The Journal of PLANNING & BUDGETING
Indexed In ISC | Vol. 23 | No. 4 | Winter 2019 | PP 37-62 | ISSN: 2251-9092

Healthcare Expenditure and GDP Growth in D8 Countries

Ali Rezazadeh[1] | a.rezazadeh@urmia.ac.ir
Siavash Mohamadpour[2] | s.mohamadpour@imps.ac.ir
Arian Aghabeigi[3] | arian_aghabeigi@hotmail.com

Abstract Being aware of the relationship between health expenditure and economic growth is an important issue in any country. Theoretically, it is expected that there is a two-way causal relationship between health expenditure and economic growth, but the relationship between these two variables should be tested empirically based on econometric techniques in different countries. Konya has proposed a new method for investigating Granger causality in a panel data framework which incorporates both coefficient heterogeneity and cross-sectional dependence. His new approach is based on SUR systems and Wald tests with country-specific bootstrap critical values. As a result, in this paper, Konya's Bootstrap Panel Granger Causality approach has been used, based on the data from D-8 countries (Bangladesh, Egypt, Nigeria, Indonesia, Iran, Malaysia, Pakistan, and Turkey) over the period 1995-2014. The results show that the real healthcare expenditure per capita is the Granger cause of the real GDP growth in Indonesia, Iran, and Malaysia, while in Pakistan the real GDP growth is found as the Granger cause of the real healthcare expenditure per capita. There was however no evidence of causality for the other countries.

Keywords: Economic Growth, Healthcare Expenditure, D-8 Countries, Bootstrap Panel Granger Causality Test, Konya Method.

JEL Classification: C50, H51, I10.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).
2. Ph.D. Student in Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.
3. Researcher in Monetary Economics and Banking.

رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای گروه هشت (D8)

علی رضازاده | a.rezazadeh@urmia.ac.ir
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول).

سیاوش محمدپور | fs.mohamadpour@imps.ac.ir
دانشجوی دکتری اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

آرین آقابیگی | arian_aghabeigi@hotmail.com
پژوهشگر اقتصاد پول و بانکداری.

دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۱۶ | پذیرش: ۱۳۹۸/۰۸/۱۱

چکیده: آگاهی از ارتباط بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی برای سیاستگذاری و برنامه‌ریزی بهتر در هر کشوری از اهمیت خاصی برخوردار است. از لحاظ نظری، انتظار می‌رود که یک رابطه علّی دوطرفه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی برقرار باشد، ولی نیاز است که رابطه بین این دو متغیر بر اساس تکنیک‌های اقتصادسنجی و در کشورهای مختلف به صورت تجربی مورد آزمون قرار گیرد. در این راستا، این پژوهش برای تخمین مدل و تحلیل استنباطی، از آمار و اطلاعات کشورهای گروه هشت شامل بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، مالزی، نیجریه، پاکستان، و ترکیه در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ و روش علّیت گرنجری پانلی بوت‌استرپ (روش کونیا) استفاده می‌کند. نتایج تخمین نشان می‌دهد که رابطه علّی یک‌طرفه از مخارج سلامت سرانه حقیقی به تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی در کشورهای اندونزی، ایران، و مالزی وجود دارد و در کشور پاکستان نیز رابطه علّی از GDP حقیقی به مخارج سلامت قابل‌مشاهده است. در سایر کشورها هیچ‌گونه رابطه علّی بین متغیرهای اشاره‌شده مشاهده نشد.

کلیدواژه‌ها: رشد اقتصادی، مخارج سلامت، کشورهای گروه هشت، آزمون علیت گرنجری پانلی بوت‌استرپ، روش کونیا.

طبقه‌بندی JEL: I10, H51, C50.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۹۰۹۲-۲۲۵۱ | نمایه در ISC
سال بیست و سوم | شماره ۴ | زمستان ۱۳۹۷ | ص ص ۶۲-۳۷

مقدمه

با توسعه اقتصادی بیش‌تر کشورها در سال‌های اخیر، تمایل مردم برای دریافت خدمات رفاهی بیش‌تر، به‌ویژه در کشورهای توسعه‌یافته با درآمد ملّی بالا، افزایش می‌یابد و در نتیجه، باعث افزایش تقاضای مردم این کشورها برای خدمات پزشکی مناسب می‌شود. پژوهش‌های تجربی پیشین در خصوص تاثیر توسعه اقتصادی بر مخارج سلامت نشان می‌دهند که سطح مخارج سلامت در کشورهایی با توسعه اقتصادی مشابه، بسیار متفاوت است و این تفاوت در خصوص کشورهایی با توسعه اقتصادی مختلف، بیش‌تر است (Bloom & Canning, 2000; Hartwig, 2010). در بیش‌تر کشورها، تمایل به افزایش مخارج سلامت وجود دارد (بر اساس آمار و اطلاعات پایگاه داده WDI بانک جهانی[1]). بنابراین، افزایش مخارج سلامت به عنوان یک وجه اشتراک در بین همه کشورها، یکی از نتایج رشد اقتصادی تلقی می‌شود. از طرف دیگر، به‌طور معمول چنین بحث می‌شود که افزایش مخارج سلامت نیز اثر مثبت بر رشد GDP حقیقی دارد. ولی آیا این بحث در همه کشورها صادق است؟ این پرسشی است که نیاز به بررسی بیش‌تر دارد. به هر حال، مطالب اشاره‌شده، امکان وجود رابطه علّی دوطرفه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی را نشان می‌دهند (Wang, 2011).

ادبیات موجود در این زمینه به دو بخش تقسیم‌پذیر است: یک دسته از پژوهش‌ها تاثیر مخارج سلامت بر رشد اقتصادی را مورد آزمون قرار می‌دهند (Bloom & Canning, 2000; Van Zon & Muysken, 2001; Jack & Lewis, 2009; Hartwig, 2010). هدف اصلی این پژوهش‌ها، پاسخگویی به این پرسش‌هاست که آیا سلامتی جمعیت، آن‌ها را ثروتمند می‌کند؟ به عبارت دیگر، آیا سلامت بر درآمد ملّی تاثیر دارد؟ و چه اندازه از تفاوت‌های درآمدی موجود بین کشورها از کانال تفاوت مخارج سلامت توضیح‌پذیر است؟ دسته دیگر از پژوهش‌ها نیز بر جهت دیگر رابطه یعنی تاثیر درآمد بر سلامت متمرکز می‌شوند (Van der Gaag & Štimac, 2008; Murthy & Okunade, 2009; Baltagi & Moscone, 2010; Sülkü & Caner, 2011; Khan *et al*., 2016). با توجه به این‌که میزان پیشرفت انسان در حوزه سلامت در دو قرن اخیر قابل‌توجه بوده است، باید بررسی‌هایی برای چرایی پیشرفت سلامت و بهداشت در کشورها انجام پذیرد (Weil, 2014). دلایل متعددی را می‌توان در خصوص پیشرفت سلامت تبیین کرد، ولی یکی از مهم‌ترین متغیرهایی که می‌تواند میزان سلامت کشورها را تحت تاثیر قرار دهد، درآمد ملّی است (Parkin *et al*., 1987). بنابراین، هدف اصلی این دسته از پژوهش‌ها، بررسی تاثیر درآمد ملّی بر میزان سلامت در کشورهای مختلف است.

1. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

با توجه به مطالب بالا، می‌توان استدلال کرد که از بُعد نظری، امکان وجود رابطه دوطرفه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی وجود دارد و نیاز است که وجود چنین رابطه‌ای به صورت تجربی بررسی شود. برخی دلایل را می‌توان در راستای وجود رابطه دوطرفه بین مخارج سلامت و رشد تولید حقیقی برشمرد. آینسوورث و اوور[1] (۱۹۹۴)، اشاره می‌کنند که بیماری‌های شایع در بین کارگران جوان، اثربخشی و نرخ‌های پس‌انداز داخلی را مختل می‌کنند. بارو[2] (۱۹۹۶)، استدلال می‌کند که سلامت یک سرمایه‌گذاری بهره‌ور است و موتور رشد اقتصادی محسوب می‌شود. بلوم و همکاران[3] (۲۰۰۱)، بیان می‌کنند که کارگران سالم‌تر هم از لحاظ فیزیکی و هم از لحاظ ذهنی پرانرژی هستند و بهره‌وری بالایی دارند و دستمزدهای بالاتری به‌دست می‌آورند. به‌طور کلی، افزایش مخارج سلامت در یک کشور، باعث افزایش امنیت اجتماعی، آرامش، و رفاه می‌شود که بهبودی اثربخشی نیروی کار را به همراه دارد. مخارج سلامت به افراد با شرایط حاد کمک می‌کند که سریع‌تر سلامتی خود را به‌دست آورند و به کار برگردند و افراد با شرایط مزمن (مانند مبتلایان به دیابت و ایدز) نیز ممکن است که با درمان پزشکی بتوانند به کار خود ادامه دهند. به‌طور معمول، افراد سالم‌تر می‌توانند سخت‌تر و به مدت طولانی کار کنند و با ذهن روشن فکر کنند (Bloom & Canning, 2005). تاثیر مخارج سلامت بر رشد تولید حقیقی بیش‌تر در قالب مدل‌های رشد درون‌زا و به عنوان یکی از اجزای سرمایه انسانی مورد بحث قرار می‌گیرد. سلامت می‌تواند رشد اقتصادی را از ناحیه تاثیر بر انباشت سرمایه انسانی و فیزیکی تحت تاثیر قرار دهد (Elmi & Sadeghi, 2012; Bloom & Canning, 2000; Jack & Lewis, 2009). بنابراین، می‌توان استدلال کرد که افزایش مخارج سلامت، به دریافت درآمد بالا منجر می‌گردد. به این صورت که افزایش مخارج سلامت امکان عرضه و بهره‌وری بیش‌تر نیروی کار را فراهم می‌آورد که در نهایت، به دریافت درآمد بالا منتهی می‌شود (Erdil & Yetkiner, 2009). از سوی دیگر، چنین بحث می‌شود که نه‌تنها یک همبستگی مثبت قوی بین مخارج سلامت سرانه و درآمد سرانه وجود دارد، بلکه درآمد سرانه درصد بالایی از تغییرهای مخارج سلامت را توضیح می‌دهد (Hartwig, 2010; Wang, 2011). به‌طور معمول، این باور وجود دارد که رشد اقتصادی، توانایی مردم را برای زندگی بهتر و طولانی‌تر، و در نتیجه، سلامتی خوب بهبود می‌بخشد. چرا که رشد اقتصادی معلولی از افزایش درآمد سرانه است و بخشی از این افزایش درآمد به مصرف مواد غذایی مغذی با مقدار و کیفیت زیاد منجر خواهد شد و در نتیجه سلامت به عنوان شاخص اندازه‌گیری امید به زندگی، با افزایش درآمد بهتر خواهد شد (Fogel, 1997).

1. Ainsworth & Over
2. Barro
3. Bloom *et al*

به‌طور کلی، می‌توان مشاهده کرد که بیش‌تر پژوهش‌ها در سطح خُرد نشان می‌دهند مخارج سلامت، به‌ویژه منافع بیمه سلامت، بر شرایط کار همه افراد بیمار اثرگذارند (Smith, 1999; Ventelou *et al*., 2012). ولی در سطح کلان، تشخیص جهت رابطه بین مخارج سلامت و رشد تولید حقیقی دشوار است. پس این پژوهش به دنبال آن است که جهت رابطه علّی را بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای D8 بررسی کند. نیاز به اشاره است که برخی پژوهش‌های تجربی پیشین، امکان وجود رابطه علّی را بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای دیگر با استفاده از روش‌های سنتی علیت گرنجری پانلی بررسی کرده‌اند (رئیس‌پور و پژویان، ۱۳۹۲؛ همچنین نگاه کنید به Wang, 2011; Elmi & Sadeghi, 2012; Kumar, 2015). اما با توجه به این‌که در روش‌های اشاره‌شده، امکان وجود همبستگی همزمانی بین مقاطع نادیده گرفته می‌شود، ممکن است که نتایج آن پژوهش‌ها مورد تردید قرار گیرد. بنابراین، پژوهش حاضر سعی می‌کند که با استفاده از روش علیت گرنجری بوت‌استرپ پیشنهادشده توسط کونیا[1] (۲۰۰۶)، که وجود همبستگی همزمانی را بین مقاطع لحاظ می‌کند و از روش تخمین SUR ـ که به اطلاعات ماتریس واریانس ـ کووراینس نیز توجه دارد ـ، به بررسی امکان وجود رابطه علّی بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی بپردازد. با توجه به این‌که در کشورهای D8 رابطه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی مورد توجه قرار نگرفته است و نیز از روش علیت گرنجری بوت‌استرپ پیشنهادشده توسط کونیا (۲۰۰۶)، برای بررسی نوع رابطه دو متغیر غفلت شده است، این پژوهش شکاف موجود در این حوزه را تا اندازه‌ای کاهش می‌دهد.

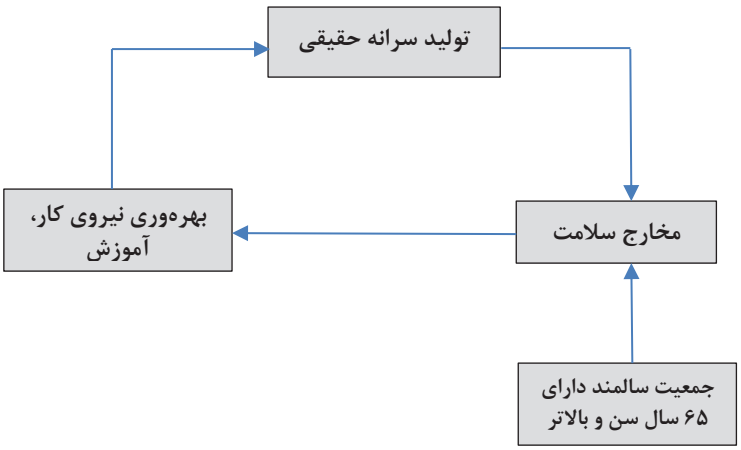
مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

مدل‌های رشد اخیر اشاره می‌کنند که رشد اقتصادی یک کشور از مجموعه عوامل محیطی و میزان سرمایه‌فیزیکی‌وانسانی‌دردسترس‌آن‌کشورمتاثرمی‌شود(Barro,1991;Barro&Sala-i-Martin,1995; Barro, 2013). به هر حال، اگر سطح سرمایه فیزیکی ثابت نگه داشته شود و سطح سرمایه انسانی افزایش یابد، یک سطح مطلوب نرخ رشد اقتصادی قابل‌دستیابی خواهد بود. این موضوع نشان‌دهنده وجود یک رابطه مثبت بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی است. بر اساس سولو[2] (۱۹۵۶)، سرمایه‌گذاری اضافی در سلامت، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را ارتقا می‌دهد. هزینه‌کرد روی بخش سلامت همانند سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی است که افزایش انتظاری را در رشد اقتصادی ایجاد می‌کند. همچنین رومر (۱۹۹۰)، وابستگی متقابل بین درآمد سرانه و مخارج سلامت را در مدل‌های رشد درون‌زا توصیف می‌کند.

1. Kónya
2. Solow

به طور کلی، انباشت سرمایه انسانی و اجتماعی عامل مهمی برای مدل رشد درون‌زاست. در مورد انباشت سرمایه انسانی و اجتماعی، اهمیت نوآوری و همچنین، سیاست‌های آموزش و مراقبت سلامت روزبه‌روز افزایش می‌یابد. در این زمینه، ایجاد آموزش مناسب و سیاست‌های مراقبت سلامت برای رشد پایدار و به عنوان یک اصل اجتماعی ضروری است. بسیاری از پژوهش‌های نظری و تجربی نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و اجتماعی باید برای ارتقای رشد اقتصادی پایدار افزایش یابد (Amiri & Ventelou, 2012). به هر حال، با توسعه اقتصاد کشور، مردم تمایل بیش‌تری به داشتن سطح بالای کیفیت زندگی پیدا می‌کنند و بنابراین، با سطح بالای درآمد ملّی، انتظار دریافت خدمات سلامت و بهداشت بالا می‌رود (Wang, 2011). از این‌رو، بر اساس ادبیات موجود، امکان وجود رابطه علّی دوطرفه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی استدلال می‌شود (Bedir, 2016). نقش مخارج مراقبت سلامت در رشد اقتصادی در «فرضیه رشد منجر به سلامت موشکین» نیز معرفی می‌شود (Mushkin, 1962). بر اساس این فرضیه، سلامت نوعی سرمایه تلقی می‌شود؛ بنابراین سرمایه‌گذاری بر بخش سلامت می‌تواند درآمد را افزایش دهد و به رشد اقتصادی فراگیر منجر شود. در حقیقت، سلامت می‌تواند رشد اقتصادی را از ناحیه تاثیر بر انباشت سرمایه انسانی و فیزیکی تحت تاثیر قرار دهد (Elmi & Sadeghi, 2012). از آن‌جا که مراقبت سلامت بخش اصلی سرمایه‌گذاری سرمایه انسانی است، افزایش مخارج مراقبت سلامت ملّی، باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار، کیفیت زندگی، و رفاه عمومی خواهد شد. همچنین، مخارج مراقبت سلامت برای افزایش (طولانی کردن) امید به زندگی نیز موثر است و باعث کاهش مرگ‌ومیر، به‌ویژه در نوزادان، می‌شود (Murthy & Okunade, 2009). بنابراین، می‌توان اظهار کرد که سلامت یکی از اشکال مهم سرمایه انسانی است و رابطهٔ نزدیکی بین سطح سلامت جامعه و توسعه اقتصادی وجود دارد.

بر اساس مرور ادبیات، می‌توان اظهار کرد که یک رابطه علّی دوطرفه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی وجود دارد. از یک طرف، رشد اقتصادی اثر مثبتی بر مخارج سلامت وارد می‌کند و از طرف دیگر، از کانال تاثیر بر بهره‌وری نیروی کار، رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این موضوع در شکل (۱) نشان داده می‌شود (Khan *et al.*, 2015).



شکل (۱). رابطه علّی بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی

منبع: Khan *et al*. 2015

در ارتباط با این موضوع، دامنه وسیعی از پژوهش‌ها وجود دارند که رابطه بین مخارج مراقبت سلامت و رشد اقتصادی را آزمون می‌کنند. تعدادی از پژوهش‌ها با رویکرد هم‌انباشتگی، وجود رابطه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی را آزمون می‌کنند (مهرآرا و فضائلی، ۱۳۸۸). تعدادی از پژوهش‌ها نیز رابطه علیت بین مخارج سلامت و رشد را بررسی می‌کنند که مهم‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از مایر[1] (۲۰۰۱)، رابطه علیت گرنجری بین سلامت و درآمد را در چارچوب رگرسیون بلندمدت در ۱۸ کشور آمریکای لاتین می‌آزماید و یک رابطه علّی قوی از درآمد به سلامت را برای دوره ۳۰ ساله می‌یابد. دولین و هانسن[2] (۲۰۰۱)، علیت گرنجری بین مخارج سلامت و تولید را در ۲۰ کشور OECD آزمون می‌کنند و نشان می‌دهند که در برخی کشورها، مخارج سلامت علیت گرنجری GDP است و در برخی دیگر، تولید علیت مخارج سلامت است. حشمتی[3] (۲۰۰۱)، رابطه علّی بین GDP و مخارج سلامت را در کشورهای OECD در دوره ۱۹۹۲-۱۹۷۰ در قالب مدل تعدیل‌شده رشد سولو آزمون می‌کند. نتایج او نشان می‌دهد که مخارج سلامت اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. اردیل و یتکینر[4] (۲۰۰۴)، رابطه علیت بین GDP و

1. Mayer
2. Devlin & Hansen
3. Heshmati
4. Erdil & Yetkiner

مخارج سلامت را در بین کشورهایی با سطوح درآمدی مختلف در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۰ آزمون می‌کنند. نتایج‌شان نشان می‌دهد که در کشورهایی با درآمد پایین و متوسط، رابطه علّی از درآمد به مخارج سلامت وجود دارد، در حالی که در کشورهایی با درآمد بالا مخارج سلامت بر GDP اثر دارد. آکا و دومونت[1](۲۰۰۸)، رابطه هم‌انباشتگی و علّی بین سلامت، آموزش، و رشد اقتصادی را در ایالات متحده آمریکا با رویکرد سری‌های زمانی ارزیابی می‌کنند. نتایج این پژوهش، بیانگر وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای سرمایه انسانی و رشد، و همچنین رابطه علّی دوطرفه بین آن‌هاست. بیکر[2](۲۰۰۸)، با بررسی چند پژوهش تجربی و با استفاده از آمار توصیفی بیان می‌کند که رابطه بین سلامت و رشد یک رابطه پیچیده است ولی یک فرایند دوطرفه است. اردیل و یتکینر (۲۰۰۹)، رویکرد علیت گرنجری را در داده‌های پانلی برای یک مجموعه داده‌های بزرگ بکار می‌برند و رابطه را بین GDP و مخارج سلامت سرانه در دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۰ آزمون می‌کنند. یافته‌ها حاکی از آن است که علیت یک‌طرفه از درآمد به سلامت در کشورهایی با درآمد پایین و متوسط مشاهده می‌شود، در حالی که برای کشورهایی با درآمد بالا، این نتیجه معکوس است.

وانگ (۲۰۱۱)، رابطه علّی بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی را در کشورهای OECD در دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۶ آزمون می‌کند. بر اساس نتایج رگرسیون پانلی، رشد مخارج سلامت، رشد اقتصادی را در این کشورها تحریک می‌کند، با این حال رشد اقتصادی باعث کاهش مخارج سلامت می‌شود. مهرآرا و موسایی[3](۲۰۱۱)، علیت گرنجری بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی را در کشورهای صادرکننده نفت در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۱ بررسی می‌کنند. نتایج نشان‌دهنده رابطه علّی قوی از رشد اقتصادی به مخارج سلامت است، ولی مخارج سلامت اثر معناداری بر GDP در کوتاه‌مدت ندارد. امیری و ونتلو[4] (۲۰۱۲)، علیت گرنجری بین GDP و مخارج سلامت را در کشورهای OECD با رویکرد تودا و یاماموتو[5] بررسی می‌کنند و نتیجه می‌گیرند که رابطه علّی دوطرفه بین آن‌ها وجود دارد. علمی و صادقی (۲۰۱۲)، رابطه علّی بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی را در کشورهای درحال‌توسعه در دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۰ بررسی می‌کنند. نتایج علیت پانلی بیانگر وجود رابطه علّی کوتاه‌مدت از GDP به مخارج سلامت است و رابطه علّی کوتاه‌مدت از مخارج سلامت به رشد اقتصادی

1. Aka & Dumont
2. Baker
3. Mehrara & Musai
4. Amiri & Ventelou
5. Toda & Yamamoto Approach

مشاهده نشده است. کومار[1] (۲۰۱۳)، با استفاده از روش تخمین GMM سیستمی، رابطه علیت گرنجری بین مخارج سلامت و GDP را در کشورهای OECD و در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ آزمون می‌کند. نتایج آزمون‌های علیت پانلی، وجود رابطه علّی دوطرفه بین مخارج سلامت و تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. کومار (۲۰۱۵)، رابطه علیت بین مخارج سلامت عمومی و رشد اقتصادی را در اقتصادهای نوظهور بریکس[2] و در دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۵ بررسی می‌کنند. نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه علّی یک‌طرفه از GDP سرانه به مخارج سلامت عمومی سرانه است و هیچ شواهدی مبنی بر وجود رابطه علّی از مخارج سلامت به GDP مشاهده نشد. ری[3](۲۰۱۵)، علیت گرنجری بین تولید، جمعیت، و مخارج سلامت را در کره‌جنوبی در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ بررسی می‌کند و یک رابطه علّی دوطرفه بین مخارج سلامت سرانه و GDP حقیقی و اسمی را می‌یابد. خان و همکاران (۲۰۱۵)، رابطه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی را در کشورهای SAARC[4] در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵ در چارچوب علیت پانلی بررسی می‌کنند. نتایج بیانگر وجود رابطه علّی یک‌طرفه از GDP سرانه به مخارج سلامت در این کشورهاست.

در ایران نیز برخی پژوهش‌ها، رابطه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی را با استفاده از روش‌های مختلف بررسی می‌کنند. نتایج مهرآرا و فضائلی (۱۳۸۸)، رابطه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی را در کشورهای منطقه منا در سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۵ و با استفاده از روش هم‌انباشتگی پانلی آزمون می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که بین این دو متغیر رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد و شواهدی دال بر لوکس بودن مراقبت‌های سلامت در این منطقه دیده نمی‌شود. بهبودی و همکاران (۱۳۹۰)، رابطه علّی بین مخارج سرانه سلامت و تولید سرانه را در کشورهایی با درآمد پایین و متوسط در دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۳ با استفاده از آزمون علیت ارزیابی می‌کنند. نتایج بیانگر وجود رابطه علّی یک‌طرفه از سمت درآمد سرانه به مخارج سلامت است. عمادزاده و همکاران (۱۳۹۰)، نیز رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی را در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۹ آزمون می‌کنند. آن‌ها با کاربرد تکنیک پانل دیتا نشان می‌دهند که در ایران، مخارج سلامت خانوار اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارد. باغبان علی‌اصغری و همکاران (۱۳۹۳)، رابطه علّی بین مخارج بهداشتی و رشد اقتصادی را در کشورهای منتخب خاورمیانه در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵ ارزیابی می‌کنند. آن‌ها در

1. Kumar
2. Brics Countries: Brazil, Russia, India, China, South Africa
3. Rhee
4. South Asian Association for Regional Cooperation

قالب تکنیک پانل دیتا نشان می‌دهند که مخارج بهداشتی اثر مثبت بر رشد اقتصادی در این کشورها دارد. پناهی و آل‌عمران (۱۳۹۴)، با کاربرد تکنیک پانل دیتا و روش اثرهای ثابت، تاثیر مخارج سلامت بر رشد اقتصادی را در کشورهای D8 بررسی می‌کنند. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که در فاصله زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ مخارج سلامت در این کشورها تاثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی آن‌ها دارد.

مرور ادبیات نشان می‌دهد که بیش‌تر پژوهش‌های تجربی رابطه بین مخارج سلامت و رشد تولید ناخالص داخلی را برای کشورهای توسعه‌یافته بررسی می‌کنند و تعداد پژوهش‌های کمی در مورد کشورهای درحال‌توسعه یا کم‌تر توسعه‌یافته وجود دارد. پس از دیدگاه سیاستی، مشخص کردن رابطه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه از اهمیت بالایی برخوردار است؛ بدین دلیل که ضروری است این کشورها سیاست‌های مرتبط با بخش سلامت خود را بیش از پیش مورد توجه قرار دهند تا با افزایش سلامتی جمعیت خود و بهره‌ورتر کردن آن‌ها، به رشد اقتصادی سریع دست یابند و توسعه اقتصادی خود را بهبود بخشند.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، برای بررسی رابطه سلامت و رشد اقتصادی، از داده‌های مربوط به کشورهای D8 شامل بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، مالزی، نیجریه، پاکستان، و ترکیه در بازه سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ استفاده شده است[۱]. برای متغیر سلامت از داده‌های مخارج سلامت سرانه حقیقی و برای متغیر رشد اقتصادی از داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی استفاده شده است. تمامی داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، از بانک جهانی (پایگاه داده WDI) استخراج شده‌اند. همچنین، به منظور بررسی رابطه سلامت و رشد اقتصادی، از روش علیت گرنجری بوت‌استرپ[۲] که کونیا[۳] (۲۰۰۶) ارائه نموده است، بهره گرفته شده است. در روشی که کونیا (۲۰۰۶) ارائه می‌کند، نیازی به انجام

---

۱. دلیل انتخاب این کشورها به عنوان نمونه مورد بررسی این است که این کشورها دارای ویژگی‌های مشترک اقتصادی هستند. همچنین، این کشورها تعامل‌های اقتصادی دارند و به احتمال زیاد شوک‌های اقتصادی جهانی یا منطقه‌ای، به یک شکل این کشورها را متاثر می‌کند. این موضوع نیز باعث شکل‌گیری همبستگی بین‌مقطعی میان این کشورها می‌شود. با توجه به این‌که همبستگی بین‌مقطعی سبب کاراتر شدن روش کونیا نسبت به رویکرد تک‌کشوری (یا همان بررسی جداگانه علیت برای هر کشور) می‌شود، در این پژوهش از این نمونه (کشورهای D8) استفاده می‌شود.

2. Bootstrap Granger Causality
3. Konya

آزمون علیت به صورت مشترک برای همه مقاطع نیست و می‌توان وجود علیت را برای همه مقاطع به صورت جداگانه بررسی کرد. برتری این روش، نسبت به روش علیت گرنجری در چارچوب سری زمانی (بررسی علیت به صورت کاملاً جداگانه برای هر مقطع) این است که در روش کونیا، از همبستگی همزمانی که در چارچوب داده‌های تابلویی ممکن است بین مقاطع وجود داشته باشد[1]، بهره گرفته می‌شود و استفاده از این اطلاعات اضافی به نتایج بهتر منجر می‌شود. در ادامه، توضیح داده می‌شود که کونیا برای بهره‌گیری از این اطلاعات از روش SUR[2] برای تخمین استفاده می‌کند. مزیت روش SUR در این است که به اطلاعات ماتریس واریانس ـ کوواریانس نیز توجه دارد و این موضوع سبب کاراتر شدن تخمین‌ها می‌شود. مزیت دیگر این روش این است که برخلاف روش سنتی آزمون علیت، که در آن متغیرها باید در سطح ایستا یا هم‌انباشته باشند، در این روش نیازی به ایستایی متغیرها (یا هم‌انباشته بودن متغیرها) نیست و هیچ‌گونه آزمونی در خصوص ایستایی یا هم‌انباشتگی متغیرها انجام نمی‌شود. برای این‌که روش کونیا، روش برتری نسبت به روش سنتی علیت گرنجری باشد، در اصل باید همبستگی همزمانی بین مقاطع وجود داشته باشد، تا این روش با بکارگیری آن، به نتایج کاراتری دست یابد. بنابراین، یکی از پیش‌فرض‌های استفاده از روش کونیا این است که بین مقاطع، همبستگی همزمان وجود داشته باشد. خوشبختانه آزمون‌هایی وجود دارند که به ما امکان بررسی وجود چنین همبستگی را می‌دهند. همچنین، با توجه به این‌که این روش، علیت گرنجری را به صورت جداگانه برای هر مقطع بررسی می‌کند، باید دلیل قانع‌کننده‌ای برای چنین تفکیکی وجود دشته باشد. این موضوع را نیز می‌توان از راه آزمون همگنی ضرایب[3] بررسی نمود. برای روشن‌تر شدن موضوع، در ادامه ابتدا به روش کونیا و سپس به آزمون‌های همبستگی متقاطع و همگنی ضرایب اشاره خواهد شد[4].

روش علیت گرنجری بوت‌استرپ

بر اساس کونیا (۲۰۰۶)، در چارچوب داده‌های تابلویی معادله، علیت گرنجری دو متغیره این پژوهش

1. Cross-Sectional Dependence
2. Seemingly Unrelated Regression
3. Slope Homogeneity Test

۴. نیاز به اشاره است که برای انجام آزمون‌های همبستگی بین‌مقطعی از نرم‌افزار استتا ۱۵ (STATA 15.0) و برای انجام آزمون ناهمگنی ضرایب از نرم‌افزار گاوس ۱۰ (GAUSS 10.0) و کد ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۸)، استفاده شده است. همچنین، برآورد روش کونیا توسط کدی که توسط پژوهشگران در محیط نرم‌افزار ایویوز ۱۰ (Eviews 10.0) نوشته شده، صورت گرفته است.

را (متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی (LGDP) و مخارج سلامت سرانه حقیقی (LHCE) برای هر مقطع به صورت تفکیک‌شده می‌توان مطابق معادله (۱) تبیین کرد. روش مناسب برای تخمین این سیستم معادله‌ها بستگی به ویژگی‌های جزء خطا دارد. در صورتی که همبستگی بین‌مقطعی وجود نداشته باشد، می‌توان این سیستم معادله‌ها را با روش حداقل مربع‌های معمولی (البته با در نظرگرفتن ملاحظه‌های مربوط به ایستایی و هم‌انباشتگی متغیرها) به‌راحتی برآورد نمود. اما اگر همبستگی بین‌مقطعی وجود داشته باشد، تخمین‌زن OLS[1] دیگر کارا نخواهد بود، چرا که از اطلاعات موجود در ماتریس واریانس ـ کوواریانس استفاده نمی‌کند. روشی که می‌تواند از این اطلاعات استفاده کند و ما را به تخمین‌های کاراتری برساند، روش SUR است که توسط زلنر[2] (۱۹۶۲)، ارائه شده است. شکل سیستم SUR به صورت معادله‌های (۱) است:

$$LGDP_{1,t} = \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{p_1} \lambda_{1,1,l} LGDP_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{q_1} \delta_{1,1,l} LHCE_{1,t-l} + \varepsilon_{1,1,t} \qquad (۱)$$

$$LGDP_{2,t} = \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{p_1} \lambda_{1,2,l} LGDP_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{q_1} \delta_{1,2,l} LHCE_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t}$$

…

$$LGDP_{N,t} = \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{p_1} \lambda_{1,N,l} LGDP_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{q_1} \delta_{1,N,l} LHCE_{N,t-l} + \varepsilon_{1,N,t}$$

and

$$LHCE_{1,t} = \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{p_2} \lambda_{2,1,l} LGDP_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{q_2} \delta_{2,1,l} LHCE_{1,t-l} + \varepsilon_{2,1,t}$$

$$LHCE_{2,t} = \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{p_2} \lambda_{2,2,l} LGDP_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{q2} \delta_{2,2,l} LHCE_{2,t-l} + \varepsilon_{2,2,t}$$

…

$$LHCE_{N,t} = \alpha_{2,N} + \sum_{l=1}^{p_2} \lambda_{2,N,l} LGDP_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{q_2} \delta_{2,N,l} LHCE_{N,t-l} + \varepsilon_{2,N,t}$$

1. Ordinary Least Squares
2. Zellner

در معادله (۱)، p_1, p_2, q_1 و q_2 وقفه‌های بهینه معادله‌ها هستند که باید بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکاییک[1] یا شوارتز[2] تعیین شوند. در واقع، تعیین وقفه بهینه، تنها آزمونی است که پیش از بکارگیری روش علیت گرنجری بوت‌استرپ، لازم است که انجام شود. تعیین وقفه بهینه از این حیث که می‌تواند نتایج علیت را به‌شدت تحت تاثیر قرار دهد، دارای اهمیت است و حتماً پیش از تخمین معادله‌های بالا، باید انجام شود. حالت بهینه این است که وقفه‌ها برای مقاطع مشترک نباشند و برای هر مقطع به صورت جداگانه تعیین شوند. اما به این دلیل که این موضوع، مستلزم محاسبه‌های زیادی است، فرض می‌شود که ساختار وقفه برای همه مقاطع یکسان است. وقفه بهینه در این پژوهش، بر اساس آماره‌های اطلاعاتی پیشنهادی کونیا (۲۰۰۶)، تعیین خواهد شد. آماره‌های آکاییک و شوارتز عبارت‌اند از:

$$AIC_k = \ln|\mathbf{W}| + \frac{2N^2 q}{T}$$

$$SC_k = \ln|\mathbf{W}| + \frac{N^2 q}{T}\ln(T)$$

که در آن، $\mathbf{W}$ ماتریس کوواریانس جمله‌های خطای مدل است و T، N، و q به‌ترتیب تعداد معادله‌ها، حجم نمونه، و تعداد ضرایب به‌ازای هر معادله هستند. در این معادله‌ها، k نیز مقادیر ۱ و ۲ را اتخاذ می‌کند و نشان‌دهنده دو سیستم معادله پژوهش است. از آن‌جایی که در سیستم معادله‌های (۱)، وقفه‌های بهینه برای متغیرها متفاوت در نظرگرفته شده‌اند، ترکیبی از وقفه‌ها به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شوند که مقادیر آماره‌های اطلاعاتی را در معادله‌ها کمینه کنند.

برای بررسی علیت گرنجری در سیستم معادله‌های (۱)، به معناداری ضرایب رگرسیون توجه می‌شود. گفته می‌شود که در کشور iام علیت گرنجری یک‌طرفه از سمت LHCE به سمت LGDP وجود دارد، اگر دست‌کم یکی از $\delta_{1,i}$ها غیرصفر باشد و تمامی $\lambda_{2,i}$ها صفر باشند. علیت گرنجری یک‌طرفه از سمت LGDP به سمت LHCE وجود دارد، اگر تمامی $\delta_{1,i}$ها صفر باشند و دست‌کم یکی از $\lambda_{2,i}$ها غیرصفر باشد. علیت گرنجری دوطرفه بین متغیرهای LHCE و LGDP وجود دارد، اگر دست‌کم یکی از $\delta_{1,i}$ها و $\lambda_{2,i}$ها غیرصفر باشند. همچنین، گفته می‌شود که هیچ‌گونه علیت گرنجری بین متغیرهای LHCE و LGDP وجود ندارد، اگر تمامی $\delta_{1,i}$ها و $\lambda_{2,i}$ها صفر باشند. برای انجام آزمون علیت گرنجری، مطابق آنچه توضیح داده شد، می‌توان از آزمون والد استفاده کرد. توزیع آماره

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarz Information Criterion

آزمون والد، در حالت عادی، از توزیع کای-دو استاندارد پیروی می‌کند؛ اما زمانی که همبستگی بین‌مقطعی وجود دارد، متغیرهای پژوهش ناایستا هستند یا میان آن‌ها هم‌انباشتگی وجود دارد، نمی‌توان از مقادیر بحرانی استخراج‌شده از توزیع کای ـ دو برای انجام آزمون فرضیه استفاده نمود. در چنین شرایطی (زمانی که همبستگی بین‌مقطعی وجود دارد یا متغیرها ناایستا یا هم‌انباشته هستند)، لازم است که توزیع آماره آزمون والد یا به صورت تحلیلی (جبری) یا به صورت تجربی (شبیه‌سازی) دوباره استخراج شوند. کونیا (۲۰۰۶)، پیشنهاد می‌کند که بهتر است از روش شبیه‌سازی بوت‌استرپ برای به‌دست‌آوردن توزیع آماره آزمون استفاده شود. در این پژوهش نیز، مانند کونیا (۲۰۰۶)، از روش بوت‌استرپ برای این منظور استفاده می‌شود[1].

آزمون‌های همبستگی بین‌مقطعی

همان‌طور که پیش‌تر توضیح داده شد، برای این‌که روش SUR، روش کاراتری در مقایسه با OLS باشد، باید بین جمله‌های خطای سیستم معادله‌ها همبستگی همزمان وجود داشته باشد. همبستگی همزمان به چند دلیل ممکن است رخ دهد: ممکن است که عامل اثرگذار مشترکی بر همه مقاطع وجود داشته باشد که در رگرسیون نادیده گرفته شده است؛ ممکن است به دلیل اثرهای سرریز فضایی[2] باشد؛ یا ممکن است در نتیجه اثرهای متقابل مقاطع باشد (Chudik & Pesaran, 2013). برای روشن‌تر شدن موضوع، در صورتی که بخواهیم چند مثال برای همبستگی بین‌مقطعی در چارچوب پژوهش حاضر بیان کنیم، می‌توانیم به موارد زیر اشاره کنیم: برای مثال، رکود اقتصاد جهانی شوکی است که به صورت مشترک بر همه کشورها وارد می‌شود و تولید کشورها را تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ چنین شوکی، توسط متغیرهای اقتصادی توضیح‌پذیر نیست. از این‌رو، در جمله‌های خطای رگرسیون ظاهر می‌شود و سبب ایجاد همبستگی بین‌مقطعی می‌شود. این همان عامل اثرگذار مشترک بین مقاطع است که در بالا به آن اشاره شد. برای مثال دیگر، فرض کنید که کشور مجاور در بخش سلامت سرمایه‌گذاری کلانی انجام می‌دهد و در این حوزه پیشرفت می‌کند. طبیعتاً پیشرفت بخش سلامت در کشور اشاره‌شده، اثرهای برون‌مرزی برای کشورهای مجاور دارد؛ چرا که می‌توانند برای درمان به آن‌جا سفر کنند. این موضوع نیز در نهایت به صورت همبستگی همزمان بین مقاطع ظاهر می‌شود. این همان اثرهای سرریز فضایی است که در بالا به آن اشاره شد. در صورتی که همبستگی بین‌مقطعی

۱. برای کسب اطلاعات بیش‌تر در خصوص نحوه انجام بوت‌استرپ به کونیا (۲۰۰۶) مراجعه شود.
2. Spatial Effects

وجود داشته باشد، استفاده از برآوردگر OLS باعث می‌شود که از تمام اطلاعات موجود استفاده نکنیم و تخمین‌ها کارا نباشند. برای این‌که بتوانیم از اطلاعات موجود در ماتریس واریانس ـ کوواریانس استفاده کنیم، می‌توانیم از روش SUR استفاده کنیم و به تخمین‌های کاراتری دست یابیم. برای اطمینان از وجود همبستگی بین‌مقطعی، می‌توان فرضیه (۲) را آزمون نمود:

$$\begin{aligned} &H_0 = \mathrm{Cov}(\varepsilon_{k,i,t}, \varepsilon_{k,j,t}) = 0 \\ &H_1 = \mathrm{Cov}(\varepsilon_{k,i,t}, \varepsilon_{k,j,t}) \neq 0 \qquad \text{for at least one pair of } i \neq j \end{aligned} \tag{۲}$$

در این پژوهش، برای آزمون همبستگی بین‌مقطعی از سه آزمون LM بریوش پاگان[1] (۱۹۸۰)، CD پسران[2] (۲۰۰۴)، و LM تورش تعدیل‌یافته[3] پسران و همکاران (۲۰۰۸)، استفاده خواهد شد.

آزمون LM بریوش پگان

این آزمون، شناخته‌شده‌ترین آزمونی است که برای بررسی وجود همبستگی بین‌مقطعی وجود دارد. آماره این آزمون بر اساس رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{LM} = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} T\hat{\rho}_{ij}^2 \tag{۳}$$

که در آن، $\hat{\rho}_{ij}$ همبستگی بین جمله‌های خطای مقاطع i و j است. جمله‌های خطا نیز از برآورد رگرسیون زیر با استفاده از روش حداقل مربع‌های معمولی محاسبه می‌شوند:

$$y_{it} = \beta_i' \mathbf{x}_{it} + e_{it} \tag{۴}$$

y_{it}، بردار متغیر وابسته و $\mathbf{x}_{it}$ ماتریس مربوط به متغیرهای توضیحی است. آماره LM، به صورت مجانبی دارای توزیع کای ـ دو با $N(N-1)/2$ درجه آزادی است. این توزیع، همان‌طور که اشاره شد، به صورت مجانبی برقرار است و برای مواقعی است که N ثابت و $T \to \infty$ است. زمانی که T کوچک و N بزرگ است، آماره LM با مشکل Size Distortion[4] مواجه می‌شود. برای رفع این مشکل، پسران (۲۰۰۴)، آماره‌ای را ارائه می‌کند که در بخش بعدی به آن اشاره می‌شود.

1. Breusch-Pagan
2. Pesaran
3. Bias Adjusted

۴. به این معنا که در سطح اطمینان ثابت، تعداد دفعات رد فرضیه صفر، زمانی که فرضیه صفر صحیح است، افزایش می‌یابد.

آزمون CD پسران (۲۰۰۴)

پسران (۲۰۰۴)، برای رفع مشکل تورش آماره آزمون LM، زمانی که N بزرگ است، آماره CD را معرفی می‌کند، که به صورت معادله (۴) محاسبه می‌شود. در واقع، آماره CD همان میانگین ضرایب همبستگی دوبه‌دو جمله‌های خطای معادله (۴) است.

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N} T\hat{\rho}_{ij}\right) \qquad (۵)$$

وی نشان می‌دهد، زمانی که T به اندازه کافی بزرگ است $T \to \infty$ و $N \to \infty$، آماره آزمون CD به توزیع $N(0,1)$ میل می‌کند. همچنین پسران (۲۰۰۴)، نشان می‌دهد که آماره CD برای حالت‌هایی که $T > k+1$ و N هر مقدار دلخواهی است، دارای میانگین صفر است. این بدین معناست که آماره CD در مقایسه با آماره LM، زمانی که N و T کوچک هستند، عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهد.

آزمون LM تورش تعدیل‌یافته پسران و همکاران (۲۰۰۸)

متاسفانه، آماره CD نیز، زمانی که میانگین همبستگی دوبه‌دو جمله‌های خطای جامعه برابر صفر است، از قدرت (Power) پایینی برخوردار است. پسران و همکاران (۲۰۰۸)، آماره‌ای را ارائه می‌کنند که هم مشکلات مربوط به تورش آماره آزمون LM را رفع می‌کند و هم در مقایسه با آماره CD، عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهد. آماره LM تورش تعدیل‌یافته به شکل رابطه (۶) محاسبه می‌شود:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N} \hat{\rho}_{ij}\frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\upsilon_{Tij}}\right) \qquad (۶)$$

که در آن، k نشان‌دهنده تعداد متغیرهای توضیحی و μ_{Tij} و υ_{Tij} به‌ترتیب نشان‌دهنده میانگین و واریانس عبارت $(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2$ هستند. آماره LM_{adj} تحت فرضیه صفر، به صورت جانبی به توزیع $N(0,1)$ میل می‌کند.

آزمون همگنی ضرایب

در رویکرد داده‌های پانلی رایج (اثرهای ثابت و تصادفی)، تفاوت‌های بین‌مقطعی، صرفاً در عرض از مبدا رگرسیون لحاظ می‌شود. اما این یک فرض سخت‌گیرانه است و ممکن است ضرایب رگرسیون هم، برای هر مقطع متفاوت باشند. به عبارت دیگر، در پژوهش حاضر، این امکان وجود دارد که رابطه

بین رشد اقتصادی و مخارج سلامت (یا همان ضرایب رگرسیون) برای هر کشور متفاوت باشد. به بیان بهتر، ممکن است که رابطه علّی بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی در برخی از کشورها وجود داشته باشد و در برخی کشورهای دیگر وجود نداشته باشد. همان‌طور که پیش‌تر عنوان شد، در روش کونیا (۲۰۰۶)، علیت گرنجری برای هر مقطع به صورت جداگانه بررسی می‌شود. برای این‌که بتوانیم دلیل قانع‌کننده‌ای برای این کار داشته باشیم، از آزمون همگنی ضرایب استفاده می‌شود. در صورتی که ضرایب رگرسیون برای هر مقطع متفاوت باشد (ضرایب ناهمگن باشند)، دلیل مستدلی وجود خواهد داشت که بتوانیم از روش کونیا (۲۰۰۶) استفاده کنیم. سوامی[1] (۱۹۷۰)، آزمونی را ارائه می‌کند که با استفاده از آن می‌توان ناهمگن بودن ضرایب مقاطع را آزمون نمود.

$$\widetilde{S} = \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\beta}_i - \widetilde{\beta}_{WFE}\right)' \frac{x_i' M_\tau x_i}{\hat{\sigma}_i^2} \left(\hat{\beta}_i - \widetilde{\beta}_{WFE}\right) \qquad (۷)$$

که در آن، $\hat{\beta}_i$ ضرایب برآوردشده توسط تخمین‌زن حداقل مربع‌های معمولی[2] برای هر مقطع و $\widetilde{\beta}_{WFE}$ ضرایب به‌دست‌آمده با تخمین‌زن اثرهای ثابت با وزن‌های مقطعی[3] هستند. همچنین، در این معادله M_τ نشان‌دهنده ماتریس یکانی و $\hat{\sigma}_i^2$ نیز تخمین‌زن واریانس جمله‌های خطاست. بر اساس آماره آزمون سوامی (۱۹۷۰)، پسران و یاماگاتا[4] (۲۰۰۸)، آزمونی را ارائه می‌کنند که به شکل رابطه (۸) محاسبه می‌شود:

$$\widetilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\widetilde{S} - k}{\sqrt{2k}}\right) \qquad (۸)$$

که در آن، همانند قبل، N تعداد مقاطع، تعداد متغیرهای توضیحی، k و $\widetilde{S}$ نشان‌دهنده آماره آزمون سوامی (۱۹۷۰) است که در رابطه (۸) بدان اشاره شد. در کنار آماره آزمون رابطه (۸)، پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸)، آماره آزمون بهبودیافته دیگری را نیز به شکل رابطه (۹) ارائه می‌کنند:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k\,(T-k-1)/(T+1)}}\right) \qquad (۹)$$

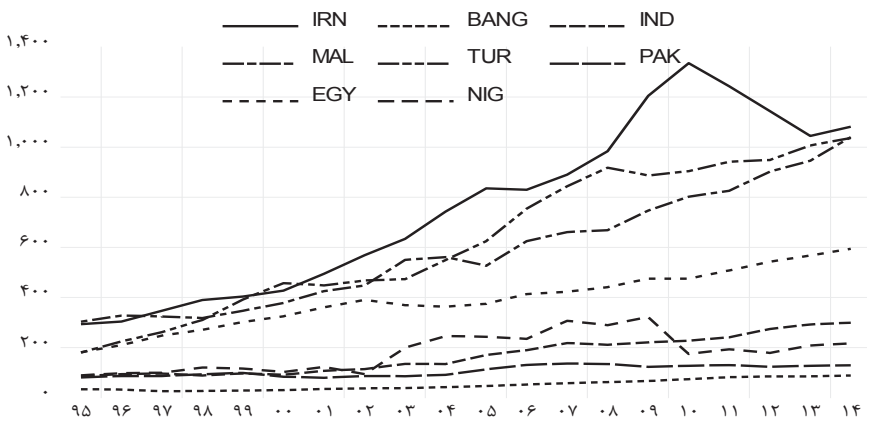
1. Swamy
2. Pooled OLS
3. Weighted Fixed-Effect Pooled Estimation
4. Pesaran & Yamagata

یافته‌های تجربی

پیش از آغاز تخمین و تحلیل نتایج، برای آگاهی بیش‌تر از وضعیت کشورهای مورد بررسی در ارتباط با مخارج سلامت، آماره‌های توصیفی متغیر مخارج سلامت سرانه حقیقی به تفکیک کشورها در جدول (۱) ارائه می‌شود. همچنین، در راستای مشاهده روند تغییرهای این مخارج در کشورها، نمودار سری زمانی متغیر HCE نیز به تفکیک هر کشور در نمودار (۱) نمایش داده می‌شود.

جدول ۱: ویژگی‌های آماری کشورهای مورد بررسی بر اساس مقدار متغیر HCE

کشور	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار
ایران	۲۹۳/۶۱	۱۳۳۵/۱۵	۷۵۹/۸۶	۳۴۵/۳۷
بنگلادش	۲۵/۶۳	۸۸/۰۷	۵۱/۱۸	۲۱/۸۶
اندونزی	۸۵/۸۹	۲۹۹/۴۱	۱۶۹/۲۶	۷۳/۹۶
مالزی	۳۰۳/۳۱	۱۰۴۰/۲۳	۵۸۶/۱۵	۲۳۱/۴۳
ترکیه	۱۸۰/۱۷	۱۰۳۶/۴۶	۶۳۱/۴۶	۲۸۷/۷۷
پاکستان	۷۹/۶۳	۱۳۵/۹۷	۱۰۷/۲۰	۲۱/۵۲
مصر	۱۸۱/۰۱	۵۹۴/۱۱	۳۹۱/۵۰	۱۱۵/۵۸
نیجریه	۸۸/۹۶	۳۲۱/۶۵	۱۸۲/۶۳	۷۵/۳۹



نمودار ۱: مخارج سلامت سرانه حقیقی کشورها در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵

بر اساس جدول (۱)، میانگین مخارج سلامت سرانه حقیقی در ایران بالاتر از سایر کشورها و تقریباً برابر ۷۶۰ دلار برابری قدرت خرید[1] است. کشور ترکیه با ۶۳۱ دلار مخارج سلامت سرانه جایگاه دوم را دارد. کشور مالزی با میانگین ۵۸۶ دلار رتبه سوم را به خود اختصاص می‌دهد. کشورهای بنگلادش و پاکستان به‌ترتیب با ۵۱ و ۱۰۷ دلار پایین‌ترین رتبه را از نظر متوسط مخارج سلامت سرانه حقیقی دارند. نمودار (۱) نیز نشان می‌دهد که روند تغییرهای مخارج سلامت سرانه در همه کشورها کم‌وبیش صعودی است. ضمن این‌که در طول دوره، مقدار مخارج سلامت سرانه در کشورهای ایران، ترکیه، مالزی، و مصر به‌ترتیب بالاتر از سایر کشورها قرار دارند و نرخ رشد آنان نیز در این کشورها بزرگ‌تر است. این امر سبب می‌شود که شیب صعودی متغیر در این کشورها تندتر از سایر کشورها باشد. در کشورهای دیگر، نرخ رشد مخارج سلامت سرانه کم‌تر است و روند صعودی آن شیب ملایم‌تری دارد. در ادامه، رابطه علیت بین متغیرهای مخارج سلامت سرانه و تولید سرانه با استفاده از روش کونیا مورد بررسی قرار می‌گیرد. همان‌طور که در بخش پیشین اشاره شد، برای استفاده از روش کونیا، نیاز است که ابتدا دو آزمون همبستگی بین‌مقطعی و همگنی ضرایب انجام شود. نتایج آزمون همبستگی بین‌مقطعی و آزمون همگنی ضرایب در جدول (۲) گزارش می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون همبستگی بین‌مقطعی و همگنی ضرایب

آزمون	مقدار آماره آزمون همبستگی بین‌مقطعی	ارزش احتمال
LM	۸۲/۴۳	۰/۰۰۰
CD	۴/۶۳	۰/۰۰۰
LM_{adj}	۱۶/۷۵	۰/۰۰۰
آزمون همگنی ضرایب		
$\widetilde{\Delta}$	۶/۴۲	۰/۰۰۰
$\widetilde{\Delta}_{adj}$	۶/۹۴	۰/۰۰۰

مطابق نتایج هر سه آزمون LM، CD، و LM_{adj} فرضیه صفر آزمون همبستگی متقاطع، مبنی بر نبود همبستگی بین مقاطع، در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر، روش OLS روش مناسبی برای تخمین سیستم معادله‌های (۱) نیست و باید از روش SUR که توسط کونیا (۲۰۰۶) پیشنهاد

1. Purchasing Power Parity

می‌شود و کاراتر است، استفاده نمود. نتایج آزمون همگنی ضرایب نیز حاکی از آن است که ضرایب این رگرسیون در معادله (۱) همگن نیست و باید برای هر مقطع ضریب متفاوتی برآورد کرد. مطابق جدول (۲)، فرضیه صفر این آزمون، که بر همگن بودن ضرایب دلالت دارد، در سطح معناداری یک درصد بر اساس هر دو آزمون $\tilde{\Delta}$ و $\tilde{\Delta}_{adj}$ رد می‌شود که بیانگر ناهمگن بودن ضرایب رگرسیون است. ناهمگنی ضرایب به این معناست که رابطه بین سلامت و رشد اقتصادی در همه کشورهای D8 یکسان نیست و این دو متغیر تاثیر متقابل متفاوتی در این کشورها دارند. ناهمگنی ضرایب، دومین پیش‌فرض استفاده از روش کونیاست که با توجه به نتایج به‌دست‌آمده این پیش‌فرض برای مدل این پژوهش برقرار است.

نتایج آزمون علیت از سمت LHCE به LGDP

تنها آزمونی که لازم است پیش از بررسی علیت گرنجری بوت‌استرپ انجام شود، تعیین وقفه بهینه مدل است. برای تعیین وقفه بهینه مدل از معیارهای اطلاعاتی آکاییک و شوارتز استفاده می‌شود. به دلیل حجم پایین نمونه، بیش‌ترین وقفه در نظرگرفته‌شده برای متغیرها، برابر ۲ است. مطابق نتایج به‌دست‌آمده، ترکیب وقفه (۱و۱) دارای کم‌ترین مقدار آماره‌های اطلاعاتی آکاییک و شوارتز است. بنابراین، برای تخمین سیستم معادله‌ها از این ترکیب وقفه‌ای استفاده می‌شود. نتایج آزمون علیت گرنجری بوت‌استرپ از سمت متغیر LHCE به سمت متغیر LGDP در جدول (۳) گزارش می‌شود. مطابق جدول (۳)، فرضیه صفر یعنی نبود علیت از سمت متغیر LHCE به متغیر LGDP برای کشورهای ایران و اندونزی، در سطح ده درصد و برای کشور مالزی در سطح یک درصد رد می‌شود. برای سایر کشورها، فرضیه صفر این آزمون رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، در این کشورها، هیچ‌گونه شواهد آماری مبنی بر تاثیرپذیری متغیر رشد اقتصادی از متغیر سلامت وجود ندارد. نکته مهمی که در نتایج به‌دست‌آمده وجود دارد این است که میان درآمد سرانه کشورهایی که در آن رابطه علّی از سمت متغیر سلامت به تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد و کشورهایی که چنین رابطه‌ای در آن‌ها مشاهده نمی‌شود (به‌جز ترکیه)، تفاوت زیادی وجود دارد. به‌طوری که میانگین درآمد سرانه سه کشور ایران، اندونزی، و مالزی ۷/۷۸۲ دلار و میانگین درآمد سرانه کشورهای بنگلادش، پاکستان، مصر، و نیجریه برابر ۱/۹۲۵ دلار است. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد که رابطه علّی از سمت مخارج سلامت به سمت متغیر درآمد سرانه در کشورهایی با درآمد بالاتر مشاهده می‌شود. این نتیجه، چندان دور از ذهن نیست، چرا که در کشورهایی با درآمد سرانه بالاتر در مقایسه با کشورهایی با درآمد پایین، تابع تولید دارای وابستگی بیش‌تری نسبت به سرمایه انسانی است. در کشورهایی با درآمد پایین، مشکلات مهم‌تری مانند نبود سرمایه‌گذاری فیزیکی (کافی) و نبود زیرساخت‌های کافی وجود دارد و این موضوع باعث می‌شود که بهبود سرمایه انسانی، تاثیر چندانی بر عملکرد اقتصاد نداشته باشد. همچنین،

اعتقاد بر این است که ارتقای بهداشت و سلامت جامعه باعث می‌شود که در آینده مخارج درمانی کاهش یابد و منابع آزادشده به سمت پس‌انداز و در نهایت سرمایه‌گذاری سوق پیدا کنند و از این راه، باعث ارتقای تولید و درآمد کشور شوند. پس، در کشورهای یادشده (کشورهایی با درآمد پایین)، وضعیت بهداشت و سلامت در سطحی نیست که بتوان از این کانال، انتظار تاثیر بر تولید و درآمد سرانه را نتیجه گرفت.

جدول۳: نتایج آزمون علیت گرنجری بوت‌استرپ از سمت متغیر LHCE به متغیر LGDP

کشور	مقدار آماره آزمون	مقادیر بحرانی بوت‌استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
ایران	۱۰/۴۷*	۲۱/۰۲	۱۰/۶۳	۷/۰۵
بنگلادش	۱/۳۸	۲۱/۹۶	۱۱/۰۱	۷/۱۵
اندونزی	۱۷/۱۱*	۴۹/۲۵	۲۳/۷۷	۱۵/۷۳
مالزی	۲۴/۲۸***	۲۱/۴۳	۱۰/۷۳	۷/۱۲
ترکیه	۰/۰۸	۲۴/۷۵	۱۲/۴۷	۸/۳۲
پاکستان	۴/۰۵	۲۳/۱۳	۱۱/۸۷	۷/۷۷
مصر	۱/۴۴	۱۹/۸۹	۱۰/۴۴	۷/۰۲
نیجریه	۶/۳۷	۲۰/۷۵	۱۰/۷۴	۷/۵۱

* معناداری در سطح ۱۰ درصد ** معناداری در سطح ۵ درصد *** معناداری در سطح ۱ درصد

مقدار آماره اطلاعاتی آکاییک (شوارتز) برای ترکیب‌های مختلف وقفه: (۱و۱): ۵۴/۹۱- (۵۳/۷۲-)؛ (۲و۱): ۵۴/۷۰- (۵۲/۷۲-)؛ (۱و۲): ۵۴/۷۸- (۵۳/۲۰-)؛ (۲و۲): ۵۳/۶۷- (۵۱/۷۰)

نتایج آزمون علیت از سمت LGDP به LHCE

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، از لحاظ نظری انتظار می‌رود که افزایش درآمد به افزایش مخارج سلامت منجر شود. این فرضیه را در این بخش آزمون می‌کنیم. برای این منظور، ابتدا وقفه بهینه تعیین و سپس آزمون علیت گرنجری بوت‌استرپ انجام می‌شود. نتایج تعیین وقفه بهینه نشان می‌دهد که ترکیب وقفه‌ای (۱و۱)، بر اساس هر دو معیار اطلاعاتی آکاییک و شوارتز به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. همانند بخش قبلی، به علت محدودیت تعداد مشاهده‌های نمونه، بیش‌ترین وقفه برابر دو در نظرگرفته می‌شود. نتایج آزمون علیت گرنجری بوت‌استرپ بر اساس وقفه بهینه (۱و۱) در جدول (۴) گزارش می‌شود. همان‌طور که نتایج این آزمون نشان می‌دهد، فرضیه صفر یعنی نبود

علیت از سمت متغیر LGDP به متغیر LHCE فقط برای کشور پاکستان رد می‌شود. به عبارت دیگر، فقط در کشور پاکستان تغییر در درآمد سرانه، به تغییرهایی در مخارج سلامت منجر می‌شود و در مابقی کشورها، چنین رابطه‌ای بین این دو متغیر وجود ندارد. به‌دست‌آمدن چنین نتیجه‌ای از راه کشش درآمدی مخارج سلامت توجیه‌پذیر است. یورولماز و تاهسین[1] (۲۰۱۶)، نشان می‌دهند که یک رابطه U شکل بین درآمد سرانه و مخارج سلامت سرانه وجود دارد. به عبارت دیگر، برای کشورهایی که دارای درآمد بسیار پایین هستند، کشش درآمدی مخارج سلامت بسیار بالاست. سپس این کشش با افزایش درآمد کاهش می‌یابد و دوباره پس از عبور از یک سطح مشخصی از درآمد، کشش درآمدی مخارج سلامت افزایش می‌یابد. مطابق نتایج گزارش‌شده در جدول (۴)، تغییر در درآمد، فقط در کشور پاکستان که دارای کم‌ترین میزان درآمد در میان کشورهای اشاره‌شده است، سبب تغییر در مخارج سلامت می‌شود. برای سایر کشورها، که دارای درآمد بالاتری نسبت به پاکستان هستند، این نتیجه به‌دست نیامد. در واقع، بر اساس یورولماز و تاهسین (۲۰۱۶)، چون این کشورها در بخش پایین منحنی U شکل هستند، کشش درآمدی برای این کشورها پایین‌تر از کشور پاکستان است و در نتیجه، رابطه علّی از سمت متغیر درآمد به مخارج سلامت در این کشورها کشف نشده است.

جدول ۴: نتایج آزمون علیت گرنجری بوت‌استرپ از سمت متغیر LGDP به متغیر LHCE

کشور	مقدار آماره آزمون	مقادیر بحرانی بوت‌استرپ		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
ایران	۰/۱۳	۲۲/۸۹	۱۱/۶۰	۷/۸۹
بنگلادش	۱۷/۷۰	۷۷/۶۹	۳۴/۶۵	۲۴/۵۰
اندونزی	۱/۰۲	۲۱/۴۷	۱۱/۲۵	۷/۷۱
مالزی	۰/۰۰۵	۳۳/۶۰	۱۷/۸۱	۱۲/۳۶
ترکیه	۳/۲۵	۱۹/۲۷	۱۰/۴۸	۷/۲۵
پاکستان	۱۴/۹۱***	۲۴/۷۶	۱۲/۵۰	۸/۵۰
مصر	۷/۸۶	۲۰/۰۹	۱۰/۳۵	۷/۰۰
نیجریه	۱/۲۳	۲۳/۶۵	۱۲/۶۳	۸/۸۱

* معناداری در سطح ۱۰ درصد ** معناداری در سطح ۵ درصد *** معناداری در سطح ۱ درصد

مقدار آماره اطلاعاتی آکاییک (شوارتز) برای ترکیب‌های مختلف وقفه: (۱و۱): ۳۸/۲۰- (۳۷/۰۱-)؛ (۲و۱): ۳۶/۷۳- (۳۵/۱۵-)؛ (۱و۲): ۳۷/۸۴- (۳۶/۲۶-)؛ (۲و۲): ۳۶/۴۰- (۳۴/۴۲)

1. Yorulmaz & Tahsin

بحث و نتیجه‌گیری

همان‌طور که در بخش نتایج نشان داده شد، در این پژوهش با استفاده از رویکرد علیت گرنجری پانلی بوت‌استرپ، رابطه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای D8 مورد بررسی قرار گرفت. ابتدا آزمون علیت از مخارج سرانه سلامت حقیقی به سمت تولید ناخالص سرانه حقیقی انجام گرفت و نتایج نشان داد که می‌توان شواهدی دال بر وجود رابطه علّی از LHCE به LGDP در کشورهای اندونزی، ایران، و مالزی مشاهده کرد و در ۵ کشور دیگر شواهدی دال بر وجود رابطه علیت از مخارج سلامت به رشد اقتصادی وجود ندارد. سه کشوری که در آن رابطه علّی از سمت مخارج سلامت به سمت درآمد سرانه مشاهده شده، سه کشوری هستند که در میان کشورهای موجود در نمونه، درآمد سرانه بالاتری دارند. از آن‌جایی که در کشورهایی با درآمد سرانه بالاتر (در مقایسه با کشورهایی با درآمد پایین)، تابع تولید دارای وابستگی بیش‌تری نسبت به سرمایه انسانی است، نتیجه به‌دست‌آمده دور از انتظار نیست. به‌طور معمول، در کشورهایی با درآمد پایین مشکلات مهم‌تری مانند نبود سرمایه‌گذاری فیزیکی (کافی) و نبود زیرساخت‌های کافی وجود دارد و این موضوع باعث می‌شود که بهبود سرمایه انسانی، تاثیر چندانی بر عملکرد اقتصاد نداشته باشد.

در ادامه این پژوهش، آزمون علیت از تولید ناخالص سرانه حقیقی به مخارج سلامت سرانه حقیقی صورت گرفت. نتایج حاکی از وجود رابطه علیت از LGDP به LHCE تنها در کشور پاکستان است و در سایر کشورها شواهدی بر وجود چنین رابطهٔ علّی مشاهده نشد. نبود رابطه علّی از تولید سرانه حقیقی به مخارج سلامت سرانه حقیقی در بیش‌تر کشورهای D8، می‌تواند بیانگر این امر باشد که در این کشورها، برنامه‌ریزان و سیاستگذاران، مخارج سلامت را متناسب با درآمد حقیقی تعیین نمی‌کنند. در واقع، این موضوع به این دلیل رخ می‌دهد که رابطه بین مخارج سلامت و درآمد سرانه یک رابطه U شکل است. به بیان دیگر، برای کشورهایی که دارای درآمد بسیار پایین هستند، کشش درآمدی مخارج سلامت بسیار بالاست. سپس، این کشش با افزایش درآمد کاهش می‌یابد و دوباره پس از عبور از یک سطح مشخصی از درآمد، کشش درآمدی مخارج سلامت افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که در هیچ یک از کشورهای مورد بررسی، شواهدی مبنی بر وجود رابطه علّی دوطرفه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی مشاهده نمی‌شود. در کشورهای اندونزی، ایران، و مالزی که رابطه یک‌طرفه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی وجود دارد، همواره سیاستگذاران اقتصادی باید زمانی که برای رشد اقتصادی کشورشان برنامه‌ریزی می‌کنند، مسئله سلامت را مورد توجه قرار دهند، چرا که همان‌طور که مشاهده شد، در این کشورها، سلامت رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد و می‌تواند نتیجه برنامه‌ریزی‌های سیاستگذاران را تحت تاثیر قرار دهد.

در این پژوهش، به‌جای بررسی جداگانه علیت برای هر یک از کشورها، از رویکرد پیشنهادی کونیا (۲۰۰۶) استفاده شد و علیت بین دو متغیر مخارج سلامت و رشد اقتصادی در چارجوب داده‌های پانلی از لحاظ همبستگی بین‌مقطعی انجام شد. استفاده از اطلاعات مربوط به همبستگی بین‌مقطعی باعث می‌شود که نتایج به‌دست‌آمده این پژوهش نسبت به پژوهش‌های پیشین دقیق‌تر باشد. همچنین، نتایج این پژوهش ارائه‌دهنده شواهدی از امکان وجود رابطه غیرخطی بین این دو متغیر است. پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی رابطه این دو متغیر به صورت غیرخطی مورد بررسی قرار گیرد تا احتمال وجود هرگونه تورش ناشی از غیرخطی بودن رابطه در نتایج مرتفع شود.

منابع

الف) فارسی

باغبان علی‌اصغری، شبنم؛ ملانوری، هادی، و طباطبایی نسب، زهره (۱۳۹۳). رابطه علّی بین مخارج بهداشتی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب خاورمیانه، *دومین همایش ملّی رویکردی بر حسابداری، مدیریت و اقتصاد*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فومن و شفت.

بهبودی، داود؛ باستان، فرانک، و فشاری، مجید (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهایی با درآمد پایین و متوسط (رهیافت علیت در داده‌های پانلی)، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۵(۳)، ۹۶-۸۱.

پناهی، حسین، و آل‌عمران، سیدعلی (۱۳۹۴). بررسی تاثیر مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای سازمان همکاری‌های اقتصادی گروه D8، *مجله بهداشت و توسعه*، ۴(۴)، ۳۳۶-۳۲۷.

رئیس‌پور، علی، و پژویان، جمشید (۱۳۹۲). آثار مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی و بهره‌وری در ایران: رویکرد منطقه‌ای، *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۸(۴): ۶۸-۴۳.

عمادزاده، مصطفی؛ سامتی، مرتضی، و صافی دستجردی، داود (۱۳۹۰). رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی در استان‌های ایران، *مدیریت اطلاعات سلامت*، ۸(۷)، ۹۲۸-۹۱۸.

مهرآرا، محسن، و فضائلی، علی‌اکبر (۱۳۸۸). رابطه هزینه‌های سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)، *فصلنامه مدیریت سلامت*، ۱۲(۳۵)، ۶۰-۴۹.

ب) انگلیسی

Ainsworth, M., & Over, M. (1994). AIDS and African Development. *The World Bank Research Observer*, 9(2), 203-240.

Aka, B. F., & Dumont, J.-C. (2008). Health, Education and Economic Growth: Testing for Long-Run Relationships and Causal Links in the United States. *Applied Econometrics and International Development*, 8(2), 101-113.

Amiri, A., & Ventelou, B. (2012). Granger Causality between Total Expenditure on Health and GDP in OECD: Evidence from the Toda–Yamamoto Approach. *Economics Letters*, 116(3), 541-544.

Baker, P. (2008). On the Relationship between Economic Growth and Health Improvement: Some Lessons for Health-Conscious Developing Countries. *Radical Statistics*, 98(1), 25-37.

Baltagi, B. H., & Moscone, F. (2010). Health Care Expenditure and Income in the OECD Reconsidered: Evidence from Panel Data. *Economic Modelling*, 27(4), 804-811.

Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.

Barro, R. J. (1996). Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study. *NBER Working Papers*, 5698.

Barro, R. J. (2013). Health and Economic Growth. *Annals of Economics and Finance*, 14(2), 329-366.

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). Economic Growth. McGraw-Hill. New York.

Bedir, S. (2016). Health Care Expenditure and Economic Growth in Developing Countries. *Advances in Economics and Business*, 4(2), 76-86.

Bloom, D. E., & Canning, D. (2000). The Health and Wealth of Nations. *Science, 287*(5456), 1207-1209.

Bloom, D. E., & Canning, D. (2005). Schooling, Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence. *Unpublished, Harvard School of Public Health (February 2005)*.

Bloom, D., Canning, D., & Sevilla, Y. (2001). The Effect of Health on Economic Growth: Theory and Evidence. *NBER Working Paper*, 8587.

Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2013). Large Panel Data Models with Cross-Sectional Dependence: A Survey. *CAFE Research Paper* (13.15).

Devlin, N., & Hansen, P. (2001). Health Care Spending and Economic Output: Granger Causality. *Applied Economics Letters*, 8(8), 561-564.

Elmi, Z. M., & Sadeghi, S. (2012). Health Care Expenditures and Economic Growth in Developing Countries: Panel Co-Integration and Causality. *Middle-East Journal of Scientific Research*, 12(1), 88-91.

Erdil, E., & Yetkiner, I. (2004). Theory and Evidence on Income-Health Causality. *Forthcoming in Applied Economics*.

Erdil, E., & Yetkiner, I. H. (2009). A Panel Data Approach for Income-Health Causality. *The Economics of Health Reforms*, 38(1), 701-724.

Fogel, R. W. (1997). New Findings on Secular Trends in Nutrition and Mortality: Some Implications for Population Theory. *Handbook of Population and Family Economics*, 1(1), 433-481.

Hartwig, J. (2010). Is Health Capital Formation Good for Long-Term Economic Growth?–Panel Granger-Causality Evidence for OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*, 32(1), 314-325.

Heshmati, A. (2001). On the Causality between GDP and Health Care Expenditure in Augmented Solow Growth Model. Department of Economic Statistics Stockholm School of Economics, *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, 423.

Jack, W., & Lewis, M. (2009). *Health Investments and Economic Growth: Macroeconomic Evidence and Microeconomic Foundations*: The World Bank.

Khan, H. N., Khan, M. A., Razli, R. B., Shehzada, G., Krebs, K. L., & Sarvghad, N. (2016). Health Care Expenditure and Economic Growth in SAARC Countries (1995–2012): A Panel Causality Analysis. *Applied Research in Quality of Life*, 11(3), 639-661.

Kónya, L. (2006). Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach. *Economic Modelling*, 23(6), 978-992.

Kumar, J. A. D. D. (2015). Causality between Public Health Expenditure and Economic Growth in BRICS Countries. *International Journal of Scientific Research and Management*, 3(11), 3718-3722.

Kumar, S. (2013). Systems GMM Estimates of the Health Care Spending and GDP Relationship: A Note. *The European Journal of Health Economics*, 14(3), 503-506.

Mayer, D. (2001). The Long-Term Impact of Health on Economic Growth in Latin America. *World Development*, 29(6), 1025-1033.

Mehrara, M., & Musai, M. (2011). Granger Causality between Health and Economic Growth in Oil Exporting Countries. *Interdisciplinary Journal of Research in Business*, 1(8), 103-108.

Murthy, V. N., & Okunade, A. A. (2009). The Core Determinants of Health Expenditure in the African Context: Some Econometric Evidence for Policy. *Health Policy*, 91(1), 57-62.

Mushkin, S. J. (1962). Health as an Investment. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 129-157.

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. *Cambridge Working Papers in Economics*, 0435.

Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.

Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.

Rhee, H. (2015). Granger Causality between Economic Output, Population, and Health Spending in Korea. *Advanced Science and Technology Letters*, 84(1), 11-15.

Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), 71-102.

Smith, J. P. (1999). Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation between Health and Economic Status. *Journal of Economic Perspectives*, 13(2), 145-166.

Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

Sülkü, S. N., & Caner, A. (2011). Health Care Expenditures and Gross Domestic Product: The Turkish Case. *The European Journal of Health Economics*, 12(1), 29-38.
Swamy, P. A. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 38(2), 311-323.
Van der Gaag, J., & Štimac, V. (2008). Towards a New Paradigm for Health Sector Development. *Amsterdam Institute for International Development*.
Van Zon, A., & Muysken, J. (2001). Health and Endogenous Growth. *Journal of Health Economics*, 20(2), 169-185.
Ventelou, B., Arrighi, Y., Greener, R., Lamontagne, E., Carrieri, P., & Moatti, J.-P. (2012). The Macroeconomic Consequences of Renouncing to Universal Access to Antiretroviral Treatment for HIV in Africa: A Micro-Simulation Model. *Plos One*, 7(4), e34101.
Wang, K.-M. (2011). Health Care Expenditure and Economic Growth: Quantile Panel-Type *Analysis. Economic Modelling*, 28(4), 1536-1549.
Weil, D. N. (2014). Health and Economic Growth, *Handbook of Economic Growth* (Vol. 2, pp. 623-682): Elsevier.
Yorulmaz, Ö., & Tahsin, E. (2016). An Examination of the Relationship between Healthcare Expenditure and GDP in LAC Countries: A Semi Parametric Approach. *International Journal of Economic Perspectives*, 10(2), 171-183.
Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348-368.