● وصول مقاله: ۱۴۰۱/۱۲/۱۳
● اصلاح نهایی: ۱۴۰۲/۲/۱۸
● پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۲/۲۴

تأثیر شوک‌های مثبت و منفی مخارج بهداشت عمومی در طی دوره‌های تجاری بر وضعیت سلامت در ایران

آزاده جهانتابی‌نژاد[۱] / ابوالقاسم گل‌خندان[۲]

چکیده

مقدمه: تأثیر شوک‌های مثبت و منفی و یا همان اثرگذاری نامتقارن مخارج بهداشت عمومی در طول دوره‌های رکود و رونق اقتصادی (دوره‌های تجاری) بر وضعیت سلامت به لحاظ اتخاذ تصمیم‌گیری مناسب در زمینه کنترل آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه در این دوره‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه برآورد اثر نامتقارن مخارج بهداشت عمومی بر وضعیت سلامت در ایران طی دوره‌های رکود و رونق اقتصادی می‌باشد.

روش پژوهش: مطالعه توصیفی-تحلیلی و کاربردی حاضر با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۷۹ به بررسی اثر بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی مخارج بهداشت عمومی در طی دوره‌های تجاری، درآمد سرانه و سرانه‌ی پزشک بر نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و امید به زندگی پرداخت. به‌منظور شناسایی دوره‌های تجاری از رهیافت فیلترینگ و سه فیلتر HP، BK و CF استفاده شده است. هم‌چنین، برآورد مدل‌ها در قالب یک مدل رگرسیونی و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) و در نرم‌افزار Eviews12.0 صورت گرفت.

یافته‌ها: نتایج تجربی نشان می‌دهد که مخارج بهداشت عمومی طی دوره مورد بررسی یک رفتار موافق دوره‌ای معنادار داشته است. در بلندمدت، اثر شوک‌های منفی مخارج بهداشت عمومی در طی دوره‌های تجاری بر تضعیف شاخص‌های سلامت، بیشتر از اثر شوک‌های مثبت آن بر تقویت شاخص‌های سلامت است (تأیید اثرگذاری نامتقارن). هم‌چنین، شدت اثرگذاری شوک‌های مثبت و منفی مخارج بهداشت عمومی در طول دوره‌های رکود اقتصادی نسبت به دوره‌های رونق اقتصادی، قابل توجه‌تر است. با یک‌درصد کاهش در مخارج بهداشت عمومی در طول دوره‌های رکود اقتصادی، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال حدود ۰/۱۷ درصد افزایش و امید به زندگی حدود ۰/۱۳ درصد کاهش می‌یابد.

نتیجه‌گیری: بر اساس نتایج این تحقیق، لزوم افزایش مخارج بهداشت عمومی در دوره‌های رکود اقتصادی به‌منظور کاهش آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه توصیه می‌شود. اما با توجه به رفتار موافق دوره‌ای مخارج بهداشت عمومی، اتخاذ سیاست‌ها و راه‌کارهایی که به کاهش شدت این رفتار بی‌انجامد، ضروری است.

کلیدواژه‌ها: شوک‌های مخارج بهداشت عمومی، دوره‌های تجاری، شاخص‌های سلامت، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، اثرگذاری نامتقارن.

۱- کارشناس‌ارشد اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
۲- دانش‌آموخته دکتری اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: golkhandana@gmail.com

مقدمه

از دیدگاه سیاست‌گذاران، بهبود وضعیت سلامت جامعه راه‌کار مهمی برای افزایش سرمایه انسانی، دست‌یابی به توسعه پایدار، کاهش فقر، نابرابری درآمد و بهبود سطح رفاه تلقی می‌شود[۱]. این فرآیند مستلزم سرمایه‌گذاری قابل‌توجهی در بخش سلامت است. در حالی‌که مراقبت‌های بهداشتی می‌تواند توسط بخش خصوصی تأمین مالی شود، بین محققان و بسیاری از اقتصاددانان توسعه این اتفاق‌نظر وجود دارد که مخارج بهداشت عمومی (تأمین مالی عمومی مراقبت‌های بهداشتی) در رفع مسائل مربوط به برابری در مصرف مراقبت‌های بهداشتی و (باز) توزیع درآمد بسیار مهم است. هم‌چنین، ارائه و مصرف بهینه خدمات مراقبت‌های بهداشتی را تضمین می‌کند و در عین حال هزینه‌های فاجعه‌بار بهداشتی و بار بیماری‌ها را کاهش می‌دهد[۲، ۳]. بنابراین، افزایش مخارج بهداشت عمومی در کشورهای درحال‌توسعه (به‌ویژه در کشورهای با درآمد کم و متوسط) و سطح مشخص از مقررات دولتی در بخش بهداشت، مورد حمایت تجربی قرار گرفته است[۱،۴،۵]. البته تحلیل در زمینه اثربخشی مخارج بهداشت عمومی در بهبود پیامدهای سلامت به این سادگی نیست و نتایج و مواضع متناقض در این زمینه به یکی از موضوعات اصلی در سیاست سلامت، از نظر نقش دولت تبدیل شده است[۱].

نکته مهم آن است که نقش مخارج بهداشت عمومی در طول دوره‌های رکود و رونق اقتصادی (دوره‌ها یا چرخه‌های تجاری) بر وضعیت سلامت به لحاظ اتخاذ تصمیم‌گیری مناسب در زمینه کنترل آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه در این دوره‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. چراکه که رکود ممکن است با کاهش هزینه‌های خانوار برای مراقبت‌های بهداشتی و سایر مصرف‌ها (مانند تغذیه)، سلامت جامعه را تهدید کند[۶]. بر این اساس شناسایی نوع رفتار چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این راستا می‌توان سه حالت ممکن را درنظر گرفت: الف. رفتار موافق دوره‌ای (procyclical) مخارج بهداشت عمومی (هم‌حرکتی). در این حالت ورود به دوره رکود (رونق) اقتصادی منجر به کاهش (افزایش) مخارج بهداشت عمومی می‌شود. دلیل این موضوع آنست که کشورها ممکن است به‌دلیل کاهش درآمدهایشان با محدودیت‌های شدید بودجه‌ای مواجه شوند و در نتیجه مجبور به کاهش هزینه‌های خود در همه بخش‌ها شوند[۷]. هم‌چنین، رکود می‌تواند توجیهی برای کاهش در بخش‌های مهم اجتماعی فراهم کند. ب. رفتار مخالف (ضد، پاد) دوره‌ای (Countercyclical) مخارج بهداشت عمومی. در این حالت ورود به دوره رکود (رونق) اقتصادی منجر به افزایش (کاهش) مخارج بهداشت عمومی می‌شود. دلیل این موضوع می‌تواند این باشد که کشورها اغلب رویکرد کینزی (دخالت در بازار) را اتخاذ می‌کنند و سعی می‌کنند اقتصاد را در زمان‌های سخت از طرق مختلف، تحریک کنند. از آن‌جا که مراقبت‌های بهداشتی از اهمیت اجتماعی و اقتصادی بالایی برخوردار است، هدف مفیدی برای بسته‌های محرک دولتی می‌باشد[۸]. ج. رفتار غیردوره‌ای (Noncyclical) مخارج بهداشت عمومی. در این حالت ورود به دوره رکود (رونق) اقتصادی تأثیری بر کاهش و یا افزایش مخارج بهداشت عمومی ندارد و این مخارج مستقل از دوره‌های تجاری تعیین می‌شود.

چن و همکاران[۹] با استفاده از چارچوب تجزیه چندمتغیره بوریدج و نلسون (Beveridge-Nelson) برای ساخت اجزای دائمی و چرخه‌ای و تجزیه‌وتحلیل همبستگی برای مؤلفه‌های چرخه‌ای، نشان داده‌اند که در کوتاه‌مدت هزینه‌های سلامت عمومی جاری رفتار موافق چرخه‌ای در کشور چین دارد؛ در حالی‌که شواهد واضحی از همبستگی بین چرخه‌های مخارج سلامت خصوصی و رشد تولید ناخالص داخلی وجود ندارد. تجزیه‌وتحلیل داده‌های تابلویی در سطح استانی نیز با استفاده از روش متغیر ابزاری و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM: Generalized Method of Moments)، تأثیرات موافق چرخه‌ای هزینه‌های دولت بر سلامت را تأیید می‌کند. سیلیرن و همکاران[۱۰] در

یک تحقیق بین‌کشوری با استفاده از داده‌های آماری ۳۲ کشور OECD طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۰ نشان داده‌اند که کشش هم‌حرکتی مخارج بهداشت عمومی، تأثیر منفی و معناداری بر میانگین رشد بلندمدت مرگ و میر داشته است؛ که مؤید این موضوع می‌باشد که کشورهایی که کشش موافق چرخه‌ای بیشتری در هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی عمومی دارند، نرخ رشد بلندمدت پایین‌تری در مرگ و میر نشان می‌دهند. هم‌چنین، درجه خصوصی‌بودن یک سیستم مراقبت بهداشتی و متوسط شدت نسبت بدهی عمومی به GDP، اثر بی‌معنا و سیستم بیمه سلامت اجتماعی اثر مثبت (و معنادار) بر کشش هم‌حرکتی مخارج بهداشت عمومی کشورهای مورد مطالعه داشته است. بواچی و همکاران[۱] تأثیر مخارج عمومی سلامت را بر برون‌دادهای سلامت در کشور غنا طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این مطالعه با استفاده از دو روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات دو مرحله‌ای نشان می‌دهد که هزینه‌های بهداشت عمومی به بهبود برون‌دادهای سلامت در غنا کمک کرده است. به‌طور کلی افزایش ۱۰ درصدی هزینه‌های بهداشت عمومی از مرگ ۴/۴-۰/۱۰۲ نوزاد زیر پنج سال در هر ۱۰۰۰ تولد زنده جلوگیری می‌کند و امید به زندگی در بدو تولد را ۴۷-۰/۷۷ روز در سال افزایش می‌دهد. لیانگ و تاسینگ[۶] رفتار چرخه‌ای مخارج دولت در بخش سلامت (GHE) و اثر آن بر وضعیت سلامت جامعه را در ۱۳۵ کشور درحال‌توسعه جهان طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از فیلتر HP نشان می‌دهد که میانگین چرخه‌ای ۰/۶۱ است؛ به این معنا که یک‌درصد انحراف از روند تولید ناخالص داخلی با ۰/۶۱ درصد انحراف از روند GHE همبستگی مثبت دارد. علاوه بر این، به‌نظر می‌رسد که رفتار موافق چرخه‌ای GHE اثر منفی و معنادار بر امید به زندگی و میزان مرگ و میر بزرگسالان، داشته است. این نتایج نشان می‌دهد که کاهش چرخه‌ای بودن GHE با محافظت از GHE در زمان‌های بد، ممکن است دستاوردهای سلامتی قابل‌توجهی ایجاد کند. پو و همکاران[۱۱] با استفاده از داده‌های ترکیبی ۳۱ منطقه کشور چین طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۲ نشان داده‌اند که رفتار موافق چرخه‌ای هزینه‌های بهداشتی با تغییر زمان به رفتار ضد چرخه‌ای تبدیل می‌شود. به‌طور خاص، چرخه‌های تجاری تأثیر مثبت و معنادار بر مخارج سلامت قبل از سال ۲۰۰۸ و تأثیر منفی و معنادار بر مخارج سلامت بعد از بحران مالی در سال ۲۰۰۸ داشته‌اند. هم‌چنین، یافته‌ها نشان می‌دهد که تأثیر تعاملی چرخه‌های تجاری و نابرابری درآمد بر هزینه‌های سلامت در چین مثبت و معنادار است. عسگری و بادپا[۵] با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۱ کشور ایران، به بررسی اثر مخارج سلامت بخش عمومی و خصوصی بر وضعیت سلامت پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که کل مخارج سلامت بر امید به زندگی در بدو تولد و نرخ خام مرگ و میر اثر مثبت و بر نرخ مرگ‌و میرکودکان اثر منفی می‌گذارد. مخارج سلامت بخش خصوصی و بخش عمومی با برخی از شاخص‌های سلامت رابطه معناداری دارند، اما مخارج سلامت بخش عمومی نسبتاً اثر بیشتری داشته است. رضاپور و همکاران[۱۲] در بررسی تأثیر چرخه‌های تجاری بر امید به زندگی در کشورهای سند چشم‌انداز ایران ۱۴۰۴، با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی داده‌های پانل (ترکیبی) به این نتیجه رسیده‌اند که چرخه‌های تجاری طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا شامل ایران اثر مثبت بر امید به زندگی دارد و در گروه‌های دیگر اثر معناداری ندارد. شهرکی[۱۳] با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM: Vector Error Correction Model) و داده‌های سری زمانی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۰، نشان داده است که یک رابطه علیت دوطرفه بین مخارج سلامت عمومی و امید به زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران وجود دارد. هم‌چنین، مخارج سلامت خصوصی رابطه علی بر امید به زندگی داشته، ولی امید به زندگی تأثیر علی بر مخارج سلامت

خصوصی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نداشته است. عرب و همکاران[۱۴] با استفاده از داده‌های پانل کشور عضو گروه D8 طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۵ و با به‌کارگیری برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر (FGLS: feasible general least squares) نشان داده‌اند که تأثیر هزینه‌های بهداشت عمومی و خصوصی بر میزان مرگ و میر نوزادان منفی و معنادار می‌باشد؛ اما اثرگذاری هزینه‌های عمومی بیشتر از بخش خصوصی بوده است.

نوسانات اقتصادی، بروز اداور تجاری و چرخه‌های رکود و رونق، جزء لاینفک هر اقتصادی است و نقش و اهمیت مخارج بهداشت عمومی در طول چرخه‌های تجاری از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در دوره‌های رکود اقتصادی به‌دلیل کاهش مخارج خانوارها برای مراقبت‌های بهداشتی و سایر مصرف‌ها (مانند تغذیه)، سلامت جامعه به‌طور جدی مورد تهدید قرار می‌گیرد و پاسخ‌های بودجه‌ای مربوط به مخارج بهداشتی دولت در این دوره‌ها می‌تواند به میزان قابل‌توجهی خطرات بهداشتی ناشی از بحران‌های اقتصادی را کاهش دهد. بر این اساس بررسی تأثیر مخارج بهداشت عمومی در طول چرخه‌های تجاری (رکود و رونق اقتصادی) بر وضعیت سلامت و هم‌چنین شناسایی نوع رابطه چرخه‌ای این مخارج، به لحاظ اتخاذ تصمیم‌گیری مناسب توسط سیاست‌گذاران بخش اقتصاد سلامت در زمینه کنترل این دوره‌ها بالاخص در دوران رکود اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ تا از این طریق بتوان آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه را در این دوران کاهش داد. بر این اساس هدف اصلی مقاله حاضر بررسی تأثیر مخارج بهداشت عمومی در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی بر شاخص‌های سلامت در ایران شامل نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و امید به زندگی و هم‌چنین شناسایی نوع رابطه چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی می‌باشد. در این راستا سعی شده است تا با تفکیک مخارج بهداشت عمومی به شوک‌های مثبت و منفی، تحلیل دقیق‌تری از اثرگذاری فوق و به‌عبارتی اثرگذاری نامتقارن مخارج بهداشت عمومی به عمل آید.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر نوع، کاربردی است. روش پژوهش هم توصیفی-تحلیلی می‌باشد که در قسمت توصیف از روش اسنادی و کتابخانه‌ای استفاده شده و بخش تحلیل، متکی بر الگوهای اقتصادسنجی است. دوره زمانی این تحقیق نیز با توجه به وجود اطلاعات و داده‌های آماری، سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۲۰ را در بر می‌گیرد. مدل مورد استفاده نیز به‌منظور بررسی آثار نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی مخارج بهداشت عمومی بر شاخص‌های برون‌داد سلامت در طول چرخه‌های تجاری، به فرم زیر است:

$$\begin{aligned}Ln(health)_t = {} & \beta_0 + \beta^+_1[Ln(phe^+)_t \times (recession)_t] + \beta^-_1[Ln(phe^-)_t \times (recession)_t] \\ & + \beta^+_2[Ln(phe^+)_t \times (boom)_t] + \beta^-_2[Ln(phe^-)_t \times (boom)_t] \\ & + \sum_{i=3}^{k} \beta_i Ln(control)_{it} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۱)$$

در این رابطه، متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

Ln: لگاریتم طبیعی؛ با لگاریتم‌گیری از متغیرهای مدل میزان پراکندگی بین داده‌ها تعدیل و ضرایب برآوردی مفهوم اقتصادی کشش (Elasticity) پیدا می‌کنند. در واقع در این حالت ضرایب برآوردشده نشان می‌دهند که چنان‌چه متغیر مستقل مدل یک‌درصد تغییر کند، با فرض ثابت ماندن سایر متغیرها مدل، متغیر وابسته مدل چند درصد تغییر می‌کند[۱۵].

Health: شاخص‌های اندازه‌گیری برون‌داد سلامت؛ در این مطالعه سلامت جامعه با استفاده از دو شاخص متداول امید به زندگی در بدو تولد (LE) و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال (به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر) (MR-5) اندازه‌گیری شده است. با توجه به‌این‌که متغیر وابسته مدل با دو شاخص مورد اندازه‌گیری قرار می‌گیرد، بنابراین در مجموع دو مدل برآوردی خواهیم داشت.

$Ln(phe^+)$: شوک‌های مثبت سرانه مخارج بهداشت عمومی که با توجه به مطالعه تجربی گرنجر و یون[۱۶] به‌صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) لگاریتم طبیعی سرانه مخارج بهداشت عمومی تعریف و به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$Ln(phe^{+})_t = \sum_{t=1979}^{t} \Delta Ln(phe^{+})_t = Max[\Delta Ln(phe)_t, 0] \quad (۲$$

$Ln(phe^{-})$: شوک‌های منفی سرانه مخارج بهداشت عمومی که با توجه به مطالعه تجربی گرنجر و یون[۱۶] به‌صورت مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی) لگاریتم طبیعی سرانه مخارج بهداشت عمومی تعریف و به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$Ln(phe^{-})_t = \sum_{t=1979}^{t} \Delta Ln(phe^{-})_t = Min[\Delta Ln(phe)_t, 0] \quad (۳$$

recession: متغیر مجازی رکود اقتصادی؛ این متغیر برای سال‌های رکود، عدد یک و برای سال‌های رونق، مقدار عددی صفر را می‌پذیرد. بر این اساس، مقدار عبارات $[Ln(phe^{+})_t * (recession)_t]$ و $[Ln(phe^{-})_t * (recession)_t]$ در رابطه (۱) در دوره رکود اقتصادی t به‌ترتیب برابر با $Ln(phe^{+})_t$ و $Ln(phe^{-})_t$ و در دوره رونق اقتصادی t برابر با عدد صفر است.

boom: متغیر مجازی رونق اقتصادی؛ این متغیر برای سال‌های رونق، عدد یک و برای سال‌های رکود، مقدار عددی صفر را می‌پذیرد. بر این اساس، مقدار عبارات $[Ln(phe^{+})_t * (boom)_t]$ و $[Ln(phe^{-})_t * (boom)_t]$ در رابطه (۱) در دوره رونق اقتصادی t به‌ترتیب برابر با $Ln(phe^{+})_t$ و $Ln(phe^{-})_t$ و در دوره رکود اقتصادی t برابر با مقدار عددی صفر است.

control: متغیرهای کنترل مؤثر بر وضعیت سلامت؛ سلامتی تابعی از عوامل متعدد محیطی، اجتماعی، زیستی و اقتصادی است که هر یک از این عوامل در توضیح تغییرات آن نقش دارند[۱۷]. در این راستا در جهت افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل ز بین شاخص‌های مختلف، سه متغیر سرانه‌ی پزشک به‌ازای هر ۱۰ هزار نفر در کشور (p) که یک شاخص بازگوکننده وضعیت نسبی بهداشت در جامعه است، تولید ناخالص داخلی سرانه (y) که شاخص سنجش رفاه و درآمد نسبی افراد جامعه می‌باشد و متغیر موهومی سال‌های جنگ تحمیلی (w)، به‌صورت متغیرهای کنترل و دیگر مدل‌های توضیحی وارد مدل شده است.

ϵ_t: جزء خطای تصادفی.

در این تحقیق از اطلاعات سری‌زمانی سالانه‌ی ۱۹۷۹-۲۰۲۰ استفاده شده و اطلاعات مربوط به داده‌های متغیرها از منابع مختلف آماری از جمله: بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار ایران و شاخص‌های توسعه جهانی : World Development Index (WDI جمع‌آوری شده‌اند.

برای استخراج چرخه‌های تجاری، بایستی نوسانات چرخه‌های سری‌ها از روند رشد بلندمدت آن تفکیک گردد که به این منظور در پژوهش حاضر از رهیافت فیلترینگ (Filtering) داده‌ها و سه فیلتر آماری هادریک-پرسکات (HP: Hodrick & Presscott)، باکستر-کینگ (BK: Baxter & King) و کریستیانو-فیتزگرالد (CF: Christiano & Fitzgerald) استفاده شده است. در فیلتر HP مجموع مربع انحرافات سری (Y_t = لگاریتم متغیر موردنظر) از جزء روند (τ_t)، حداقل می‌شود:

$$Min: \sum_{t=1}^{T} (Y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (۴$$

پارامتر λ در رابطه فوق پارامتر هموارسازی نام دارد؛ که با افزایش آن، سری مورد بررسی هموارتر می‌شود. اگر λ صفر باشد، در رابطه فوق $Y_t = \tau_t$ می‌باشد و چرخه برای تمام مقادیر T صفر است. در این حالت جزء روند برابر با سری‌زمانی مورد بررسی است. اگر λ به‌سمت ∞ میل کند، در این حالت جزء روند، به‌سمت یک روند خطی گرایش پیدا می‌کند. در این مطالعه، مقدار عددی λ بنابر تحقیقات انجام‌شده برای داده‌های سالیانه، ۱۰۰ انتخاب و به‌کار گرفته شده است[۱۸]. شایان ذکر است که در این پژوهش، علاوه بر فیلتر HP، به‌منظور استخراج چرخه‌های تجاری و ارائه نتایج دقیق‌تر و قابل اطمینان‌تر در این زمینه، از دو فیلتر BK و CF که از فیلترهای میان‌گذر (BP: Band Pass) می‌باشند، نیز استفاده شده است.

در فیلتر BP برای جداکردن جزء چرخه‌ای، از یک سری زمانی با تعیین دامنه دوره‌ی آن استفاده می‌شود. BP فیلتری خطی است که میانگین متحرک وزنی دوگانه از داده‌ها می‌گیرد. برای استفاده از این فیلتر بایستی دامنه دوره (تناوب) انتخاب شود. در این مطالعه با توجه به سالیانه بودن داده‌ها این محدوده با طول دوره‌ی پایین ۲ سال و طول دوره بالا ۸ سال انتخاب شده است. فیلتر BP با توجه به روشی که برای محاسبه میانگین متحرک انتخاب می‌کند، متفاوت است. فیلترهای BK و CF دو نمونه از این فیلتر می‌باشند. فیلتر میان‌گذر BK فیلتری متقارن با طول ثابت می‌باشد؛ این فیلتر از لحاظ زمانی ثابت می‌باشد، زیرا محاسبه وزن‌های میانگین متحرک فقط به تفاوت خاص باند وابسته است و از داده‌ها استفاده نمی‌کند[۱۹]. فیلتر میان‌گذر BK با اعمال میانگین متحرک مرتبه Kام بر یک سری زمانی و به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\widehat{G}_t(W) = \sum_{u=-K}^{K} \hat{g}_u L^u$$

$$\hat{g}_u = \hat{g}_{-u} = g_u + \frac{1 - \sum_{j=-K}^{K} g_j}{2k+1} \quad u = 0, \dots, K \qquad (۵$$

$$g_u = \frac{\sin bu - \sin au}{\pi u}, u = \pm 1, \pm 2, \dots, g = \frac{b-a}{\pi}$$

که در رابطه فوق، L عملگر وقفه و K طول وقفه‌ها و تقدم‌های سری را تعیین می‌کند. مشخص است که هر چه وقفه و تقدم بیشتری برای فرآیند میانگین متحرک در نظر گرفته شود، برآوردهای دقیق‌تری به‌دست خواهد آمد؛ اما در عوض تعداد مشاهدات بیشتری از ابتدا و انتهای سری حذف می‌شوند. به‌طور معمول پارامتر طول وقفه عدد ۳ یا ۶ انتخاب می‌شود. به وزن‌های g_u وزن‌های فیلتر نظری می‌گویند که محدوده دوره تناوب را انتخاب می‌کنند و تابعی از دو پارامتر a و b می‌باشند[۲۰]. فیلتر CF حالت تعمیم‌یافته فیلتر BK می‌باشد. فرآیند میانگین متحرک این فیلتر به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\widehat{G}_{p,f}(\omega) = \sum_{u=-f}^{k} \hat{g}_u {}^{p,f} L^u \qquad (۶$$

در رابطه فوق f و p می‌توانند تابعی از زمان باشند. در این فیلتر، وزن می‌تواند با توجه به وقفه و تقدم تغییر کند. در واقع در این فیلتر، طول وقفه‌ها و تقدم‌ها می‌تواند برابر نباشد و در طول زمان تغییر کند. در فیلتر CF وزن‌ها به دو گونه متفاوت می‌تواند محاسبه می‌شوند: نخست با استفاده از تابع طیف یک فرآیند مستقل و دارای توزیع یکسان و دوم، استفاده از تابع طیف یک فرآیند نامانا. در این راستا کریستیانو و فیتزگرالد[۲۱] حالت دوم را پیشنهاد می‌کنند و بنابراین در این مطالعه از این حالت استفاده می‌شود.

در این مطالعه متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) به‌عنوان متغیر مرجع و به‌عنوان شاخصی جهت اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری در نظر گرفته شده و بعد از روندزدایی با رهیافت فیلترینگ، این چرخه‌ها اندازه‌گیری می‌شود. با اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری به‌منظور شناسایی دوره‌های رکود و رونق، از تعریف هاردینگ و پاگان[۲۲] استفاده می‌کنیم. اگر Y_t^c را به‌عنوان جزء چرخه‌ای GDP در نظر بگیریم، زمانی یک رونق اتفاق می‌افتد که در سال t، $Y_t^c - Y_{t-1}^c > 0$ باشد و به‌طور مشابه رکود زمانی است که در سال t، $Y_t^c - Y_{t-1}^c \leq 0$ باشد. به‌منظور بررسی رفتار چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی نیز، از شاخص ضریب‌هبستگی متقابل (Cross Correlation Coefficient) استفاده شده است. این شاخص میزان هم حرکتی بین متغیر مورد بررسی و GDP را نشان می‌دهد. ضریب مثبت نشان‌دهنده رابطهٔ هم حرکتی هم جهت بین دو متغیر و ضریب منفی نشان‌دهنده رابطهٔ حرکت خلاف‌جهت بین دو متغیر است. ضریب همبستگی از رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$\rho_{xy} = \frac{C_{xy}(\ell)}{\sqrt{C_{xx}(0) C_{xy}(0)}} \qquad \ell = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm n \qquad (۷$$

که در رابطه فوق، ℓ بیان‌گر وقفه و C_{xx} نشان‌دهنده واریانس متغیر و C_{xy} معرف کواریانس دو متغیر مورد بررسی است. اگر ضریب همبستگی چرخه‌های تجاری و جزء چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی مثبت و معنادار

باشد، مخارج بهداشت عمومی رفتار موافق چرخه‌ای؛ اگر این ضریب منفی و معنادار باشد، مخارج بهداشت عمومی رفتار ضد (مخالف) چرخه‌ای و در آخر اگر این ضریب صفر و یا از لحاظ آماری معنادار نباشد، مخارج بهداشت عمومی، رفتار غیرچرخه‌ای دارد[۱۱].

مطالعه حاضر به‌منظور تحلیل اثرگذاری نامتقارن مخارج بهداشت عمومی در طول دوره‌های تجاری بر شاخص‌های برون‌داد سلامت در ایران از آزمون هم‌انباشتگی نامتقارن (Asymmetric Co-Integration) پسران و همکاران[۲۳] و روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (Non-linear Auto-Regressive Distributed Lags: NARDL) استفاده کرده است. برآوردگر NARDL در واقع بسط‌یافته برآوردگر ARDL خطی می‌باشد و یک روش نوین برای شناسایی و اندازه‌گیری اثرات نامتقارن (و غیرخطی) بین متغیرهای یک مدل رگرسیونی است. روش NARDL با انجام مطالعه تجربی محققانی به نام‌های شین، یو و گرینوود–نیمو[۲۴] ارائه شده است و همانند روش متداول ARDL خطی از مزیت‌هایی ویژه‌ای در قیاس با سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی برخوردار می‌باشد. این مزیت‌ها عبارتند از: الف. قابلیت استفاده برای متغیرها با درجه انباشتگی مختلف از صفر و یک؛ ب. عدم وارد نمودن پویایی‌های کوتاه‌مدت در بخش تصحیح خطای مدل و ج. قابلیت استفاده برای مدل‌ها با تعداد مشاهدات کم و دارای متغیرهای توضیحی درون‌زا[۲۵].

قبل از توضیح مدل NARDL، بر اساس مطالعه تجربی گرنجر و یون[۱۶] رابطه رگرسیونی زیر را بین دو متغیر وابسته y و مستقل x، تعریف می‌کنیم:

$$y_t = \beta^+ x^+_t + \beta^- x^-_t + u_t \quad (۸$$

که y_t و x_t متغیرهای انباشته از مرتبه یک I(1) هستند و ترکیب خطی هم‌انباشته مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی را در نظر می‌گیریم:

$$x_t = x_0 + x^+_t + x^-_t \quad (۹$$

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \mathrm{Max}(\Delta x_j, 0), x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \mathrm{Min}(\Delta x_j, 0)$$

$$Z_t = \beta_0^+ y^+_t + \beta_0^- y^-_t + \beta_1^- x^+_t + \beta_1^- x^-_t \quad (۱۰$$

اگر z_t انباشته از مرتبه صفر باشد، در این‌صورت گفته می‌شود که y_t و x_t به‌صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند. چنان‌چه $\beta_0^+ = \beta_0^-$ و $\beta_1^+ = \beta_1^-$ باشد، در این‌صورت رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل به‌شکل متقارن است[۲۶]. اکنون با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی متغیر x به‌صورت رابطه (۹) و استفاده از آن در یک مدل ARDL(p,q)، به مدل NARDL(p,q) زیر دست می‌یابیم:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta^+_j x^+_{t-j} + \theta^-_j x^-_{t-j}) + \varepsilon_t$$

که در رابطه فوق p و q تعداد وقفه‌های بهینه، φ_j ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، θ^+_j و θ^-_j ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر وابسته و ε_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. هر رابطه بلندمدت در یک مدل ARDL(p,q)، یک مدل تصحیح خطا (Error Correction Model: ECM) کوتاه‌مدت نیز دارد که دست‌یابی به آن، تعادل بلندمدت را تضمین می‌کند. منفی و معنادار بودن ضریب برآوردی جزء تصحیح خطای نامتقارن (ECT)، تأییدکننده این تعادل بلندمدت است.

یافته‌ها

با اعمال فیلترهای HP، BK و CF بر روی لگاریتم GDP حقیقی، چرخه‌های تجاری طی سال‌های ۲۰۲۰–۱۹۷۹ به‌دست آمده و در شکل ۱ نمایش داده شده است. بر اساس این شکل، دوره‌های تجاری به‌دست‌آمده از هر سه فیلتر، از لحاظ حرکتی شباهت زیادی به یکدیگر دارند و هم‌چنین، نشان‌دهنده این موضوع هستند که بیش‌ترین نوسانات در روند GDP حقیقی مربوط به دوره‌های ابتدایی بازه‌ی زمانی تحقیق (دوران جنگ و بازسازی بعد از آن) است و با گذشت زمان، این نوسانات کاهش یافته است. (شکل ۱)

طبق تعریف هاردینگ و پاگان[۲۲]، دوره‌های رکود و رونق بر اساس سه فیلتر: HP، BP و CF تعیین و نتایج آن در جدول ۱ آمده است. در این جدول علامت +

نشان‌دهنده دوره رونق و علامت – نشان‌دهنده دوره رکود است. بر اساس نتایج جدول ۲ می‌توان گفت که هر سه فیلتر: HP، BK و CF، به‌جز موارد معدودی، در شناسایی سال‌های رونق و رکود در اقتصاد ایران، هماهنگ عمل کرده‌اند و نتایج مشابهی را ارائه نموده‌اند. در موارد معدودی نیز که بین شناسایی دوره‌های تجاری بین فیلترها اختلاف وجود داشته است، ملاک تعیین دوره رونق و رکود در مدل برآوردی، نظر دو فیلتر هم‌سو بوده است. (جدول ۱)

در جدول ۲، مقدار ضریب همبستگی متقابل بین چرخه‌های تجاری و جزء چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی با استفاده از هر سه فیلتر ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول، مقدار ضریب همبستگی بین متغیرهای یادشده در شناسایی چرخه‌ها با به‌کارگیری هرسه فیلتر، مثبت برآورد شده است. اگرچه معناداری این ضریب با به‌کارگیری فیلتر HP، تأیید نمی‌شود؛ اما بر اساس دو فیلتر BK و CF معناداری آن در سطح ۵ درصد تأیید و بنابراین رفتار موافق چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی نتیجه‌گیری می‌شود. (جدول ۲)

پیش از بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها، بایستی از عدم وجود متغیرهای برخوردار از درجه مانایی بیشتر از I(1) در مدل، اطمینان حاصل کرد. چراکه در صورت وجود متغیرهای مانا از درجه دو یعنی I(2) یا بیش‌تر در مدل، مقدار آماره F محاسبه‌شده توسط پسران و همکاران[۲۳]، قابل‌اعتماد و استفاده نیست. بنابراین بایستی در وهله نخست درجه مانایی تمام متغیرهای مدل را شناسایی کرد. به این منظور از دو آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته Augmented Dicky (Fuller: ADF) و فیلیپس–پرون Philips-Perron: (PP) استفاده شده است. خلاصه نتایج این آزمون در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که در بین متغیرهای مدل، شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت در دوره‌های رکود و رونق در سطح، مانا می‌باشند؛ اما سایر متغیرهای مدل در سطح، نامانا می‌باشند و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. بنابراین، با توجه به این‌که متغیرهای مورد استفاده در مدل از یک درجه مانایی یکسانی برخوردار نیستند و با توجه به این‌که در بین متغیرهای مدل، متغیر مانا از درجه‌ی دو وجود ندارد، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده کرد. (جدول ۳)

در ادامه با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران[۲۳] به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با توجه به شاخص اندازه‌گیری سلامت در مدل می‌پردازیم. در قسمت بالایی جدول ۴، مقدار آماره F محاسبه شده در هر دو مدل و در قسمت پائین این جدول، مقادیر بحرانی آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها ارائه شده است. بر این اساس وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سطح ۱ درصد و در هر دو مدل، تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه‌شده هر دو مدل، بزرگ‌تر از حد بالایی مقدار بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران[۲۳] در سطح ۱ درصد (۳/۹۹) است. (جدول ۴)

بعد از آن‌که رابطه بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل، اثبات شد، به برآورد این روابط می‌پردازیم. در جدول ۵ نتایج برآورد رابطه بلندمدت گزارش شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده کلیه ضرایب برآوردی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در هر دو مدل، از معناداری لازم برخوردارند. ضریب برآوردی جزء تصحیح خطا (ECM) نیز مطابق انتظار در هر دو مدل، منفی و در سطح بالایی معنادار است. این ضریب در مدل با متغیر وابسته نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال حدود ۰/۳۶– و در مدل با متغیر وابسته امید به زندگی حدود ۰/۴۷– برآورد شده است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۳۶ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و ۴۷ درصد از عدم تعادل یک دوره در امید به زندگی، در دوره بعد تعدیل می‌شود. نتایج مربوط به آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل (که به‌دلیل صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند) نیز نشان می‌دهد که در هر دو مدل برآوردی، فرضیه‌های صفر آزمون‌های فقدان خودهمبستگی سریالی، انتخاب فرم

تبعی مناسب مدل، برخورداری از توزیع نرمال و عدم ناهمسانی واریانس، رد نمی‌شوند که این نتایج صحت برآوردهای انجام‌شده را نشان می‌دهد. نکته مهم دیگر آن است که علامت ضرایب متغیرهای کنترل در هر دو مدل از ثبات برخوردار بوده است و نسبت به شاخص اندازه‌گیری سلامت جامعه حساسیتی نداشته است؛ که این صحت و ثبات نتایج تجربی به‌دست‌آمده را نشان می‌دهد. (جدول ۵)

در جدول ۶، نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن و یا عدم تقارن شوک‌های مخارج بهداشت عمومی (phe) در طول دوره‌های تجاری رکود و رونق، ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول، در سطح معناداری ۹۹ درصد، تساوی ضرایب شوک‌های مثبت و منفی phe را هم در دوره رکود و هم در دوره رونق اقتصادی نمی‌توان پذیرفت و فرضیه‌ی صفر به نفع فرضیه‌ی مقابل رد می‌شود. بنابراین اثر شوک‌های مثبت و منفی phe بر شاخص‌های سلامت در ایران در طول چرخه‌های تجاری، نامتقارن است. (جدول ۶)

بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، اثر شوک‌های مثبت مخارج بهداشت عمومی در دوره رکود بر نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و امید به زندگی به‌ترتیب منفی (با ضریب ۰/۱۴۴-) و مثبت (با ضریب ۰/۰۹۱) می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که در بلندمدت یک‌درصد افزایش در مخارج بهداشت عمومی در دوره رکود، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال را حدود ۰/۱۴ درصد کاهش و امید به زندگی را حدود ۰/۰۹ درصد افزایش می‌دهد. در مقابل، اثر شوک‌های منفی مخارج بهداشت عمومی در دوره رکود بر نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و امید به زندگی به‌ترتیب مثبت (با ضریب ۰/۱۶۶) و منفی (با ضریب ۰/۱۳۴-) معنادار می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که در بلندمدت یک‌درصد کاهش در مخارج بهداشت عمومی در دوره رکود، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال را حدود ۰/۱۷ درصد افزایش و امید به زندگی را حدود ۰/۱۳ درصد کاهش می‌دهد. نتیجه به‌دست‌آمده به وضوح نشان‌گر اهمیت نیاز به افزایش مخارج بهداشت عمومی در دوره‌های رکود و اثر نامتقارن این مخارج در دوره رکود بر شاخص‌های برون‌داد سلامت در ایران می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که اثر منفی شوک‌های کاهشی مخارج دولت در دوره رکود بزرگ‌تر از اثر مثبت شوک‌های افزایشی مخارج دولت در دوره رکود بر وضعیت سلامت می‌باشد.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل، اثر شوک‌های مثبت مخارج بهداشت عمومی در دوره رونق بر نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و امید به زندگی به‌ترتیب منفی (با ضریب ۰/۰۳۹-) و مثبت (با ضریب ۰/۰۲۲) معنادار می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که در بلندمدت یک‌درصد افزایش در مخارج بهداشت عمومی در دوره رونق، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال را حدود ۰/۰۳۹ درصد کاهش و امید به زندگی را حدود ۰/۰۲۲ درصد افزایش می‌دهد. در مقابل، اثر شوک‌های منفی مخارج بهداشت عمومی در دوره رونق بر نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و امید به زندگی به‌ترتیب مثبت (با ضریب ۰/۰۷۵) و منفی (با ضریب ۰/۰۵۱-) می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که در بلندمدت یک‌درصد کاهش در مخارج بهداشت عمومی در دوره رونق، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال را حدود ۰/۰۷۵ درصد افزایش و امید به زندگی را حدود ۰/۰۵۱ درصد کاهش می‌دهد. نتیجه به‌دست‌آمده به وضوح نشان‌گر اثر نامتقارن مخارج بهداشت عمومی در دوره رونق بر شاخص‌های برون‌داد سلامت در ایران می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که اثر منفی شوک‌های کاهشی مخارج دولت در دوره رونق بزرگ‌تر از اثر مثبت شوک‌های افزایشی مخارج دولت در دوره رونق بر وضعیت سلامت می‌باشد.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده می‌توان گفت که اثرگذاری شوک‌های مخارج بهداشت عمومی در دوره‌های رکود اقتصادی به‌مراتب بزرگ‌تر از اثرگذاری این شوک‌ها در دوران رونق اقتصادی می‌باشد. اثرگذاری مثبت شوک‌های افزایشی مخارج عمومی بر وضعیت سلامت در دوران رکود حدود ۴ برابر اثرگذاری

این شوک‌ها در دوران رونق می‌باشد. از طرفی اثرگذاری منفی شوک‌های کاهشی مخارج عمومی بر وضعیت سلامت در دوران رکود بیش از ۲/۵ برابر اثرگذاری این شوک‌ها در دوران رونق می‌باشد. این نتایج گویای اهمیت افزایش مخارج بهداشت عمومی در دوره‌های رکود اقتصادی به‌منظور ارتقاء سلامت در جامعه می‌باشد. هم‌چنین، بر اساس نتایج، میزان اثرگذاری منفی شوک‌های کاهشی مخارج بهداشت عمومی در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی، بزرگ‌تر از میزان اثرگذاری مثبت شوک‌های افزایش مخارج بهداشت عمومی در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی می‌باشد. در بین تمام شوک‌های مخارج بهداشت عمومی در هر دو دوره رکود و رونق اقتصادی، اثرگذاری منفی مخارج بهداشت عمومی در دوران رکود اقتصادی، بیشترین مقدار است که این نتیجه نیز گویای نیاز به افزایش در مخارج بهداشت عمومی در دوران رکود به‌منظور جلوگیری از کاهش آسیب‌پذیری طبقات پائین جامعه می‌باشد. همان‌طور که لیانگ و تاسینگ[۶] بیان می‌کنند در دوران رکود اقتصادی با کاهش درآمد خانوارها، تقاضا برای خدمات بهداشتی تا حد قابل‌توجهی از بخش خصوصی به بخش دولتی تغییر می‌کند. اما سؤال اساسی آنست که آیا امکان افزایش مخارج بهداشت عمومی در دوران رکود اقتصادی در ایران فراهم می‌باشد؟ همان‌طور که نتایج نشان داد مخارج بهداشت عمومی در ایران یک رفتار موافق چرخه‌ای دارد. نتیجه‌ای که در مطالعات لیانگ و تاسینگ[۶]، چن و همکاران[۹] و پو و همکاران[۱۱] نیز تأیید شده است. به این معنا که این مخارج در دوره‌های رکود از روند رشد بلندمدت خود منحرف و در این حالت ورود به دوره رکود (رونق) اقتصادی منجر به کاهش (افزایش) مخارج بهداشت عمومی می‌شود.

با توجه به نتایج، ضریب برآوردی بلندمدت درآمد سرانه Ln(y) زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، امید به زندگی است، مثبت (با ضریب ۰/۱۸۵) و زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال است، منفی (با ضریب ۰/۲۸۶-) می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که با یک‌درصد افزایش در درآمد سرانه، در بلندمدت، امید به زندگی حدود ۰/۱۹ درصد افزایش و نرخ مرگ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال حدود ۰/۲۹ درصد کاهش می‌یابد. درآمد سرانه یکی از عوامل مهم اثرگذار بر شاخص‌های برون‌داد سلامت می‌باشد و به‌طور معمول یک همبستگی قوی بین درآمد پائین و وضعیت ضعیف بهداشتی وجود دارد. درآمد پائین منجر به استانداردهای پائین در زندگی و عدم توانایی مالی برای تأمین مخارج مراقبت‌های بهداشتی و پیش‌نیازهای آن نظیر تغذیه کافی و تحصیلات بالا می‌شود که این موارد کاهنده سطح سلامت افراد جامعه می‌باشد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر تأثیر مثبت درآمد بر روی وضعیت سلامت، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات بواچی و همکاران[۱]، لیانگ و تاسینگ[۶]، عرب و همکاران[۱۴] و گل‌خندان و رستمی[۱۷] دارد.

با توجه به نتایج، ضریب برآوردی بلندمدت سرانه‌ی پزشک Ln(p) زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، امید به زندگی است، مثبت (با ضریب ۰/۶۶۹) و زمانی‌که شاخص اندازه‌گیری سلامت، نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال است، منفی (با ضریب ۱/۱۱۸-) می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که با یک‌درصد افزایش در سرانه‌ی پزشک، در بلندمدت، امید به زندگی حدود ۰/۶۷ درصد افزایش و نرخ مرگ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال حدود ۱/۱۲ درصد کاهش می‌یابد. ضریب برآوردی برای سرانه‌ی پزشک نسبت به ضریب برآوردی سایر متغیرهای مدل، مقدار قابل‌توجه‌تری است که این موضوع نشان‌دهنده اهمیت دسترسی افراد جامعه به خدمات بهداشتی در جهت ارتقاء سلامت آنها است. این نتیجه هم‌سو با نتایج مطالعات گل‌خندان و رستمی[۱۷] و محمدیان‌منصور[۲۷] می‌باشد. متغیر موهومی جنگ تحمیلی نیز بر اساس نتایج و مطابق با انتظار تأثیر منفی و معناداری را بر پیامدهای سلامت در ایران داشته است که این به‌دلیل ناامنی، تغییر ساختارها و شرایط اقتصادی- اجتماعی جامعه در زمان جنگ می‌باشد[۱۵،۱۷].

به‌طور کلی بر اساس نتایج این تحقیق، لزوم افزایش مخارج بهداشت عمومی بالاخص در دوره‌های رکود اقتصادی به‌منظور کاهش آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه نتیجه‌گیری می‌شود. اما با توجه به رفتار موافق دوره‌ای مخارج بهداشت عمومی و کاهش این مخارج در دوره‌های رکود اقتصادی، اتخاذ سیاست‌ها و راه‌کارهایی که به کاهش شدت این رفتار بیانجامد، توسط سیاست‌گذاران بخش عمومی ضروری است. در این راستا اولویت‌بندی بخش سلامت و تدوین بسته‌های محرک دولتی در این بخش در طول دوره‌های رکود اقتصادی، افزایش وزن صندوق‌های تأمین اجتماعی در بودجه‌های سلامت و بهبود کیفیت نهادی و شاخص‌های حکمرانی خوب می‌تواند برای شکستن الگوی چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی مؤثر باشد.

تشکر و قدردانی

مقاله حاضر مستخرج از پایان‌نامه یا طرح پژوهشی نیست و از طرف شخص و یا سازمانی حمایت مالی نشده است. هم‌چنین نویسندگان بدینوسیله برخود لازم می‌دانند از تمام کسانی که ایشان را در انجام این مطالعه یاری رسانده‌اند، سپاس‌گزاری نمایند.

جدول ۱ - دوره‌های رکود و رونق اقتصاد ایران (۱۹۷۹-۲۰۲۰) طبق فیلترهای HP، BK و CF

سال	HP	BK	CF	سال	HP	BK	CF	سال	HP	BK	CF
۱۹۸۰	−		−	۱۹۸۱	−		−	۱۹۸۲	+		+
۱۹۸۳	+	+	+	۱۹۸۴	−	−	−	۱۹۸۵	+	+	+
۱۹۸۶	−	−	−	۱۹۸۷	−	+	+	۱۹۸۸	−	−	−
۱۹۸۹	+	+	+	۱۹۹۰	+	+	+	۱۹۹۱	+	+	+
۱۹۹۲	+	−	−	۱۹۹۳	−	−	−	۱۹۹۴	−	−	−
۱۹۹۵	−	+	+	۱۹۹۶	+	+	+	۱۹۹۷	−	−	+
۱۹۹۸	−	−	−	۱۹۹۹	−	−	−	۲۰۰۰	+	+	−
۲۰۰۱	−	−	−	۲۰۰۲	+	+	+	۲۰۰۳	+	+	+
۲۰۰۴	−	−	−	۲۰۰۵	−	−	−	۲۰۰۶	+	+	+
۲۰۰۷	+	+	+	۲۰۰۸	−	−	−	۲۰۰۹	−	−	−
۲۰۱۰	+	+	+	۲۰۱۱	+	+	+	۲۰۱۲	−	−	−
۲۰۱۳	−	−	−	۲۰۱۴	+	+	+	۲۰۱۵	−	−	−
۲۰۱۶	+	+	+	۲۰۱۷	+	+	+	۲۰۱۸	−		−
۲۰۱۹	−		−	۲۰۲۰	+		+				

جدول ۲ - ضریب هبستگی متقابل بین چرخه‌های تجاری و چرخه‌های مخارج بهداشت عمومی

	فیلتر استفاده‌شده در شناسایی چرخه‌ها		
	HP	BK	CF
مقدار ضریب همبستگی	۰/۲۱۶۹	۰/۳۲۴۱**	۰/۳۷۸۲**
سطح احتمال	۰/۱۸۸۱	۰/۰۴۵۵	۰/۰۱۷۶

* علامت ** معناداری در سطح ۵ درصد است.

جدول ۳ - نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	نام آزمون		متغیر	نام آزمون		درجه مانایی
	ADF (Prob)	PP (Prob)		ADF (Prob)	PP (Prob)	
Ln(MR-5)	−۲/۸۰۶ (۰/۲۰۵)	−۱/۹۳۵ (۰/۶۱۷)	ΔLn(MR-5)	***−۴/۴۳۳ (۰/۰۰۶)	***−۴/۳۰۵ (۰/۰۰۸)	I(1)
Ln(LE)	−۲/۱۱۲ (۰/۵۲۳)	−۰/۴۸۷ (۰/۹۸۱)	ΔLn(LE)	***−۹/۷۹۵ (۰/۰۰۱) >	***−۱۰/۸۹۲ (۰/۰۰۱) >	I(1)
$Ln(phe^{+})_t * (recession)_t$	***−۶/۶۷۵ (۰/۰۰۱) >	***−۵/۵۰۸ (۰/۰۰۱) >	−	−	−	I(0)
$Ln(phe^{-})_t * (recession)_t$	***−۶/۹۱۹ (۰/۰۰۱) >	***−۶/۴۹۶ (۰/۰۰۱) >	−	-	-	I(0)
$Ln(phe^{+})_t * (boom)_t$	***−۶/۹۲۵ (۰/۰۰۱) >	***−۶/۴۵۹ (۰/۰۰۱) >	−	−	−	I(0)
$Ln(phe^{-})_t * (boom)_t$	***−۶/۹۳۱ (۰/۰۰۱) >	***−۶/۰۶۱ (۰/۰۰۱) >				I(0)
Ln(y)	−۲/۱۹۵ (۰/۴۷۹)	−۲/۲۹۶ (۰/۴۲۶)	ΔLn(y)	***−۵/۸۰۴ (۰/۰۰۱) >	***−۵/۷۶۲ (۰/۰۰۱) >	I(1)
Ln(P)	−۲/۵۲۷ (۰/۳۱۴)	−۲/۴۵۸ (۰/۳۴۴)	ΔLn(P)	−۴/۴۹۱ (۰/۰۰۹)	−۳/۶۰۱ (۰/۰۴۹)	I(1)

* علامت Δ، به تفاضل اشاره دارد و علامت *** معناداری در سطح ۱ درصد است.

جدول ٤ - نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

شاخص اندازه‌گیری سلامت مدل	طول وقفه بهینه مدل	مقدار آماره F مدل
Ln(MR-5)	(۲،۳،۱،۱،۱،۰،۲)	۵/۱۸۸***
Ln(LE)	(۲،۲،۱،۱،۰،۰،۲)	۴/۲۹۹***
مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران[۲۳]		
سطح معناداری	**کرانه پایین I(0)**	**کرانه بالا I(1)**
۱۰ درصد	۲/۱۲	۳/۲۳
۵ درصد	۲/۴۵	۳/۶۱
۱ درصد	۲/۷۵	۳/۹۹
علامت *** معناداری در سطح ۱ درصد است.*		

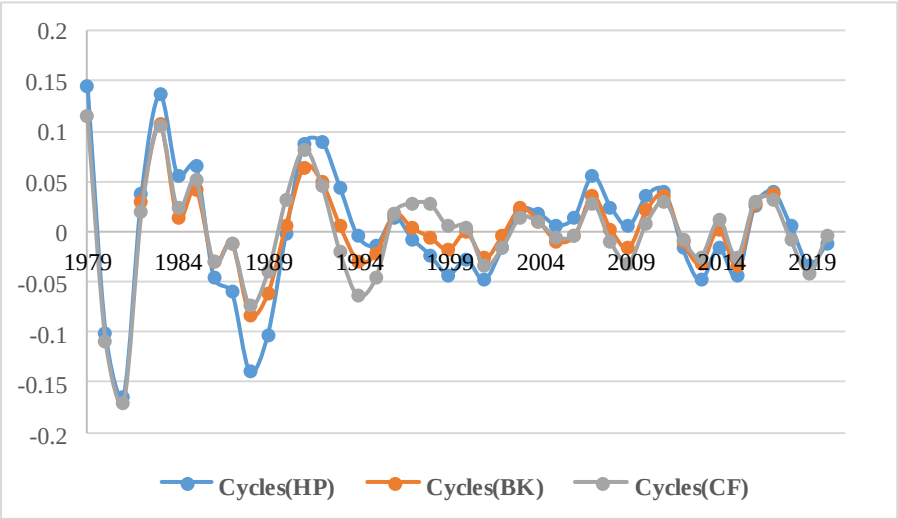
جدول ۵ - نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت به‌روش NARDL

متغیر	نماد	ضرایب برآوردی			
		متغیر وابسته: نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال Ln(MR-5)		متغیر وابسته: امید به زندگی Ln(LE)	
		ضرایب برآوردی	سطح احتمال	ضرایب برآوردی	سطح احتمال
شوک‌های مثبت مخارج بهداشت عمومی در دوره رکود	$Ln(phe^+)_t * (recession)_t$	***-۰/۱۴۴	۰/۰۰۱ >	***۰/۰۹۱	۰/۰۰۱ >
شوک‌های منفی مخارج بهداشت عمومی در دوره رکود	$Ln(phe^-)_t * (recession)_t$	***۰/۱۶۶	۰/۰۱۹	***-۰/۱۳۴	۰/۰۰۱ >
شوک‌های مثبت مخارج بهداشت عمومی در دوره رونق	$Ln(phe^+)_t * (boom)_t$	***-۰/۰۳۹	۰/۰۰۸	**۰/۰۲۲	۰/۰۳۶
شوک‌های منفی مخارج بهداشت عمومی در دوره رونق	$Ln(phe^-)_t * (boom)_t$	**۰/۰۷۵	۰/۰۴۱	**-۰/۰۵۱	۰/۰۲۹
درآمد سرانه	Ln(y)	***-۰/۲۸۶	۰/۰۰۱ >	***۰/۱۸۵	۰/۰۰۱ >
سرانه‌ی پزشک	Ln(p)	***-۱/۱۱۸	۰/۰۰۱ >	***۰/۶۶۹	۰/۰۰۱ >
جنگ تحمیلی	w	**۰/۰۳۵	۰/۰۱۱	**-۰/۰۲۱	۰/۰۴۱
عرض از مبدأ	C	***۰/۱۶۶	۰/۰۰۱ >	***۴/۲۲۳	۰/۰۰۱ >
جزء تصحیح خطا	ECT	***-۰/۳۵۸	۰/۰۰۱ >	***-۰/۴۷۲	۰/۰۰۱ >

*علامت‌های *** و ** به‌ترتیب معناداری در سطوح ۱ و ۵ درصد است.

جدول ٦ - نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن اثرات مخارج بهداشتی دولت در روش NARDL

مقدار آماره‌ی آزمون در بلندمدت (سطح احتمال)			
شاخص سلامت مدل			
Ln(MR-5)		Ln(LE)	
$\beta^+_1 = \beta^-_1$	$\beta^+_2 = \beta^-_2$	$\beta^+_1 = \beta^-_1$	$\beta^+_2 = \beta^-_2$
۱۴/۵۹۶ (۰/۰۰۰)	۱۸/۸۱۸ (۰/۰۰۰)	۱۶/۱۹۶ (۰/۰۰۰)	۲۴/۶۳۴ (۰/۰۰۰)



شکل ۱ - چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۷۹

Reference:

1- Boachie MK, RamuK, Põlajeva, T. Public health expenditures and health outcomes: new evidence from Ghana. Economies, 2018; 6(4): 58. https://doi.org/10.3390/economies6040058

2- Homaie Rad E, Vahedi S, Teimourizad A, Esmaeilzadeh F, Hadian F, Torabi Pour, A. Comparison of the effects of public and private health expenditures on the health status: A panel data analysis in Eastern Mediterranean countries. International Journal of Health Policy and Management 2013; 1: 163–167. Doi: 10.15171/ijhpm; 2013: 29.

3- Yardim MS, Cilingiroglu N, Yardim N. Catastrophic health expenditure and impoverishment in Turkey. Health Policy, 2010; 94: 26-33. https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2009.08.006

4- Hanson K, Gilson L, Goodman C, Mills A, Smith R, Feachem R, Feachem NS, Koehlmoos TP, Kinlaw H. Is Private Health Care the Answer to the Health Problems of the World's Poor? PLoS Medicine, 2008; 5(11): e233. Doi: 10.1371/journal.pmed.0050233

5- Asgari H, Badpa B. The effects of public and private health care expenditure on health status in Iran. JIUMS, 2015; 23(5): 36-46. [Persian]

6- Liang LL, Tussing AD. The cyclicality of government health expenditure and its effects on population health, Health Policy, 2019; 123(1): 96-103. Doi: 10.1016/j.healthpol.2018.11.004

7- Stuckler D, Basu S, McKee M. How government spending cuts put lives at risk. Nature, 2010; 465: 289. Doi:10.1038/465289a

8- Cleeren K, Lamey L, Meyer JH, De Ruyter K. How business cycles affect the healthcare sector: a cross-country investigation. Health Economics, 2016; 25: 787-800. https://doi.org/10.1002/hec.3187

9- Chen G, Inder B, Lorgelly P, Hollingsworth B. The cyclical behavior of public and private health expenditure in China. Health Economics, 2013; 22: 1071-1092. doi:10.1002/hec.2957

10- Rahman MM, Khanam R, Rahman M. Health care expenditure and health outcome nexus: new evidence from the SAARC-ASEAN region. Front Public Health, 2018; 14(1): 113. Doi: 10.1186/s12992-018-0430-1

11- Pu X, Zeng M, Luo Y. The effect of business cycles on health expenditure: A story of income inequality in China. Front Public Health, 2021; 9: 653480. Doi: 10.3389/fpubh; 2021: 653480.

12- Rezapour A, Mousavi A, Soleymanimovahed M. The Impact of business cycles on life expectancy in countries of the Iran vision plan 2025. Journal of Healthcare Management, 2018; 9(2): 7-17. [Persian]

13- Shahraki M. Public and private health expenditure and life expectancy in Iran. Payesh, 2019; 18(3): 221-230. [Persian]

14- Arab S, Ghaed E, Mazinani A. Compare the effect of public and private health expenditures on health status D-8 member countries. Innovation management and operational strategies, 2022; 3(1): 32-47. [Persian]

15- Golkhandan A. Measuring the impact of air pollution on health sector costs in Iran. Health Research Journal, 2017; 3(7), 157-166. [Persian]

16- Granger CW, Yoon G. Hidden co-integration. University of California, Working Paper; 2002.

17- Golkhandan A, Rostami M. Globalization; opportunity or threat for health? (A case study of Iran). Journal of healthcare management, 2016; 7(1): 81-95. [Persian]

18- Mowlaei M, Golkhandan A. American economic business cycles and compared with the case of Iranian economy. QJER, 2015; 14(4): 229-253. [Persian]
19- Taiebnia A, Ghasemi F. Measurement of business cycles in Iran. Journal of Economic Research, 2010; 45(3). [Persian]
20- Mojab R, Barkachian M. Analysis of the sensitivity of identifying business cycles to the choice of statistical method. Banking Monetary Research, 2014; 7(21): 381-405. [Persian]
21- Christiano LJ, Fitzgerald TJ. The Band-Pass Filter. NBER Working Paper; 2003: 7257.
22- Harding D, Pagan A. Dissecting the Cycle, A Methodological Investigation. Journal of Monetary Economics, 2002; 49: 321-365.
23- Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 2001; 16: 289-326.
24- Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework (October 21, 2013). Festschrift in Honor of Peter Schmidt, W.C. Horrace and R.C. Sickles, eds., Forthcoming.
http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1807745
25- Matuka A, Asafo S. Effects of services on economic growth in Albania: An ARDL approach. The Journal of International Trade & Economic Development, 2021; 30(6): 865-881. https://Doi.org/10.1080/09638199.2021.1910723
26- Schorderet Y. Asymmetric Cointegration. 2003; University of Geneva.
27- Mohamadianmansour, S. The impact of official development assistance and health aid on health in developing countries. Journal of healthcare management, 2020; 11(36): 83-94. [Persian]

Received: 4 / Mar / 2023, Modified: 8 / May / 2023, Accepted: 14 / May / 2023

The Effect of Positive and Negative Public Health Expenditure Shocks during Business Cycles on Health Status in Iran

Jahantabi Nejad A[1], Golkhandan A[2]

Abstract

Introduction: The impact of positive and negative shocks or the asymmetric impact of public health expenditures during periods of recession and boom (business cycles) on health status is of particular importance in terms of making appropriate decisions in the field of controlling the vulnerability of the lower classes of society in these periods. Based on this, the main purpose of this study is to estimate the asymmetric effect of public health expenditures on the health status in Iran during periods of recession and boom.

Methods: The present descriptive-analytical and applied study using the time series data during the period of 1979-2020, investigated the long-term effects of positive and negative public health expenditures shocks during business cycles, per capita income and physician per capita on the death rate of children under 5 years and life expectancy. Filtering approach and three filters HP, BK and CF have been used to identify business cycles. Also, the models were estimated in the form of a regression model using the Non-linear Auto-Regressive Distributed Lags (NARDL) method in Eviews 12.0 software.

Results: The results show that the public health expenditure had a pro-cyclical behavior during the period under review. In the long-term, the effect of negative public health expenditure shocks during business cycles on weakening health indicators is greater than the effect of its positive shocks on strengthening health indicators (confirmation of asymmetric effect). Also, the impact of positive and negative shocks on public health expenditures during periods of economic recession is greater than during periods of economic boom. With a 1% decrease in public health expenditures during periods of economic recession, the death rate of children under 5 years increases by 0.17% and the life expectancy decreases by 0.13%.

Conclusion: Based on the results of this research, it is recommended to increase public health expenditures during periods of economic recession in order to reduce the vulnerability of the lower classes of society. But, considering the pro-cyclical behavior of public health expenditures, it is necessary to adopt policies and solutions to reduce the intensity of this behavior.

Keywords: Public Health Expenditure Shocks, Business Cycles, Health Indicators, Non-linear Auto-Regressive Distributed Lags (NARDL), Asymmetric Effect.

1- Master of Economics, School of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

2- Ph.D Student, Department of Economics, Lorestan University, Khoram Abad, Iran, (Corresponding Author), golkhandana@gmail.com