسعه هم‌زمان بازارهای مختلف درنتیجه رشد اقتصادی ازجمله بازار کار باعث می‌شود تا قابلیت تولیدی نیروی کار افزایش یابد و از این طریق انگیزه

پرتال جامع علوم انسانی

[10] Newhouse
[11] Leuhansen
[12] Parkin et al.

کافی برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش سلامت و درمان را فراهم می‌آورد (Lotfalipour et al., 2011).

۳- پیشینه تحقیق

در مطالعات مربوط به نقش سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، بر جنبه آموزش نیروی انسانی و تأثیر این موضوع بر رشد، تأکید بیشتری شده است و سهم بهداشت و سلامت در رشد اقتصادی کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در چند دهه اخیر مطالعاتی در این زمینه صورت گرفته و سلامت و بهداشت به‌عنوان جزئی از سرمایه انسانی عامل مهم در ارتقاء رشد اقتصادی معرفی شده است. مهم‌ترین مطالعات سال‌های اخیر در داخل و خارج از کشور را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

حسن و کورای (۲۰۱۲)، با استفاده از تابع تولید با بازدهی ثابت مقدار بازده به سرمایه انسانی را در ۸۳ کشور طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۹ مورد بررسی قرار دادند. آنان از امید به زندگی زنان و میزان ثبت‌نام در مدارس به تفکیک زن و مرد به‌عنوان متغیرهای توضیحی استفاده نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که امید به زندگی مردان تأثیر مثبت و امید به زندگی زنان تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته است (Hassan & Cooray, 2012).

نایا و همکاران (۲۰۱۲)، با استفاده از مدل رشد منکیو، رومر و ویل و با استفاده از علیت انگل- گرنجر به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشور کامرون را طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته است (Naya et al., 2012).

امیری و گردهام (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های پانل در ۱۸۰ کشور برای مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال و ۱۷۰ کشور برای مرگ‌ومیر مادران، روابط بین تولید ناخالص داخلی و مرگ‌ومیر مادر و کودک طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در اکثر کشورها بین مرگ‌ومیر کودکان و رشد اقتصادی رابطه دوطرفه و بین مرگ‌ومیر مادر و رشد اقتصادی رابطه یک‌طرفه وجود داشته است (Amiri & Gerdtham, 2013).

انیسانوا (۲۰۱۴)، با استفاده از تکنیک‌های علیت هم انباشتگی و گرنجر در تجزیه‌وتحلیل داده‌های سری زمانی در نیجریه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ تأثیر

سلامت بر رشد اقتصادی در نیجریه را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی به‌طور مثبت تحت تأثیر شاخص‌های سلامت در بلندمدت و شاخص‌های سلامت ناشی از تولید ناخالص داخلی سرانه است. شاخص‌های سلامت تأثیر طولانی‌مدت بر رشد اقتصادی دارند. نرخ باروری با تولید ناخالص داخلی رابطه یک‌طرفه، امید به زندگی با تولید ناخالص داخلی رابطه دوطرفه، تولید ناخالص داخلی با شکل‌گیری سرمایه ناخالص رابطه دوطرفه و هزینه‌های بهداشتی با تولید ناخالص داخلی رابطه یک‌طرفه داشته است (Onisanwa, 2014).

لیکومبا و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های پانل از کشورهای SADC[13] رابطه بین سلامت با تجزیه‌وتحلیل جنسیتی و رشد اقتصادی در طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه بهبود سلامت با امید به زندگی اندازه‌گیری شده و رشد اقتصادی با تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت ثابت ۲۰۰۵ و داده‌ها از WDI[14] گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بهبود در سلامت زن و مرد می‌تواند به‌طور قابل توجهی رشد اقتصادی در این منطقه را بهبود ببخشد (Licumba et al., 2016).

برخی مطالعات مانند بهشتی و سجودی (۱۳۸۶)، در مطالعه خود به بررسی رابطه علّی بین تولید ناخالص داخلی و مخارج بهداشتی در ایران طی سال‌های ۸۳-۱۳۳۸ با استفاده از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که درحالی‌که تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و کاملاً معنی‌دار بر مخارج بهداشتی دولت داشته است، مخارج بهداشتی دولت تأثیر معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی نداشته است (Beheshti & Sojoodi, 2007).

ربیعی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه خود به بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه با به کار بردن داده‌های پانل برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که موجودی سرمایه و امید به زندگی تأثیر مثبت بر هر دو گروه کشورهای مورد بررسی دارد و نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال تأثیر منفی بر کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه دارد، همچنین نرخ باروری در کشورهای توسعه‌یافته تأثیر مثبت و در کشورهای درحال‌توسعه تأثیر منفی داشته است (Rabiee et al., 2013).

---

[13] Southern Africa Development Community
[14] World Development Indicators- World Bank Open Data

پناهی و آل‌عمران (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای سازمان همکاری‌های اقتصادی گروه D8 طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ با استفاده از روش پنل دیتا پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از این است که مخارج بهداشتی دولت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته است (Panahi & Aleemran, 2015).

مطالعه سلمانی و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر درآمد سرانه با استفاده از روش GMM در کشورهای با سطح درآمد متوسط طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بهبود شاخص‌های سلامت تأثیر مثبت و معناداری بر درآمد سرانه داشته است (Salmani et al., 2015).

رزمی و حاجبی (۱۳۹۵)، در مطالعه خود با استفاده از روش پانل دیتا طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ و با استفاده از مدل نئوکلاسیکی منکیو، رومر و ویل به بررسی نقش آموزش عالی زنان در رشد کشورهای منتخب نفت‌خیز اوپک و شمال آفریقا پرداخته‌اند. نتایج حاکی از این است که آموزش عالی زنان اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ رشد درآمد سرانه در این کشورها داشته است که بیانگر اهمیت بالای آموزش عالی زنان در تسریع رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه می‌باشد (Razmi & Hajabi, 2016).

متقی و کامران پور (۱۳۹۵)، در مطالعه خود با استفاده از روش اثرات ثابت به بررسی تأثیر سلامت بر عرضه نیروی کار در کشورهای عضو گروه دی- هشت طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اولاً شاخص‌های دستمزد و سلامت زنان تأثیر منفی و شاخص‌های آموزش و شهرنشینی تأثیر مثبتی بر عرضه نیروی کار زنان کشورهای گروه دی- هشت و ثانیاً نرخ باروری بر عرضه نیروی کار زنان در کشورهای گروه D8 تأثیر منفی داشته است (Motaghi & Kamranpoor, 2016).

۴- روش پژوهش

تحقیق ازلحاظ هدف، از نوع تحقیقات کاربردی بوده و ازلحاظ روش تجزیه‌وتحلیل، از نوع تحقیقات تحلیلی است. آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به کار برده شده در تحقیق نیز از پایگاه داده‌های آماری بانک جهانی، شاخص‌های توسعه جهانی استخراج شده است. ابزارهای اقتصادسنجی مورد استفاده در تحقیق، نرم‌افزارهای STATA 14

جهت آزمون همبستگی بین مقاطع، TSP جهت آزمون علیت گرنجر ، GAUSS 14 جهت آزمون تجانس(همگنی) بین اعضای پانل بوده و محدوده زمانی فاصله سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ و قلمرو مکانی نیز شامل کشورهای عضو گروه D8 است. اعضای گروه D8 کشورهای مسلمان درحال‌توسعه هستند و اعضای این گروه کشورهای ایران، ترکیه، پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مالزی، مصر و نیجریه است. در این تحقیق، به‌منظور بررسی رابطه علیت بین سلامت زنان و رشد اقتصادی متغیرهای زیر مورد استفاده قرار گرفته‌اند:

متغیر رشد اقتصادی: رشد اقتصادی، رشد تولید ناخالص داخلی کشور می‌باشد. تولید ناخالص داخلی کمیتی است که میزان کل جریان تولید کالاها و خدمات در زمان مشخص را نشان می‌دهد عبارت است از جمع ارزش کلیه کالاها و خدمات تولید شده در یک کشور طی یک دوره زمانی معین (معمولاً یک سال) توسط تولیدکنندگان مقیم کشور و تولید ناخالص داخلی سرانه حاصل تولید ناخالص داخلی تقسیم بر جمعیت کشور است (Hariri, 2009).

متغیر سلامت زنان: شاخص سلامت زنان را می‌توان به دو گروه تقسیم نمود: شاخص‌های نهاده سلامت[۱۵] و موجودی سلامت[۱۶]. شاخص‌های نهاده سلامت شامل مواردی ازجمله مخارج بهداشتی، در دسترس بودن تسهیلات بهداشتی است. شاخص‌های موجودی سلامت شامل امید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و نرخ باروری می‌باشد (Lotfalipour et al., 2011). در این تحقیق از شاخص دوم یعنی امید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و نرخ باروری استفاده شده است.

در این پژوهش با استفاده از رویکرد علیت گرنجری کونیا[۱۷] (۲۰۰۶) رابطه علّی بین سلامت زنان و رشد اقتصادی بررسی شده است. تاکنون مطالعه‌ای در کشورهای گروه D8 با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی بر مبنای علیت گرنجری بین سلامت زنان و رشد اقتصادی با رویکرد بوت استرپ انجام نگرفته است. بنابراین، نوآوری تحقیق حاضر ازلحاظ جامعه آماری و روش اقتصادسنجی مورد استفاده در آن می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[15] Health Input Indicators
[16] Health Stocks Indicators
[17] Konya

۱-۴- آزمون علیت گرنجری مبتنی بر بوت استرپ

برای آزمون جهت علّیت در داده‌های پانلی از رویکرد کونیا (۲۰۰۶)، استفاده کرده‌ایم که مبتنی بر رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور است، می‌باشد. روش علّیت پانلی که توسط (Konya, 2006) ارائه‌شده، یک سیستم شامل دو مجموعه از معادلات به‌صورت زیر است:

$$
\begin{aligned}
y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,1,l}\, y_{1,t-I} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,1,l}\, x_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,1,l}\, z_{1,t-l} + \varepsilon_{1,1,t} \\
y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2,l}\, y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,2,l}\, x_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,2,l}\, z_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t} \\
&\vdots \\
y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,N,l}\, y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,N,l}\, x_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,N,i}\, z_{N,t-l} + \varepsilon_{1,N,t}
\end{aligned}
\qquad (۱)
$$

و

$$
\begin{aligned}
X_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,1,l}\, y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,1,i}\, x_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_2} \eta_{2,1,l}\, z_{1,t-l} + \varepsilon_{2,1,t} \\
X_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,2,l}\, y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,2,l}\, x_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_2} \eta_{2,2,l}\, z_{2,t-l} + \varepsilon_{2,2,t} \\
&\vdots \\
X_{N,t} &= \alpha_{2,N} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,N,l}\, y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,N,l}\, x_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_2} \eta_{2,N,l}\, z_{N,t-l} + \varepsilon_{2,N,t}
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

رابطه‌های ۱و۲، دارای دو ویژگی متمایز است: اولاً، هر معادله در سیستم‌های ۱ و ۲، دارای متغیرهای از پیش تعیین‌شده مختلف هستند و جملات خطا ممکن است یک همبستگی مقطعی داشته باشند، ازاین‌رو این مجموعه معادلات VAR نیست، بلکه سیستم‌های SUR است. ثانیاً: ازآنجاکه از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور استفاده می‌شود، نیازی به پایا بودن متغیرهای سیستم نیست. به این صورت

که متغیرها بدون در نظر گرفتن ویژگی‌های سری زمانی آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند (Konya, 2006). با انجام آزمون علّیت گرنجر در این سیستم:

۱. چنانچه تمام $\gamma_{1,j,i}$ ها ازنظر آماری غیر صفر و تمام $\beta_{2,j,i}$ ها ازنظر آماری صفر باشند، علّیت یک‌طرفه از x به y خواهیم داشت.
۲. چنانچه تمام $\gamma_{1,j,i}$ ها ازنظر آماری صفر و تمام $\beta_{2,j,i}$ ها ازنظر آماری غیر صفر باشند، علّیت یک‌طرفه از y به x خواهیم داشت.
۳. اگر تمام $\gamma_{1,j,i}$ ها و $\beta_{2,j,i}$ ها ازنظر آماری غیر صفر و معنادار باشند، علّیت دوطرفه یا یک جریان بازخورد بین x و y خواهیم داشت.
۴. اگر تمام $\gamma_{1,j,i}$ ها و $\beta_{2,j,i}$ ها ازنظر آماری غیر صفر و معنادار نباشند، هیچ رابطه علّی بین x و y وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود.

روش مناسب برای تخمین رابطه‌های ۱ و ۲، به ویژگی‌های جملات خطا بستگی دارد. اگر هیچ‌گونه وابستگی مقطعی در بین کشورها وجود نداشته باشد، می‌توان معادلات را به‌طور مستقل یک به یک با روش OLS تخمین زد در نتیجه OLS بهترین برآوردگر غیرخطی است. ولی باوجود همبستگی هم‌زمان در میان اعضای پانل، روش OLS ناکارامد است و تخمین‌زن رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SUR) کاراتر از تخمین‌زن‌های OLS هستند (Konya, 2006).

پیش از تخمین باید تعداد وقفه‌ها مشخص شود. تعیین درست وقفه‌ها یک گام اساسی است، زیرا نتایج آزمون علیت به ساختار وقفه‌ها وابسته است. به طور کلی اگر طول وقفه انتخابی کمتر از طول وقفه واقعی باشد، به مفهوم این است که برخی از متغیرهای مهم از مدل حذف شده‌اند که این موجب ایجاد اریب در ضرایب رگرسیون خواهد شد و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل سبب افزایش خطاهای استاندارد ضرایب برآورد شده و تخمین‌های ناکارا می‌شوند. در یک پانل نسبتاً بزرگ تغییر ساختار وقفه بار محاسباتی را افزایش می‌دهد. متأسفانه، قانون مشخصی در مورد تعیین حداکثر وقفه وجود ندارد اگرچه معیارها و ضوابطی وجود دارد که از آن‌ها می‌توان برای تعیین حداکثر وقفه استفاده کرد از جمله آماره‌های آکائیک (AIC) و شوآرزبیزین (SC). در هر سیستم حداکثر وقفه‌های متفاوتی برای X و Y در یک زیر بخش اعمال می‌شوند و در میان زیر بخش‌های مختلف این وقفه‌ها متفاوت خواهند بود. با فرض آنکه دامنه این وقفه‌ها ۱ تا ۴ است، رابطه‌های ۱ و ۲ را برای هر زوج ممکن mlx_1 ، mly_1 و mlx_2 و mly_2

برآورد و ترکیباتی انتخاب می‌شوند که آماره‌های آکائیک[۱۸] (AIC) و شوآرزبیزین[۱۹] (SC) را حداقل کند. مطابق با روش کونیا، در نظرگرفتن حداکثر وقفه‌های متفاوت برای کشورها باعث پیچیدگی محاسبات خواهد شد به همین دلیل برای کشورها یکسان در نظر گرفته‌ایم و فقط برای متغیرها حداکثر وقفه تعیین کرده‌ایم (Konya, 2006).

$$AIC_k = LN|W| + \frac{2N^2{}_q}{T} \qquad (۳)$$

و

$$SC_k = LN|W| + \frac{N^2{}_Q}{T} + LN(T) \qquad (۴)$$

در روابط فوق، W ماتریس کواریانس باقیمانده تخمین زده شده، N تعداد معادلات، q تعداد ضرایب هر معادله و T اندازه نمونه کل در k = 1,2 است.

برای آزمون همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی مقطعی و فرضیه جایگزین همبستگی مقطعی می‌باشد. آزمون همبستگی مقطعی معادل آزمون همبستگی همزمان جملات خطا در سیستم‌های توصیف شده در رابطه‌های ۱و ۲ است. در صورت رد فرضیه صفر استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) منجر به افزایش کارایی نسبت به روش OLS خواهد شد (Konya, 2006).

$$\lambda = T\sum_{i=2}^{N}\sum_{j=1}^{i-1} r^2{}_{ij} \qquad (۵)$$

چون تمام کشورها به‌طور هم‌زمان باهم در نظر گرفته‌شده‌اند، بنابراین، امکان وجود همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل وجود دارد. با استفاده از آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور به بررسی علّیت گرنجر از x به y در رابطه ۱ و از y به x در رابطه ۲، پرداخته می‌شود. بوت استرپ درواقع یک روش بازنمونه‌گیری است. به علت اختصار، بر روی آزمون علّیت از x به y در سیستم رابطه ۱ تمرکز می‌کنیم. یک فرآیند مشابه نیز در رابطه ۲ برای بررسی جهت علّیت از x به y به‌کاربرده می‌شود. روند کار به صورت زیر شامل چهار گام است:

[18] Akaike Information Criterion
[19] Schwartz Criterion

گام اول: تخمین معادلات سیستم (۱) تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از x به y وجود ندارد (با اعمال محدودیت $\gamma_{1,i,l}=0$ برای تمام l ها (کشورها) و i ها (وقفه ها))، باقیمانده‌ها[۲۰] را به دست می‌آوریم:

$$e_{H_{0,i,t}} = y_{i,t} - \hat{\alpha}_{1,i} + \sum_{l=1}^{mly_1} \hat{\beta}_{1,i,l} y_{i,t-l} \qquad (۶)$$
$$for\ \ i = 1, \dots, N\ and\ \ t = 1, \dots, T$$

از این باقیمانده‌ها، ماتریس $\left[e_{H_{0,i,t}}\right]_{N\times T}$ را به دست می‌آوریم.

گام دوم: این باقیمانده‌ها را بازنمونه‌گیری می‌کنیم. برای حفظ همبستگی مقطعی همزمان در جملات خطا در سیستم (۱)، باقیمانده‌ها را برای هر کشور به صورت یکی-یکی ترسیم نمی‌کنیم، بلکه یک ستون کامل از ماتریس $\left[e_{H_{0,i,t}}\right]_{N\times T}$ را در یک زمان به طور تصادفی انتخاب می‌کنیم. باقیمانده‌های بوت استرپ انتخاب شده را به‌صورت $e^*_{H_0,i,t}$ نشان می‌دهیم که $t = 1, \dots, T^*$ و T^* می‌تواند از T بزرگ‌تر باشد.

گام سوم: بار دیگر با فرض آنکه هیچ‌گونه علیتی توسط X وجود ندارد، نمونه استرپ Y را با استفاده از فرمول زیر تولید می‌کنیم:

$$y^*_{i,t} = \hat{\alpha}_{1,i} + \sum_{l=1}^{mly_1} \hat{\beta}_{1,i,l}\, y^*_{i,t-1} + e^*_{H0,i,t} \qquad t = 1, \dots, T^* \qquad (۷)$$

گام چهارم: $y^*_{j,t}$ را جایگزین $y_{j,t}$ کرده و سیستم (۱) را بدون اعمال هیچ‌گونه محدودیت پارامتری بر روی آن تخمین می‌زنیم، سپس آزمون والد را برای هر کشور به‌طور جداگانه برای بررسی فرضیه صفر یعنی عدم علیت، انجام می‌دهیم.

گام پنجم: در این مرحله گام‌های ۲ تا ۴ چندین بار تکرار می‌شوند تا توزیع‌های تجربی آماره‌های آزمون والد به دست آید. آنگاه مقادیر بحرانی بوت استرپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام، ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت استرپ برای هر آماره آزمون از ۱۰ هزار بار تکرار به دست می‌آید.

۴-۲- آزمون‌های وابستگی مقطعی و همگنی شیب

آزمون علیت گرنجری کونیا (۲۰۰۶) در داده‌های پانلی بر اساس یک روش رفتاری دقیق، برحسب دو گام می‌باشد: گام نخست، کنترل امکان همبستگی مقطعی در بین

[20] Residuals

اعضای پانل می‌باشد. فرض می‌شود که داده‌های مورد استفاده در پانل، استقلال مقطعی دارند؛ درصورتی وابستگی بین مقاطع به وجود می‌آید که عواملی مثل پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد. پسران (۲۰۰۶)، نشان می‌دهد که یک تورش و انحراف اساسی در صورت نادیده گرفتن همبستگی مقطعی به وجود می‌آید. بنابراین اولین گام در آزمون علّیت گرنجر در بین داده‌های پانلی، انجام آزمون همبستگی بین مقاطع است (Pesaran, 2006). بر این اساس، آزمون‌های متعددی ازجمله آزمون بروش و پاگان[۲۱] (۱۹۸۰) و CD تست پسران[۲۲] (۲۰۰۴) بررسی شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) مورد استفاده قرار گرفته است. این آزمون، هم برای داده‌های پانل متوازن و هم برای پانل نامتوازن قابل اجرا می‌باشد که در نمونه‌های کوچک خصوصیات مناسبی دارد. آزمون CD پسران (۲۰۰۴) برخلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای مقاطع بزرگ و دوره زمانی کوچک نیز نتایج قابل قبولی ارائه کرده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (Pesaran, 2004). فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده عدم وابستگی بین مقاطع است و فرضیه مقابل این آزمون به وجود وابستگی بین مقاطع اشاره دارد. برای پانل-های متوازن آماره آزمون CD به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{P}_{ij}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۸)$$

که در آن، $\hat{P}_{ij}$ ضرایب همبستگی پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی رابطه زیر است:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + u_{it} \qquad (۹)$$

چنانچه آماره CD محاسباتی در یک سطح معنی‌داری از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، فرضیه صفر رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می‌شود (Hoyos & Sarafidis, 2006).

گام دوم بحث ناهمگنی (عدم تجانس) است. براین‌اساس که ناهمگنی پارامترهای تخمین زده شده برای هر عضو نمونه، به‌منظور اعمال یک محدودیت بر رابطه علّی

[21] Breusch and Pagan
[22] Pesaran' CD test 2004

باید در نظر گرفته شود. به علت ویژگی خاص هر کشور فرض همگنی (تجانس) را برای پارمترهای اعضای نمونه نمی‌توان در نظر گرفت (Breitung, 2005). ممکن است در تحلیل رابطه علّی بین متغیرهای مورد بررسی در داده‌های پانل، نتایج گمراه کننده‌ای به دست آید. از طرفی ازآنجاکه کشورهای عضو گروه D8 ازنظر سلامت زنان و رشد اقتصادی دارای سطوح معینی از ناهمگنی هستند، در نظر گرفتن فرض همگنی برای این کشورها در تحلیل رابطه علّی بین این دو متغیر ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. به‌منظور انجام آزمون ناهمگنی بین اعضای پانل، از آزمون دلتا استفاده شده است که در آن، فرضیه صفر، یکسان بودن شیب تمام مقاطع و فرضیه مقابل، عدم تجانس بین اعضای نمونه می‌باشد. آماره این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{\Delta}= \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S}-K}{\sqrt{2K}}\right)\rightarrow N(0,1) \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق $\tilde{S}$ از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\tilde{S}=\sum_{i=1}^{N}(\hat{\beta}_i-\tilde{\beta}_{WFE})\frac{\acute{X}_i M_T X_i}{\tilde{\delta}_i^{\,2}}(\hat{\beta}_i-\tilde{\beta}_{WFE}) \qquad (۱۱)$$

که در آن، $\hat{\beta}_i$ و $\tilde{\beta}_{WFE}$ به ترتیب تخمین‌زن OLS تلفیقی و تخمین‌زن تلفیقی اثرات ثابت وزنی β_i از معادله (۶)، M_T ماتریس شناسایی و $\tilde{\delta}_i^{\,2}$ تخمین‌زن $\delta_i^{\,2}$ است (Pesaran & Yamagata, 2008).

۴-۳- آزمون علیت دومیترسکو-هورلین

دومیترسکو-هورلین (۲۰۱۲)، قید همسانی مقاطع را کنار می‌گذارد. سپس آماره $\overline{W}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}W_{i.p}$ مورد محاسبه قرار می‌گیرد. فرآیند آزمون فرضیه صفر بر اساس آماره‌های $\tilde{Z}$ و$\bar{Z}$ می‌باشد که اگر این آماره‌ها از مقادیر متناظر بحرانی بزرگ‌تر باشند فرض H_0 رد می‌شود و درنتیجه علت گرنجر وجود خواهد داشت. برای داده‌های پانلی با N و T بزرگ، $\bar{Z}$ و برای داده‌هایی با N بزرگ و T کوچک، $\tilde{Z}$ مناسب خواهد بود. با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، دومیترسکو-هورلین نشان دادند که این آزمون نشان‌دهنده یک نمونه بسیار خوب حتی برای N و T کوچک است (Dumitrescu & Hurlin, 2012).

۵- یافته‌ها

ابتدا، آزمون‌های همبستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) و $\tilde{\Delta}$ پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) انجام شده و نتایج این آزمون‌ها در جداول ۱ و ۲ آمده است. با توجه به مقدار آماره این آزمون‌ها و مقادیر بحرانی آن‌ها که از توزیع نرمال برخوردار هستند، وابستگی و عدم تجانس بین اعضای پانل در تحقیق حاضر نتیجه‌گیری می‌شود. بنابراین لزوم استفاده از آزمون علیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶) در این تحقیق تأیید می‌شود. بر اساس نتایج جدول ۱، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می‌شود و همچنین بر اساس نتایج جدول ۲، فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن شیب تمام مقاطع رد نشده است و تجانس (همگنی) بین اعضای نمونه نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول ۱: نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی بین اعضای پانل

Table 1: Cross-sectional dependence

	LM بروش و پاگان		LM_{adj} پسران		CD تست پسران	
	آماره	Prob	آماره	Prob	آماره	Prob
Le→GDP	۲۲۱	۰/۰۰۰	۷۷/۴۸	۰/۰۰۰	۱۰/۸۲	۰/۰۰۰
GDP→Le	۲۳۶/۷	۰/۰۰۰	۸۳/۷۲	۰/۰۰۰	۱۱/۳۶	۰/۰۰۰
Fr→GDP	۳۴۷/۶	۰/۰۰۰	۱۲۶/۸	۰/۰۰۰	۱۷/۸۷	۰/۰۰۰
GDP→Fr	۳۹۶/۳	۰/۰۰۰	۱۴۵/۲	۰/۰۰۰	۱۹/۱۵	۰/۰۰۰
Mr→ GDP	۱۹۹/۵	۰/۰۰۰	۶۹/۵۷	۰/۰۰۰	۴/۴۹۲	۰/۰۰۰
GDP→Mr	۲۸۳/۷	۰/۰۰۰	۱۰۳/۸	۰/۰۰۰	۲/۱۰۹	۰/۰۳۵۰

Source: Research calculations مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲: نتایج آزمون تجانس (همگنی) بین اعضای پانل

Table 2: Slope homogeneity tests in Pesaran and Yamagata

	Δ		$\tilde{\Delta}$	
	آماره	Prob	آماره	Prob
Le→GDP	-۲/۳۲۷	۰/۹۹۰	-۲/۵۱۴	۰/۹۹۴
GDP→Le	-۲/۳۰۴	۰/۹۸۹	-۲/۴۸۸	۰/۹۹۴
Fr→GDP	-۲/۰۲۵	۰/۹۷۹	-۲/۱۸۷	۰/۹۸۶
GDP→Fr	-۲/۰۵۹	۰/۹۸۰	-۲/۲۲۴	۰/۹۸۷
Mr→ GDP	-۲/۳۲۱	۰/۹۹۰	-۲/۵۰۷	۰/۹۹۴
GDP→Mr	-۲/۴۱۴	۰/۹۹۲	-۲/۶۰۷	۰/۹۹۵

Source: Research calculations مأخذ: محاسبات تحقیق

انجام آزمون علیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶)، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل است. نتایج تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل در هر یک از کشورها با استفاده از معیار شوارتز (SC) با حداکثر طول وقفه ۴ انجام شده است. بعد از تعیین وقفه لازم، آزمون رابطه علّیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶) انجام شده و نتایج آن در جداول ۳، ۴، ۵، ۶، ۷ و ۸ آمده است. با توجه به مقدار آماره والد و مقادیر بحرانی بوت استرپ (که برای هر کشور متفاوت است)، فرضیه‌های صفر (عدم وجود علیت گرنجری در آن کشور) آزمون می‌شوند. چنانچه مقدار آماره والد به دست آمده برای کشوری از مقادیر بحرانی بوت استرپ آن کشور بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن یعنی پذیرش علت گرنجری در آن کشور تأیید می‌شود و برعکس. با توجه به این توضیحات به تشریح نتایج به دست آمده می‌پردازیم.

بر اساس نتایج جدول ۳، که به بررسی فرضیه صفر مبنی بر اینکه امید به زندگی علت گرنجری رشد اقتصادی نیست، می‌پردازد مقدار آماره والد به دست آمده برای کشور مالزی از مقدار بحرانی بوت استرپ خاص این کشور در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت امید به زندگی به رشد اقتصادی در کشور مالزی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. همچنین، مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای بنگلادش و مصر از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص این کشورها در سطوح ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت امید به زندگی به رشد اقتصادی در کشورهای بنگلادش و مصر در سطوح احتمال ۵ و ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای دیگر ازجمله ایران، ترکیه، پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مصر و نیجریه در سطح احتمال ۱ درصد و برای کشورهای ایران، ترکیه، پاکستان، اندونزی و نیجریه در سطوح احتمال ۵ و ۱۰ درصد از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص این کشورها کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر امید به زندگی علت گرنجری رشد اقتصادی نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۳: نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

فرضیه صفر: امید به زندگی علت گرنجری رشد اقتصادی نیست.

Table 3: Granger causality tests

H_0: Le does not Granger-cause GDP

کشور	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
ایران	۷/۸۹۴	۱۳/۲۷۷	۱۰/۰۸۶	۸/۴۹۱
ترکیه	۵/۶۸۴	۱۵/۸۰۲	۱۲/۰۰۴	۱۰/۱۰۶
پاکستان	۸/۹۳۰	۲۹/۶۶۱	۲۲/۵۳۳	۱۸/۹۶۹
بنگلادش	۹/۰۶۰*	۱۱/۰۰۹	۸/۳۶۴	۷/۰۴۱
اندونزی	۱/۸۵۴	۳۳/۴۹۸	۲۵/۴۴۸	۲۱/۴۲۳
مالزی	۱۶/۱۰۱***	۱۳/۲۲۴	۱۰/۰۴۶	۸/۴۵۱
مصر	۱۲/۹۵۵***	۱۴/۵۵۲	۱۱/۰۵۵	۹/۳۰۶
نیجریه	۰/۳۱۴	۱۳/۳۸۲	۱۰/۱۶۷	۸/۵۵۹

توضیحات: *، ** و *** معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق Source: Research calculations

بر اساس نتایج جدول ۴، که به بررسی فرضیه صفر رشد اقتصادی علت گرنجری امید به زندگی نیست، می‌پردازد مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مصر و نیجریه در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص این کشورهاست. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به امید به زندگی در کشورهای پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مصر و نیجریه در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. همچنین، مقدار آماره والد به دست آمده برای کشور مالزی از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص این کشور در سطح احتمال ۱۰ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به امید به زندگی در کشور مالزی در سطح احتمال ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای دیگر ازجمله ایران، ترکیه و مالزی از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص این کشورها در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد و برای کشورهای ایران و ترکیه در سطح احتمال ۱۰ درصد کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر رشد اقتصادی علت گرنجری امید به زندگی نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

فرضیه صفر: رشد اقتصادی علت گرنجری امید به زندگی نیست.

Table 4: Granger causality tests

H_0: GDP does not Granger-cause Le

کشور	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
ایران	۲/۴۲۴	۱۹/۴۳۱	۱۴/۷۶۱	۱۲/۴۲۷
ترکیه	۴/۷۸۶	۱۴/۵۱۱	۱۱/۰۲۴	۹/۲۸۰
پاکستان	۳۹/۲۹۹***	۱۵/۰۲۸	۱۱/۴۱۶	۹/۶۱۱
بنگلادش	۱۰۵/۴۳۶***	۱۲/۳۹۶	۹/۴۱۷	۷/۹۲۸
اندونزی	۳۳/۷۴۴***	۱۲/۸۹۹	۹/۷۹۹	۸/۲۴۹
مالزی	۱۱/۴۷۶*	۱۶/۷۵۰	۱۲/۷۲۵	۱۰/۷۱۲
مصر	۷۴/۰۹۰***	۱۳/۴۸۶	۱۰/۲۴۵	۸/۶۲۵
نیجریه	۲۱/۷۷۹***	۱۸/۵۵۳	۱۴/۱۰۵	۱۱/۸۷۴

توضیحات: *، ** و *** معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق Source: Research calculations

بر اساس نتایج جدول ۵، که به بررسی فرضیه صفر مبنی بر اینکه نرخ باروری علت گرنجری رشد اقتصادی نیست، می‌پردازد مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای بنگلادش و مصر در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بوت استرپ خاص این کشورهاست. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت نرخ باروری به رشد اقتصادی در کشورهای بنگلادش و مصر در تمام سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای دیگر ازجمله ایران، ترکیه، پاکستان، اندونزی، مالزی و نیجریه از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص آن‌ها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر نرخ باروری علت گرنجری رشد اقتصادی نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۵: نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

فرضیه صفر: نرخ باروری علت گرنجری رشد اقتصادی نیست.

Table 5: Granger causality tests

H_0: Fr does not Granger-cause GDP

کشور	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
ایران	۵/۲۹۳	۱۳/۴۹۸	۱۰/۲۵۴	۸/۶۳۲
ترکیه	۸/۵۷۰	۲۰/۳۴۲	۱۵/۴۵۴	۱۵/۴۵۴
پاکستان	۹/۶۸۱	۱۵/۲۷۲	۱۱/۶۰۱	۱۱/۶۰۱
بنگلادش	۱۴/۲۹۳***	۱۱/۶۶۸	۸/۸۶۴	۸/۸۶۴
اندونزی	۳/۱۸۱	۱۳/۶۱۸	۱۰/۳۴۵	۸/۷۰۹
مالزی	۷/۸۹۵	۱۸/۱۴۱	۱۳/۷۸۱	۱۱/۶۰۲
مصر	۲۳/۳۸۵***	۱۴/۴۱۶	۱۰/۹۵۲	۹/۲۲۰
نیجریه	۵/۸۳۶	۲۹/۴۰۰	۲۲/۳۳۵	۱۸/۸۰۲

توضیحات: *، ** و *** معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق Source: Research calculations

بر اساس نتایج جدول ۶، که به بررسی فرضیه صفر رشد اقتصادی علت گرنجری نرخ باروری نیست، می‌پردازد مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای ایران، بنگلادش، اندونزی و مصر در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بوت استرپ خاص این کشورهاست. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به نرخ باروری در کشورهای ایران، بنگلادش، اندونزی و مصر در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. همچنین، مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای ترکیه و پاکستان از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص این کشورها در سطح احتمال ۱۰ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به نرخ باروری در کشورهای ترکیه و پاکستان در سطح احتمال ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای دیگر ازجمله ترکیه، پاکستان، مالزی و نیجریه در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد و برای کشورهای مالزی و نیجریه در سطح احتمال ۱۰ درصد از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص آن‌ها در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر رشد اقتصادی علت گرنجری نرخ باروری نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

جدول ۶: نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

فرضیه صفر: رشد اقتصادی علت گرنجری نرخ باروری نیست.

Table 6: Granger causality tests

H_0: GDP does not Granger-cause Fr

کشور	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
ایران	۱۵۵/۲۴۱***	۲۳/۰۱۰	۱۷/۴۸۱	۱۴/۷۱۶
ترکیه	۱۹/۷۸۸*	۲۶/۹۵۵	۲۰/۴۷۷	۱۷/۲۳۹
پاکستان	۱۶/۸۵۶*	۲۶/۱۵۷	۱۹/۸۷۱	۱۶/۷۲۸
بنگلادش	۲۴۵/۸۶۸***	۳۳/۷۹۷	۲۵/۶۷۵	۲۱/۶۱۴
اندونزی	۱۰۳/۲۹۹***	۱۵/۵۱۵	۱۱/۷۸۷	۹/۹۲۳
مالزی	۱۵/۲۴۴	۲۳/۹۷۹	۱۸/۲۱۷	۱۵/۳۳۵
مصر	۶۱/۶۰۹***	۲۲/۲۱۳	۱۶/۸۷۵	۱۴/۲۰۶
نیجریه	۲/۸۰۹	۲۰/۶۹۸	۱۵/۷۲۴	۱۳/۲۳۷

توضیحات: *، ** و *** معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق Source: Research calculations

بر اساس نتایج جدول ۷، که به بررسی فرضیه صفر مبنی بر اینکه نرخ مرگ‌ومیر علت گرنجری رشد اقتصادی نیست، می‌پردازد مقدار آماره والد به دست آمده برای کشور نیجریه در سطح احتمال ۱ درصد بزرگ‌تر از مقدار بحرانی بوت استرپ خاص این کشور است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت نرخ مرگ‌ومیر به رشد اقتصادی در کشور نیجریه در سطح احتمال ۱ درصد پذیرفته می‌شود. همچنین، مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای بنگلادش و مصر از مقادیر بحرانی بوت استرپ این کشورها در سطوح احتمال ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت نرخ مرگ‌ومیر به رشد اقتصادی بنگلادش و مصر در سطوح احتمال ۵ و ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره به دست آمده برای کشورهای دیگر ازجمله ایران، ترکیه پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مالزی و مصر از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص آن‌ها در سطح احتمال ۱ درصد و برای کشورهای ایران، ترکیه، پاکستان، اندونزی، مالزی و مصر در سطوح احتمال ۵ و ۱۰ درصد کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر نرخ مرگ‌ومیر علت گرنجری رشد اقتصادی نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

فرضیه صفر: نرخ مرگ‌ومیر علت گرنجری رشد اقتصادی نیست.

Table 7: Granger causality tests

H_0: Mr does not Granger-cause GDP

کشور	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
ایران	۱/۷۱۲	۱۴/۱۸۰	۱۰/۷۷۳	۹/۰۶۹
ترکیه	۱۰/۰۲۶	۳۴/۰۶۴	۲۵/۸۷۸	۲۱/۷۸۵
پاکستان	۷/۲۵۶	۱۲/۳۹۷	۹/۴۱۸	۷/۹۲۹
بنگلادش	۱۲/۶۳۶**	۱۲/۹۴۷	۹/۸۳۶	۸/۲۸۰
اندونزی	۰/۵۰۴	۱۴/۲۰۷	۱۰/۷۹۳	۹/۰۸۶
مالزی	۰/۶۰۴	۲۱/۶۳۳	۱۶/۴۳۵	۱۳/۸۳۵
مصر	۴/۰۳۸	۱۴/۶۳۷	۱۱/۱۲۰	۹/۳۶۱
نیجریه	۱۴/۱۴۱***	۱۲/۴۲۱	۹/۴۳۶	۷/۹۴۴

توضیحات: *، ** و *** معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق Source: Research calculations

بر اساس نتایج جدول ۸، که به بررسی فرضیه صفر رشد اقتصادی علت گرنجری نرخ مرگ‌ومیر نیست، می‌پردازد مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای ایران، پاکستان، مصر و نیجریه در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص این کشورهاست. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به نرخ مرگ‌ومیر در کشورهای ایران، پاکستان، مصر و نیجریه در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای دیگر ازجمله ترکیه، بنگلادش، اندونزی و مالزی از مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص آن‌ها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر رشد اقتصادی علت گرنجری نرخ مرگ‌ومیر نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۸: نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

فرضیه صفر: رشد اقتصادی علت گرنجری نرخ مرگ‌ومیر نیست.

Table 8: Granger causality tests

H_0: GDP does not Granger-cause Mr

کشور	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
ایران	۹۵/۱۳۳***	۱۶/۶۹۶	۱۲/۶۸۴	۱۰/۶۷۷
ترکیه	۶/۳۸۹	۱۸/۳۷۸	۱۳/۹۶۲	۱۱/۷۵۳
پاکستان	۲۸/۳۷۳***	۱۹/۴۶۱	۱۴/۷۸۴	۱۲/۴۴۶
بنگلادش	۷/۰۲۹	۱۶/۳۰۹	۱۲/۳۹۰	۱۰/۴۳۰
اندونزی	۱۱/۹۴۴	۱۸/۸۲۶	۱۴/۳۰۲	۱۲/۰۴۰
مالزی	۲/۱۶۶	۱۳/۶۲۵	۱۰/۳۵۰	۸/۷۱۳
مصر	۳۱/۵۴۰***	۱۴/۶۵۲	۱۱/۱۳۱	۹/۳۷۰
نیجریه	۱۶۵/۰۰۰***	۱۵/۹۸۲	۱۲/۱۴۲	۱۰/۲۲۱

توضیحات: *، ** و *** معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق Source: Research calculations

به‌طورکلی، بر اساس نتایج جداول ۳، ۴، ۵، ۶، ۷ و ۸ وجود رابطه علیت دوطرفه بین امید به زندگی و رشد اقتصادی در کشورهای بنگلادش، مالزی و مصر و وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به امید به زندگی در کشورهای پاکستان، اندونزی و نیجریه تأیید می‌شود. عدم وجود رابطه علیت بین امید به زندگی و رشد اقتصادی برای کشورهای ایران و ترکیه پذیرفته می‌شود. همچنین، وجود رابطه علیت دوطرفه بین نرخ باروری و رشد اقتصادی در کشورهای بنگلادش و مصر و وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به نرخ باروری در کشورهای ایران، اندونزی، ترکیه و پاکستان تأیید می‌شود. عدم وجود رابطه علیت بین نرخ باروری و رشد اقتصادی برای کشورهای مالزی و نیجریه پذیرفته می‌شود. همچنین، وجود رابطه علیت دوطرفه بین نرخ مرگ‌ومیر و رشد اقتصادی در کشور مصر و نیجریه و وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت نرخ مرگ‌ومیر به سمت رشد اقتصادی در کشور بنگلادش تأیید می‌شود. رابطه علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به نرخ مرگ‌ومیر برای کشورهای ایران و پاکستان و عدم وجود رابطه علیت بین نرخ مرگ‌ومیر و رشد اقتصادی برای کشورهای ترکیه، اندونزی و مالزی پذیرفته می‌شود. بر این اساس، در مورد رابطه بین امید به زندگی و رشد اقتصادی، نرخ باروری و رشد اقتصادی و نرخ مرگ‌ومیر و رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه، می‌توان گفت که نتایج به دست آمده بری تمام کشورها با توجه به ساختار اقتصادی متفاوت،

یکسان نیست و نمی‌توان به یک نتیجه واحد برای تک‌تک این کشورها دست یافت. در جدول ۹، نتایج حاصل از آزمون علیت دومیترسکو-هورلین نشان داده شده است. نتایج حاکی از آن است که در کشورهای گروه D8 فرضیه عدم وجود رابطه علیت از متغیرهای امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ‌ومیر به رشد اقتصادی را در سطح معنادار ۵ درصد نمی‌توان رد کرد، ولی عدم وجود رابطه علیت از رشد اقتصادی به امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ‌ومیر رد می‌شود. بنابراین رابطه علی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ‌ومیر وجود دارد.

جدول ۹: نتایج آزمون علیت بین شاخص‌های موجودی سلامت و رشد اقتصادی به روش DH
Table 9: Results of causality test between health inventories and economic growth indices by DH method

	D8	
	p-value	$\bar{Z}$
علیت از امید به زندگی به رشد اقتصادی	۰/۷۵۷۰	۱/۷۹۱۵
علیت از رشد اقتصادی به امید به زندگی	۰/۰۰۲۰	۹/۹۸۶۹
علیت از نرخ باروری به رشد اقتصادی	۰/۳۴۲۰	۲/۵۹۱۷
علیت از رشد اقتصادی به نرخ باروری	۰/۰۰۰۰	۳۳/۳۸۹۸
علیت از نرخ مرگ‌ومیر به رشد اقتصادی	۰/۵۱۱۰	۲/۵۰۶۵
علیت از رشد اقتصادی به نرخ مرگ‌ومیر	۰/۰۰۰۰	۳۰/۰۱۳۹

مآخذ: محاسبات تحقیق Source: Research calculations

۶- بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مقاله، بررسی وجود رابطه علّی بین سلامت زنان و رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8 و با تمرکز بر روی تحلیل خاص هر کشور در دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۰ بوده است. به این منظور از متغیرهای شاخص‌های موجودی سلامت (امید به زندگی، نرخ مرگ‌ومیر و نرخ باروری) و رشد اقتصادی استفاده شده است. ازآنجاکه وجود وابستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای نمونه محتمل به نظر می‌رسید، از آزمون‌های وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) و عدم تجانس پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) استفاده شده است. پس از تأیید وابستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای نمونه، به‌منظور تخمین رابطه علیت بین متغیرهای مدل نیز از روش کونیا (۲۰۰۶) که وابستگی و ناهمگنی بین مقاطع را در نظر می‌گیرد و مبتنی بر رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور است، استفاده شده است. همچنین جهت نتیجه‌گیری کلی برای مجموعه کشورها از آزمون

علیت دومیتروسکو- هورلین استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش به‌صورت خلاصه در جداول ۱۱ و ۱۲ ارائه شده است. در این جداول علامت ✓ نشان‌دهنده وجود رابطه علیت از طرف شاخص‌های موجودی سلامت (امید به زندگی، نرخ باروری و نرخ مرگ‌ومیر) به سمت رشد اقتصادی یا از طرف رشد اقتصادی به سمت شاخص‌های موجودی سلامت و علامت O نشان‌دهنده عدم وجود علیت بین شاخص‌های موجودی سلامت و رشد اقتصادی است. جدول ۱۱ حاکی از رابطه علیت دوطرفه بین امید به زندگی و رشد اقتصادی در کشورهای بنگلادش، مالزی و مصر، وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به امید به زندگی در کشورهای پاکستان، اندونزی و نیجریه و عدم وجود رابطه علیت بین امید به زندگی و رشد اقتصادی برای کشورهای ایران و ترکیه است. همچنین، وجود رابطه علیت دوطرفه بین نرخ باروری و رشد اقتصادی در کشورهای بنگلادش و مصر، وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به نرخ باروری در کشورهای ایران، اندونزی، ترکیه و پاکستان و عدم وجود رابطه علیت بین نرخ باروری و رشد اقتصادی برای کشورهای مالزی و نیجریه است و همچنین، وجود رابطه علیت دوطرفه بین نرخ مرگ‌ومیر و رشد اقتصادی در کشور مصر و نیجریه، وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت نرخ مرگ‌ومیر به سمت رشد اقتصادی در کشور بنگلادش، رابطه علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به نرخ مرگ‌ومیر برای کشورهای ایران و پاکستان و عدم وجود رابطه علیت بین نرخ مرگ‌ومیر و رشد اقتصادی برای کشورهای ترکیه، اندونزی و مالزی است. این نتایج توصیه‌های سیاستی مهمی در زمینه رابطه سلامت زنان و رشد اقتصادی برای کشورهای گروه D8 شامل ایران، ترکیه، پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مالزی، مصر و نیجریه است. بر اساس نتایج جدول ۱۲، در تمامی کشورهای گروه D8 از رشد اقتصادی به حداقل یکی از شاخص‌های سلامت زنان علیت وجود دارد که این نتیجه به اهمیت رشد اقتصادی برای ارتقای شاخص‌های سلامت زنان اشاره دارد. به‌عبارت‌دیگر با افزایش رشد هزینه‌های صرف شده برای بهداشت افزایش یافته و درنتیجه شاخص‌های سلامت بهبود می‌یابد.

در ایران هیچ یک از شاخص‌های سلامت زنان اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد که این می‌تواند ناشی از مشارکت پایین زنان در اقتصاد ایران باشد. بر اساس گزارش سازمان جهانی کار نرخ مشارکت زنان (نسبت زنان شاغل به‌کل جمعیت زنان) در سال ۲۰۱۷ در ایران ۱۹ درصد بوده است درحالی‌که در بنگلادش این نرخ ۳۳

درصد و متوسط جهانی این نرخ نزدیک به ۴۹ درصد بوده است. در تمامی کشورها از رشد اقتصادی به حداقل یکی از شاخص‌های سلامت زنان علیت وجود دارد که این نتیجه به اهمیت رشد اقتصادی برای ارتقای شاخص‌های سلامت زنان اشاره دارد. به‌عبارت‌دیگر با افزایش رشد هزینه‌های صرف شده برای بهداشت افزایش یافته و درنتیجه شاخص‌های سلامت بهبود می‌یابد.

اگرچه نتایج این مطالعه نشان دهنده عدم علیت از سلامت زنان به رشد اقتصادی در برخی کشورها ازجمله ایران است، بااین‌وجود مبانی نظری تجربی قوی و مستحکمی در خصوص اهمیت سرمایه انسانی برای ایجاد رشد اقتصادی وجود دارد. بنابراین مسئولان و سیاست‌گذاران کشورهای مورد مطالعه بخصوص ایران باید در پی ضمن زمینه‌سازی برای استفاده از سرمایه انسانی زنان در پیشبرد اهداف رشد اقتصادی باشند که این مهم با افزایش مشارکت اقتصادی بانوان محقق خواهد شد. همچنین با توجه به تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر شاخص‌های سلامت زنان، هدایت درآمدها و سرمایه‌های مالی به سمت بهبود وضع سلامت زنان باید تداوم داشته و به این موضوع توجه شود که مخارج صرف شده برای سلامت زنان در بهبود شاخص‌های سلامت این گروه و ارتقاء سرمایه انسانی در جامعه موفق بوده و در صورت استفاده مؤثر از این سرمایه انسانی نوعی سرمایه‌گذاری سودمند خواهد بود.

جدول ۱۱: بررسی علیت بین سلامت زنان و رشد اقتصادی بر اساس روش کونیا

Table 11: Results of causality test between woman's health and economic growth by Konya approach

کشور	ایران	ترکیه	پاکستان	بنگلادش	اندونزی	مالزی	مصر	نیجریه
علیت از امید به زندگی به رشد اقتصادی	○	○	○	✓	○	✓	✓	○
علیت از رشد اقتصادی به امید به زندگی	○	○	✓	✓	✓	✓	✓	✓
علیت از نرخ باروری به رشد اقتصادی	○	○	○	✓	○	○	✓	○
علیت از رشد اقتصادی به نرخ باروری	✓	✓	✓	✓	✓	○	✓	○
علیت از نرخ مرگ‌ومیر به رشد اقتصادی	○	○	○	✓	○	○	✓	✓
علیت از رشد اقتصادی به نرخ مرگ‌ومیر	✓	○	✓	○	○	○	✓	✓

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱۲: بررسی علیت بین سلامت زنان و رشد اقتصادی بر اساس روش DH

Table 12: Results of causality test between woman's health and economic growth by DH approach

کشور	D8
علیت از امید به زندگی به رشد اقتصادی	○
علیت از رشد اقتصادی به امید به زندگی	✓
علیت از نرخ باروری به رشد اقتصادی	○
علیت از رشد اقتصادی به نرخ باروری	✓
علیت از نرخ مرگ‌ومیر به رشد اقتصادی	○
علیت از رشد اقتصادی به نرخ مرگ‌ومیر	✓

مأخذ: محاسبات تحقیق Source: Research calculations

تشکر و قدردانی

از László Kónya که کد برنامه TSP برای آزمون علیت گرنجری پانل دیتا را در اختیار ما قرار داد، تشکر و قدردانی خود را اعلام می‌داریم.

تضاد منافع

نویسندگان اذعان می‌دارند که هیچ تضاد منافعی در ارتباط با این مقاله وجود ندارد.

Acknowledgments

We are grateful to László Kónya for sharing his TSP codes for the panel Granger causality test.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

References

- Albanesi, S., & Olivetti, C. (2014). Maternal health and the baby boom. *Quantitative economics*, *5*(2), 225-269.
- Amiri, A., & Gerdtham, U. G. (2013). Impact of maternal and child health on economic growth: New evidence based granger causality and DEA analysis. *Newborn and child health, study commissioned by the partnership for maternal, lund university, Sweden*.
- Bailey, M. J. (2006). More power to the pill: the impact of contraceptive freedom on women's life cycle labor supply. *The quarterly journal of economics*, *121*(1), 289-320.
- Barzani, M., & Hatami, R. (2010). The effect of educational gender equality on economic growth in selected developing countries (2000-06-29) simultaneous system model. *Quantitative quarterly Economics (Quarterly journal of quantitative economics)*, 7(1), 53-73. [in Persian]
- Beheshti, M.B., & Sojoodi, S. (2007). Empirical analysis of the relationship between health expenditures and gross domestic product in Iran. *Quarterly journal of economic studies*, 4(4), 115-135. [in Persian]
- Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., & Finlay, J. E. (2009). Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend. *Journal of economic growth*, *14*(2), 79-101.
- Bloom, D. E., Canning, D., & Fink, G. (2014). Disease and development revisited. *Journal of Political Economy*, *122*(6), 1355-1366.
- Bloom, D. E., Kuhn, M., & Prettner, K. (2015). *The contribution of female health to economic development* (No. w21411). National Bureau of Economic Research.
- Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric reviews*, *24*(2), 151-173.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, *47*(1), 239-253.
- Byrne, D. (2003). The health status of the European Union. *Journal of health and consumer protection*, 10-57.
- Currie, J., & Madrian, B. C. (1999). Health, health insurance and the labor market. *Handbook of labor economics*, *3*, 3309-3416.
- Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic modelling*, *29*(4), 1450-1460.

- Field, E., Robles, O., & Torero, M. (2009). Iodine deficiency and schooling attainment in Tanzania. *American economic journal: applied economics*, *1*(4), 140-169.
- Fuchs, V. R. (1966). The contribution of health services to the American economy. *The milbank memorial fund quarterly*, *44*(4), 65-103.
- Ghanbari, A., Baskha, M. (2008). Investigating the effects of government health expenditure changes on Iran's economic growth. *Journal of economic research*, *43*(83), 187-224. [in Persian]
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of political economy*, *80*(2), 223-255.
- Hajebi, E., & Razmi, M. J. (2016). Effect of women's higher education on economic growth in some OPEC and North Africa countries. *Journal of economic modeling research*, *6*(24), 175-200.[in Persian]
- Hariri, M.Y. (2009). Anatomical culture of anatomical science. *Information publication*. [in Persian]
- Hassan, G., & Cooray, A. (2012). The effect of female and male health on economic growth: cross-country evidence within a production function framework.
- Hoyos, R. E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *The stata journal*, *6*(4), 482-496.
- Jayachandran, S., & Lleras-Muney, A. (2009). Life expectancy and human capital investments: Evidence from maternal mortality declines. *The quarterly journal of economics*, *124*(1), 349-397.
- Knowles, S., & Owen, P. D. (1995). Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model. *Economics letters*, *48*(1), 99-106.
- Kónya, L. (2006). Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach. *Economic modelling*, *23*(6), 978-992.
- Leuhansen, R. (1986). The public-private mix and international health care costs. *The public and private health services*, 41-63.
- Licumba, E. A., Dzator, J., & Zhang, X. (2016). Health and economic growth: are there gendered effects?: Evidence from selected southern Africa development community region. *The Journal of developing Areas*, *50*(5), 215-227.
- Lotfalipour, M., Falahi, M., & Borji, M. (2011). The effects of health indicators on Iran's economic growth. *Journal of health management*, 14(46), 57-70. [in Persian]

- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, *107*(2), 407-437.
- Motaghi, S., & Kamranpoor, S. (2016). The impact of health on female labor supply case study: D8 countries. *Quarterly journal of the macro and strategic policies*, *4*(15): 109-124. [in Persian]
- Mushkin, S. J. (1962). Health as an investment. *Journal of political economy*, *70*(5, Part 2), 129-157.
- Naya, D., NdeffoLuc, N., & Edokat, E. (2012). Human capital and economic growth in cameroon. *Online Journal of social sciences research*, *1*(3), 78-84.
- Newhouse, J. P. (1977). Medical-care expenditure: a cross-national survey. *The journal of human resources*, *12*(1), 115-125.
- Onisanwa, I. D. (2014). The impact of health on economic growth in Nigeria. *Journal of economics and sustainable development*, *5*(19), 159-166.
- Panahi, H., & Aleemran, S. A. (2015). The effect of government health expenditures on Economic growth in countries of D-8 organization for economic cooperation. *Journal of health and development*, *4*(4), 327-336. [in Persian]
- Parkin, D., McGuire, A., & Yule, B. (1987). Aggregate health care expenditures and national income: is health care a luxury good?. *Journal of health economics*, *6*(2), 109-127.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels.
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, *142*(1), 50-93.
- Rabiee, M., Heidari, S., Shariah Bahadori, S., & Kani, S. (2013). Effect of health indicators on economic growth: Case study of developed and developed countries. *Journal of economic*, *13*(7-8), 73-88. [in Persian]
- Rezazadeh, A., Kalami, M., Khodaverdizadeh, S., & Shokri, M. (2016). Investigating the income elasticity of per capita health expenditures in group D8 countries. *Journal of health management*, *7*(4), 75-89. [in Persian]
- Salmani, B., Panahi, H., & Mohamamdi Khaneghahi, R. (2015). The impact of health on per capita income, An empirical analysis in middle income countries. *Journal of research in economic growth and development*, *5*(20), 99-108.[in Persian]
- Strauss, J., & Thomas, D. (1998). Health, nutrition, and economic development. *Journal of economic literature*, *36*(2), 766-817.

- Suhrcke, M., McKee, M., Stuckler, D., Arce, R. S., Tsolova, S., & Mortensen, J. (2006). The contribution of health to the economy in the European Union. *Public health*, *120*(11), 994-1001.
- Weil, D. N. (2007). Accounting for the effect of health on economic growth. *The quarterly journal of economics*, *122*(3), 1265-1306.
- World Health Organization. 2010.
- World Bank (2017). World Development Indicators, http://www.worldbank .org./Data & Research.

© 2020 by the authors. Licensee SCU, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی