

آلودگی محیط زیست، رشد اقتصادی و هزینه های بهداشتی در کشورهای جنوب شرق آسیا: رویکرد پانل ARDL

مجتبی عباسیان، حسین ابراهیمزاده آسمین، مهرداد علیرضایی شهرکی و آرزو براهویی

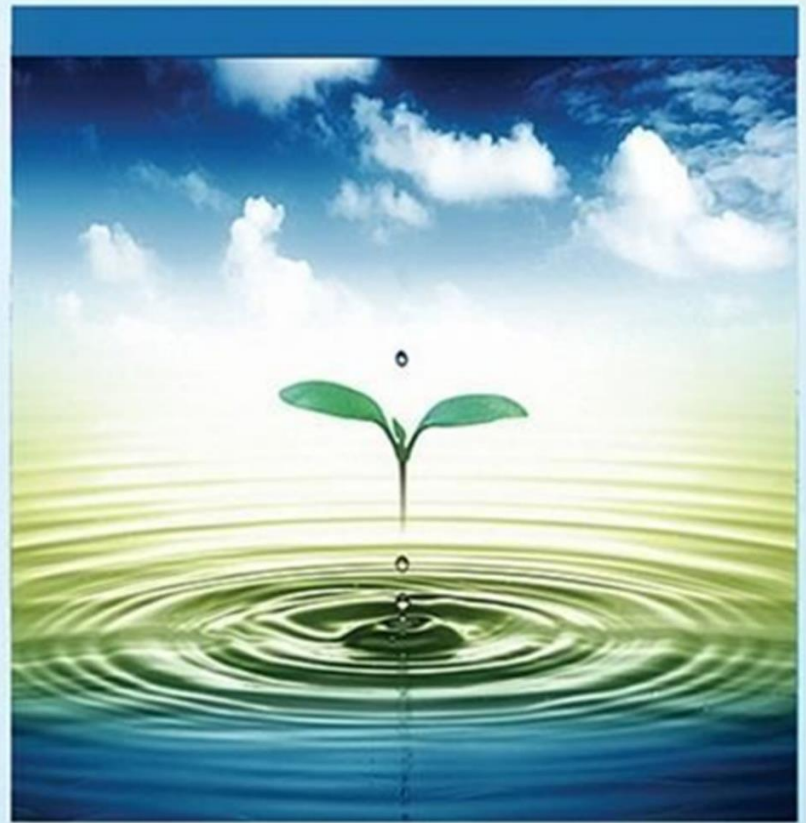
دوره ۷، شماره ۴، زمستان ۱۴۰۰، صفحات ۶۰۰-۵۹۰

Vol. 7(4), Winter 2021, 590-600

DOI: 10.22034/JEWE.2021.265173.1495

**Environmental Pollution, Health Expenditure and
Economic Growth in Southeast Asian Countries:
ARDL Panel Approach**

Abbasian, M., Ebrahimzadeh Asmin, H., Alirezaei
Shahrakhi, M. and Barahoei, A.



www.jewe.ir

OPEN ACCESS

ارجاع به این مقاله:

عباسیان، م.، ابراهیمزاده آسمین، ح.، علیرضایی شهرکی، م.، و براهویی، آ. (۱۴۰۰). آلودگی محیط زیست، رشد اقتصادی و هزینه های بهداشتی در کشورهای جنوب شرق آسیا: رویکرد پانل ARDL. محیط زیست و مهندسی آب، دوره ۷، شماره ۴، صفحات: ۶۰۰-۵۹۰.

Citing this paper: Abbasian, M., Ebrahimzadeh Asmin, H., Alirezaei Shahrakhi, M. and Barahoei, A. (2021). Environmental pollution, health Expenditure and economic growth in Southeast Asian countries: ARDL panel approach. Environ. Water Eng., 7(4), 590–600. DOI: 10.22034/JEWE.2021.265173.1495

مقاله پژوهشی

آلودگی محیط‌زیست، رشد اقتصادی و هزینه‌های بهداشتی در کشورهای جنوب شرق آسیا: رویکرد پانل ARDL

مجتبی عباسیان^{*}، حسین ابراهیم‌زاده آسمین^۲، مهرداد علیرضایی شهرکی^۳ و آرزو براهویی^۴

^۱استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران
^۲دانشیار، گروه علوم اجتماعی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
^۳دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد محیط زیست، گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران
^۴دانش آموخته کارشناسی ارشد، گروه علوم اجتماعی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

*نویسنده مسئول: abbasian@cmu.ac.ir

تاریخ پذیرش: [۱۴۰۰/۰۱/۲۱]

تاریخ بازنگری: [۱۴۰۰/۰۱/۰۵]

تاریخ دریافت: [۱۳۹۹/۱۰/۱۱]

چکیده

رشد اقتصادی به بهداشت بهتر و بهداشت بهتر به رشد اقتصادی کمک می‌کند. با توجه به آثار آلودگی‌های محیط‌زیست بر روی سلامت افراد جامعه و هزینه‌های آن انتظار می‌رود با ارتقای کیفیت محیط‌زیست از یک سو هزینه‌های صرفه‌جویی شده در بخش سلامت در مسیر سرمایه‌گذاری و رشد تولید بکار گرفته شوند. از سوی دیگر با ارتقای سطح سلامت در جامعه، بهره‌وری نیز افزایش یابد که خود می‌تواند محرکی برای تولید بیشتر باشد. لذا در این پژوهش به بررسی ارتباط آلودگی محیط‌زیست (انتشار CO₂ و NO)، هزینه‌های بهداشتی (HE) و رشد اقتصادی (Y) در کشورهای جنوب شرق آسیا طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ با استفاده از روش تحلیلی بلندمدت و کوتاه‌مدت برآوردگر میانگین گروهی ترکیبی پرداخته شد. پس از آزمون ریشه واحد پانل و مشخص شدن اینکه متغیرهای مدل هم جمعی از درجه ۱ بودند و همچنین آزمون پانل هم جمعی و این نتیجه که یک رابطه‌ی بلندمدت هم جمعی میان متغیرهای مدل وجود داشت، برآورد مدل مشخص نمود که فقط رشد اقتصادی با ضریب ۱/۳۳۶ اثر مثبت و بلندمدت بر HE داشت. بدین معنی که یک واحد تغییر در رشد اقتصادی، هزینه‌های بهداشتی را به میزان ۱/۳۳۶ در همان جهت، افزایش و تغییر داد. کیفیت محیط‌زیست نیز بر طبق اصول رابطه معکوس و معنی‌داری با هزینه‌های سلامت داشت. ضریب ۰/۸۴۸- بیانگر تأثیرپذیری هزینه‌های بهداشتی از این متغیر بوده است.

واژه‌های کلیدی: پانل ARDL؛ رشد اقتصادی؛ محیط‌زیست؛ مخارج بهداشتی

۱- مقدمه

آلودگی‌های محیط‌زیست بر روی سلامت افراد جامعه و هزینه‌های آن انتظار می‌رود با ارتقای کیفیت محیط‌زیست از یک‌سو هزینه‌های صرفه‌جویی شده در بخش سلامت در مسیر سرمایه‌گذاری و رشد تولید به‌کار گرفته شوند و از سوی دیگر با ارتقای سطح سلامت در جامعه، بهره‌وری نیز افزایش یابد که خود می‌تواند محرکی برای تولید بیش‌تر باشد (Mehrra et al. 2012).

در بیش‌تر مطالعات مربوط به نقش سرمایه‌انسانی بر روی رشد اقتصادی، بر جنبه آموزش نیروی انسانی و تأثیر این موضوع بر روی رشد اقتصادی، تأکید بیش‌تری شده است؛ اما مطالعات اخیر نشان داد، سهم بهداشت و سلامت در رشد اقتصادی بیش‌تر از نقش آموزش می‌باشد (Egbetunde and Fasanya 2013). رابطه میان رشد اقتصادی و سلامت رابطه‌ای مستقیم است؛ بدین معنا که هرچه کشورها در سطوح بالاتری از رشد اقتصادی قرار داشته باشند می‌توان گفت از وضعیت بهتری در خصوص شاخص‌های سلامت برخوردار می‌باشد. این رابطه به‌صورت عکس نیز برقرار است یعنی هرچه کشوری از نظر وضعیت سلامت در شرایط بهتری قرار داشته باشد، نیروی کار در آن کشور از سلامت بیش‌تر و بهره‌وری بالاتری برخوردار خواهد بود که در آن کشور امر تولید، ایجاد درآمد و ثروت به‌صورت مطلوب‌تری عمل خواهد نمود (Izadkhasti and Inalo 2017; Mozayani and Hasel 2012).

(Mohammdzadeh et al. 2019) و (Dehbidi et al. 2018) اثر کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی بر مخارج بخش سلامت را بررسی نموده‌اند. (Franklin et al. 2015) به بررسی سلامت و رشد اقتصادی پرداختند. (Pandey et al. 2011; Chen an Chen 2021; Fatahi et al. 2020)، رابطه بین هزینه‌های بهداشت (HE)^۲، آلودگی محیط‌زیست (انتشار CO₂ و NO) و رشد اقتصادی را بررسی نموده‌اند. کشورهای جنوب شرق آسیا تجربه یگانه‌ای از توسعه را نشان دادند. رشد سریع کشورهای تازه صنعتی شده طی سال‌های اخیر که در مدت بسیار کوتاهی توانستند رشد بسیار بالایی را تجربه کنند همگان را به تعجب وا داشته است. کشورهای این حوزه سریع‌ترین رشد اقتصادی تاریخ جهان را تجربه کردند، اما مطابق نظریه کوزنتس، این کشورها، در صورت تمرکز بر توسعه اقتصادی و کم‌توجهی به

امروزه توسعه شهرنشینی، الگوی نامناسب مصرف و انفجار جمعیت به‌عنوان عناصر توسعه و رشد اقتصادی نامناسب از یک طرف و مؤلفه‌هایی نظیر تغییرات آب‌وهوا، تخریب لایه اوزون، کاهش تنوع زیستی و جنگل‌زدایی، محیط‌زیست انسان را دست‌خوش تغییرات وسیعی کرده است. در نتیجه سلامت و هستی جوامع بشری را تهدید می‌کند و در صورت تداوم قادر خواهد بود تا نسل‌های آینده را از موهبت حیاط سالم و پایدار محروم نماید (Zaidi and Saidi 2018). بقای بشر در گرو هم‌زیستی مسالمت‌آمیز انسان با طبیعت است و هرگونه بهره‌برداری بی‌رویه و نامطلوب از منابع طبیعی یا توسعه نامتوازن اقتصادی منجر به اتلاف منابع و ایجاد آلودگی شده و بحران‌های جدیدی را به‌وجود می‌آورد. عواملی که منجر به گرمایش زمین و تخریب محیط‌زیست می‌شوند مانند قطع درختان، سوخت‌های فسیلی و... فجایع محیط‌زیستی را به‌بار می‌آورد که در حد خود سلامت انسان‌های مناطق مزبور را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Shiralipour and Mirzaee Nejad 2019). برای بررسی تأثیرگذاری متقابل بین رشد اقتصادی، محیط‌زیست و سلامت در بسیاری موارد از فرضیه منحنی محیط‌زیستی کوزنتس^۱ (EKC) کمک گرفته شده است.

اکثر پژوهش‌های اقتصادی انجام‌شده در زمینه اقتصاد محیط‌زیست، به دنبال این مسئله بوده‌اند که ارتباطی معنادار بین تخریب محیط‌زیست، تولید و رشد اقتصادی بیابند. نتیجه پژوهش‌های صورت گرفته در این زمینه باعث شده تا الگویی کاربردی با عنوان EKC به‌وجود آید. الگوی EKC که یک رابطه u شکل معکوس بین تخریب محیط‌زیست (انتشار آلودگی) و افزایش تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) را نشان داد، بیان کرد که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، با افزایش درآمد سرانه، کیفیت محیط‌زیست به‌طور مداوم کاهش می‌یابد درحالی‌که پس از رسیدن درآمد به بالاترین نقطه، افزایش درآمد به بهبود کیفیت محیط‌زیست کمک می‌کند (Arouri et al. 2012).

پژوهش‌ها در مورد تأثیر آلودگی محیط‌زیست بر روی سلامت عموم به‌طور جدی مورد پیگیری قرار داده شده است (Mozayani and Hasel 2012). با توجه به آثار

²Health Expenditure¹Environmental Kuznets Curve

۲-۱- مدل پانل ARDL

در بسیاری از مدل‌های اقتصادی تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی با تأخیرهای قابل توجهی مواجه‌اند. مدل‌هایی که برای بررسی اثرات تأخیری ارائه می‌شوند، معروف به مدل‌های با وقفه توزیعی^۴ هستند که یکی از جدیدترین روش‌ها برای این بررسی‌ها، برآوردگر PMG است. رویکرد PMG در واقع نسخه‌ای از روش پانل مدل ARDL است و شامل تخمین مدل ARDL با حداکثر احتمال است. می‌توان آن را به‌عنوان یک مدل تصحیح خطا (ECM) بازنویسی کرد. مدل‌های ARDL، مدل‌های رگرسیون حداقل مربعاتی هستند که متغیر وابسته و مستقل به‌صورت با وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی در آن‌ها استفاده شده است. در صورت استفاده از مدل‌های پانل دیتا با اثرات فردی، استفاده از روش برآورد ARDL استاندارد، به دلیل وجود همبستگی بین متغیرهای توضیحی و اجزای خطا نتایج صحیحی نخواهد داشت و برآورد تورش‌دار و ناسازگار خواهد بود. این تورش نه با افزایش ابعاد زمانی و نه با افزایش مقاطع از بین نمی‌رود. برای تصحیح این مشکل در پانل‌های با بعد زمانی کوچک و بعد مقطعی نسبتاً بزرگ، روش GMM توسط Arellano and Bond (1991) توسعه داده شده است. به‌هرحال در پانل‌های با بعد زمانی بزرگ، نمی‌توان از این روش استفاده نمود. در این حالت می‌توان از برآوردگر PMG استفاده کرد. این مدل رابطه هم‌انباشتگی را از مدل ARDL ساده می‌گیرد و سپس این مدل را بین واحدهای مقطعی متفاوت تعدیل می‌کند.

در برآورد الگوی پژوهش، به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته و بر طبق مدل Pesaran et al. (1999) الگوی ARDL به‌صورت رابطه‌های (۲) الی (۷) قابل بیان می‌باشد. استفاده از این روش این امکان را به پژوهش‌گر می‌دهد که هم پویایی کوتاه‌مدت بین متغیرهای رگرسیون را بررسی نماید و هم تأثیر بلندمدت متغیرهای مستقل الگو بر متغیر وابسته را مشخص سازد.

آسیب‌های محیط‌زیستی و افزایش انتشار گازهای آلوده‌کننده که تهدیدی برای سلامت عمومی می‌باشد، به‌طور جدی با کاهش کیفیت محیط‌زیست روبرو می‌شوند. از این‌رو، به علت اهمیت موضوع، در این مطالعه با توجه به دو نوآوری (نوآوری اول، استفاده از روش اقتصادسنجی میانگین گروهی ترکیبی (PMG)^۱ (Pesaran et al. 1999) است رویکرد PMG در واقع نسخه‌ای از روش پانل مدل ARDL^۲ است و شامل تخمین مدل ARDL با حداکثر احتمال است، که ضریب بلندمدت را یکسان می‌کند، اما اجازه می‌دهد ضریب کوتاه‌مدت، واریانس خطا و میزان تعدیل از یک کشور به کشور دیگر متفاوت باشد؛ نوآوری دوم مربوط به انتخاب نمونه و متغیرهای مدل است که در این پژوهش CO₂ و SO₂ به‌عنوان متغیرهای محیطی انتخاب شد) به بررسی ارتباط آلودگی محیط‌زیست، هزینه‌های بهداشتی و رشد اقتصادی در کشورهای جنوب شرق آسیا طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ پرداخته شد که جهت بررسی علیت از تست علیت گرنجر^۳ VECM استفاده شد.

۲- مواد و روش‌ها

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته، به‌منظور دستیابی به هدف پژوهش و بررسی تأثیر متغیرهای موردنظر برای کشورهای جنوب شرق آسیا شامل مالزی، سنگاپور، تایلند، فیلیپین، ویتنام، اندونزی، کامبوج، ژاپن، کره جنوبی و چین، مدل تصریح‌شده برگرفته از مطالعات (Samudram et al. 2009; Bedir 2016; Chaabouni et al. 2019; Haseeb et al. 2016) در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. مدل تصریح‌شده به‌صورت رابطه (۱) می‌باشد.

$$HE_{it} = \beta_0 + \beta_1 CO_{2it} + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 NO_{it} + \beta_4 DEP_{it} + \beta_5 UP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که، $i=1, \dots, N$ کشور را نشان می‌دهد و $t=1, \dots, T$ بیانگر دوره زمانی است. Y_{it} سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی است. CO_{2it} انتشار CO₂ هستند. HE_{it} هزینه بهداشتی است. NO_{it} انتشار NO است. DEP_{it} بار تکفل و UP_{it} شهرنشینی است. ε_{it} باقیمانده است که فرض بر این است که باقیمانده به‌صورت نرمال توزیع می‌شود.

^۱Pooled Mean Group

^۲Auto Regressive Distributed Lag

^۳Vector Error Correction Model

^۴Distributed Lag

$$\Delta HE_{it} = \alpha_1 + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{ij} \Delta HE_{i,t-j} + \sum_{l=0}^{n-1} \varphi_{il} \Delta CO2_{i,t-l} + \sum_{r=0}^{p-1} \gamma_{ir} \Delta GDP_{i,t-r} + \sum_{u=0}^{s-1} \theta_{iu} \Delta NOE_{i,t-u} + \sum_{w=0}^{v-1} \delta_{iw} \Delta DEP_{i,t-w} + \sum_{z=0}^{x-1} \rho_{iz} \Delta UP_{i,t-z} + \sigma_1 HE_{i,t-1} + \sigma_2 CO2_{i,t-1} + \sigma_3 GDP_{i,t-1} + \sigma_4 NOE_{i,t-1} + \sigma_5 DEP_{i,t-1} + \sigma_6 UP_{i,t-1} + \varepsilon_{1i,t} \quad (2)$$

$$\Delta CO2_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{ij} \Delta CO2_{i,t-j} + \sum_{l=0}^{n-1} \varphi_{il} \Delta HE_{i,t-l} + \sum_{r=0}^{p-1} \gamma_{ir} \Delta GDP_{i,t-r} + \sum_{u=0}^{s-1} \theta_{iu} \Delta NOE_{i,t-u} + \sum_{w=0}^{v-1} \delta_{iw} \Delta DEP_{i,t-w} + \sum_{z=0}^{x-1} \rho_{iz} \Delta UP_{i,t-z} + \vartheta_1 CO2_{i,t-1} + \vartheta_2 HE_{i,t-1} + \vartheta_3 GDP_{i,t-1} + \vartheta_4 NOE_{i,t-1} + \vartheta_5 DEP_{i,t-1} + \vartheta_6 UP_{i,t-1} + \varepsilon_{2i,t} \quad (3)$$

$$\Delta GDP_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{ij} \Delta GDP_{i,t-j} + \sum_{l=0}^{n-1} \varphi_{il} \Delta HE_{i,t-l} + \sum_{r=0}^{p-1} \gamma_{ir} \Delta CO2_{i,t-r} + \sum_{u=0}^{s-1} \theta_{iu} \Delta NOE_{i,t-u} + \sum_{w=0}^{v-1} \delta_{iw} \Delta DEP_{i,t-w} + \sum_{z=0}^{x-1} \rho_{iz} \Delta UP_{i,t-z} + \pi_1 GDP_{i,t-1} + \pi_2 HE_{i,t-1} + \pi_3 CO2_{i,t-1} + \pi_4 NOE_{i,t-1} + \pi_5 DEP_{i,t-1} + \pi_6 UP_{i,t-1} + \varepsilon_{3i,t} \quad (4)$$

$$\Delta NOE_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{ij} \Delta NOE_{i,t-j} + \sum_{l=0}^{n-1} \varphi_{il} \Delta GDP_{i,t-l} + \sum_{r=0}^{p-1} \gamma_{ir} \Delta CO2_{i,t-r} + \sum_{u=0}^{s-1} \theta_{iu} \Delta HE_{i,t-u} + \sum_{w=0}^{v-1} \delta_{iw} \Delta DEP_{i,t-w} + \sum_{z=0}^{x-1} \rho_{iz} \Delta UP_{i,t-z} + \tau_1 NOE_{i,t-1} + \tau_2 GDP_{i,t-1} + \tau_3 CO2_{i,t-1} + \tau_4 HE_{i,t-1} + \tau_5 DEP_{i,t-1} + \tau_6 UP_{i,t-1} + \varepsilon_{4i,t} \quad (5)$$

$$\Delta DEP_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{ij} \Delta DEP_{i,t-j} + \sum_{l=0}^{n-1} \varphi_{il} \Delta GDP_{i,t-l} + \sum_{r=0}^{p-1} \gamma_{ir} \Delta CO2_{i,t-r} + \sum_{u=0}^{s-1} \theta_{iu} \Delta HE_{i,t-u} + \sum_{w=0}^{v-1} \delta_{iw} \Delta NOE_{i,t-w} + \sum_{z=0}^{x-1} \rho_{iz} \Delta UP_{i,t-z} + \partial_1 DEP_{i,t-1} + \partial_2 GDP_{i,t-1} + \partial_3 CO2_{i,t-1} + \partial_4 HE_{i,t-1} + \partial_5 NOE_{i,t-1} + \partial_6 UP_{i,t-1} + \varepsilon_{5i,t} \quad (6)$$

$$\Delta UP_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{ij} \Delta UP_{i,t-j} + \sum_{l=0}^{n-1} \varphi_{il} \Delta GDP_{i,t-l} + \sum_{r=0}^{p-1} \gamma_{ir} \Delta CO2_{i,t-r} + \sum_{u=0}^{s-1} \theta_{iu} \Delta HE_{i,t-u} + \sum_{w=0}^{v-1} \delta_{iw} \Delta NOE_{i,t-w} + \sum_{z=0}^{x-1} \rho_{iz} \Delta DEP_{i,t-z} + \mu_1 UP_{i,t-1} + \mu_2 GDP_{i,t-1} + \mu_3 CO2_{i,t-1} + \mu_4 HE_{i,t-1} + \mu_5 NOE_{i,t-1} + \mu_6 DEP_{i,t-1} + \varepsilon_{6i,t} \quad (7)$$

مرحله اول: پارامترهای مربوط به الگوی بلندمدت با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد شده و سپس فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجعی بین متغیرهای الگو آزمون شد. بدین ترتیب مجموعه‌ای از متغیرها که با هم همجمع هستند به دست آمد و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت ارائه شد. مدل بلندمدت با توجه به دست آوردن پسماندها طبق رابطه (۸) تخمین زده شد:

$$\ln HE_{it} = \alpha_{it} + \delta_i t + \gamma_{1i} Y_{it} + \gamma_{2i} CO2_{it} + \gamma_{3i} NOE_{it} + \gamma_{4i} DEP_{it} + \gamma_{5i} UP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

تعداد را نشان داد و انتظار می‌رفت که از نظر علامتی منفی باشد.

با توجه به (Engle and Granger 1987)، متغیرهای هم‌انباشته ممکن است دارای یک تصحیح خطا باشند. در نتیجه، یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برای بازیابی اطلاعات

کوه، Y_{it} ، HE_{it} ، NOE_{it} ، DEP_{it} و UP_{it} متغیرهای وابسته هستند، α_i ضریبی است که کشور را مشخص می‌کند، β_{ij} ، φ_{il} ، γ_{ir} ، θ_{iu} ، δ_{iw} و ρ_{iz} نمایانگر ضرایب پویایی کوتاه‌مدت هر کشور می‌باشد، ε_{it} جمله خطای مدل است. فرض بر این است که ضرایب بلندمدت برای همه کشورها یکسان می‌باشد.

۲-۲- علیت گرنجر VECM

از پنل VECM برای آزمایش علیت گرنجر استفاده شد. برای این منظور فرآیند دو مرحله‌ای زیر به کار برده شد:

مرحله دوم: جمله تصحیح خطا (ECT) که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت (\widehat{U}_t) است، به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرار داده و مقدار آن برآورد گردیده است، سپس با انجام آزمون‌های لازم ساختار پویایی کوتاه‌مدت آن مشخص شده است. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت

از دست رفته در مدل و ایجاد یک تعادل رابطه‌های (۹) الی (۱۴) تدوین شد. بلندمدت و همچنین کوتاه‌مدت پویا به صورت

$$\Delta \ln HE_{it} = \alpha_{iHE} + \sum_{k=1}^q \theta_{11ik} \Delta \ln HE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{12ik} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{13ik} \Delta \ln CO2_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{14ik} \Delta \ln NOE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{15ik} \Delta \ln DEP_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{16ik} \Delta \ln UP_{it-k} + \lambda_{1i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\Delta \ln Y_{it} = \alpha_{iY} + \sum_{k=1}^q \theta_{21ik} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{22ik} \Delta \ln HE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{23ik} \Delta \ln CO2_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{24ik} \Delta \ln NOE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{25ik} \Delta \ln DEP_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{26ik} \Delta \ln UP_{it-k} + \lambda_{2i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\ln CO2_{it} = \alpha_{iCO2} + \sum_{k=1}^q \theta_{31ik} \Delta \ln CO2_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{32ik} \Delta \ln HE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{33ik} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{34ik} \Delta \ln NOE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{35ik} \Delta \ln DEP_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{36ik} \Delta \ln UP_{it-k} + \lambda_{3i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln NOE_{it} = \alpha_{iNOE} + \sum_{k=1}^q \theta_{41ik} \Delta \ln NOE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{42ik} \Delta \ln HE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{43ik} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{44ik} \Delta \ln CO2_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{45ik} \Delta \ln DEP_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{46ik} \Delta \ln UP_{it-k} + \lambda_{4i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\ln DEP_{it} = \alpha_{iDEP} + \sum_{k=1}^q \theta_{51ik} \Delta \ln DEP_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{52ik} \Delta \ln HE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{53ik} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{54ik} \Delta \ln CO2_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{55ik} \Delta \ln NOE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{56ik} \Delta \ln UP_{it-k} + \lambda_{5i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\ln UP_{it} = \alpha_{iUP} + \sum_{k=1}^q \theta_{61ik} \Delta \ln UP_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{62ik} \Delta \ln HE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{63ik} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{64ik} \Delta \ln CO2_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{65ik} \Delta \ln NOE_{it-k} + \sum_{k=1}^q \theta_{66ik} \Delta \ln DEP_{it-k} + \lambda_{6i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

آزمایشات ریشه واحد فیشر^۱ (ADF) و لین، لوین و چو^۲ (LLC) استفاده شده است. آزمایش‌های ریشه واحد پنل به روشی مشابه انجام شده است که پایه آن آزمون ADF معمولی است. جدول (۱) نتایج حاصل از این آزمون‌ها را در حالت مدل با عرض از مبدأ و روند زمان نشان داد. همان‌گونه که نتایج حاصل از این آزمون‌ها نشان داد کلیه متغیرهای یا در سطح ایستا بوده و یا با یکبار تفاضل گیری ایستا شده‌اند.

در سطح، نتایج آزمایش ریشه واحد (ADF) به دست آمده نشان داد که تمام سری‌ها ایستا نیستند، نتایج نشان داد که HE، Y، CO₂، NOE، DEP و UP سری (1) I هستند. علاوه بر این، مقادیر آماری به دست آمده در آزمون LLC برای متغیرها در سطح ۱٪ معنی‌دار بود به عبارت دیگر همه متغیرها در تفاضل اول ایستا بوده‌اند.

که، Δ تغییرات و K طول وقفه است. علیت بلندمدت با شش معادله بالا مشخص خواهد شد. در صورتی که $\alpha \neq 0$ ، نشان دهنده پویایی کوتاه‌مدت و معنی‌داری آماری ضرایب با ECT نیز نشان دهنده رابطه بلندمدت متغیرها بود.

۳- یافته‌ها و بحث

قبل از شروع مدل‌سازی اقتصادی، یادآوری این نکته حائز اهمیت است که تحلیل ایستایی مجموعه‌های داده پیشنهادی، پیش‌نیاز هرگونه تحلیل اقتصادی است، خصوصاً وقتی صحبت از داده‌های کلان اقتصادی یا داده‌های مالی می‌شود؛ بنابراین، قبل از تعیین میزان همبستگی لازم است از تکنیک‌های هم‌انباشتگی به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب که ممکن است در صورت وجود متغیرها ناماننا برآورد شود، استفاده گردد. لذا، بدین منظور از

¹ADF Fisher Chi-square

²Levin, Lin & Chi (LLC)



جدول ۱ نتایج آزمون ریشه واحد بر اساس آزمون ADF و LLC
Table 1 Unit root test results based on ADF and LLC tests

SERIES	ADF test		LLC test	
	level	Difference	level	Difference
Health expenditure (HE)	5.09 (0.999)	47.48* (0.000)	-0.133 (0.447)	-4.399* (0.000)
CO ₂ emissions (CO ₂)	10.52 (0.957)	82.27* (0.000)	0.368 (0.643)	-5.92* (0.000)
Economic growth (Y)	0.261 (1.000)	45.47* (0.000)	7.88 (1.000)	-6.90* (0.000)
Nitrous oxide emissions (NOE)	24.80 (0.208)	94.58* (0.000)	1.63 (0.949)	-9.28* (0.000)
Dependency Burden(DEP)	17.91 (0.593)	79.82* (0.000)	-0.787 (0.215)	-9.39* (0.000)
Urban population (UP)	15.96 (0.718)	55.80* (0.000)	-0.04 (0.481)	-7.14* (0.000)

* معنی‌داری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز معرف p-value می‌باشد.

پسماندها به دست می‌آیند، به طوری که اگر متغیرها هم انباشته باشند باقی‌ماندها باید ایستا باشند و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی رد خواهد شد. پدرونی نشان داده است که به لحاظ توان آزمون، آزمون ADF گروهی توان بیش‌تری داشته و بعد از آن آزمون ADF پانل بیش-ترین توان را داراست (Zaidi and Saidi 2018).

با توجه به نتایج آزمون‌های پایایی جدول (۱)، قبل از برآورد مدل، بهتر است آزمون هم‌جمعی جهت بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای هزینه‌های بهداشت، رشد اقتصادی، انتشار CO₂، انتشار NO، بار تکفل و جمعیت شهری انجام گیرد تا پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت، الگوی مناسب تخمین زده شود.

آزمون Kao (1999) نیز مشابه آزمون پدرونی فرضیه صفر را عدم وجود هم‌جمعی در نظر می‌گیرد اما برخلاف Pedroni، Kao آزمون هم انباشتگی تعمیم‌یافته Dicky-Fuller را با فرض این‌که بردارهای هم انباشتگی در هر مقطع همگن باشد را ارائه کرده است. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو در جدول (۲) نشان داده شده است.

در این مطالعه برای اطمینان از هم‌جمع بودن متغیرها، از آزمون هم‌جمعی پانل دیتای Kao و Pedroni (2004) استفاده شده است. Pedroni هفت آماره هم‌جمعی پانل را ارائه کرده است که چهار نوع از این آماره‌ها، آماره هم‌جمعی پانل بوده و سه نوع دیگر آن نیز آماره‌های هم‌جمعی پانل میانگین گروهی هستند. آماره‌های آزمون پدرونی به طور مجانبی توزیع نرمال استاندارد دارند و براساس آزمون

جدول ۲ نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو

Table (2) Results of Pedroni and Kao Co-Integration tests

Statistics	Intercept	Intercept and Trend	No Intercept and Trend
Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)			
Panel v-Statistics	-2.03	-3.14	-1.68
Panel rho-Statistics	2.79	3.80	1.83
Panel PP-Statistics	-9.93*	-11.25*	-5.27*
Panel ADF-Statistics	-4.58*	-5.49*	-2.91*
Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)			
Group rho-Statistics	4.20	4.75	3.36
Group PP-Statistics	-15.13*	-17.42*	-11.11*
Group ADF-Statistics	-4.34*	-5.45*	-3.19*
Kao test			
ADF	* 2.82		

پانل همجمعی و این نتیجه که یک رابطه بلندمدت همجمعی میان متغیرهای مدل وجود دارد، می‌توان همانند (Fatahi et al. 2020) به تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت پرداخت. در اینجا برای برآورد مدل از روش برآوردگر PMG استفاده شده است.

جدول (۴) نشان داد که فقط رشد اقتصادی اثر مثبت و بلندمدت بر هزینه‌های بهداشت و سلامت خواهد داشت، درحالی‌که ضرایب بلندمدت انتشار کربن دی‌اکسید، بارتکفل و جمعیت شهری منفی و نیتروژن اکسید نیز معنی‌دار نمی‌باشد. بسیاری از اقتصاددانان هزینه‌های بهداشتی را نوعی سرمایه‌گذاری قلمداد می‌نمایند که باعث افزایش تولید می‌شود، ضریب ۱/۳۳۶ برای رشد اقتصادی مبین یک رابطه مثبت بین این متغیر و هزینه‌های سلامت است و بدین معنی است که یک واحد تغییر در رشد اقتصادی، هزینه‌های سلامت را به میزان ۱/۳۳۶ در همان جهت افزایش و تغییر داده است. به عبارت دیگر هرچه کشورها در سطوح بالاتری از رشد اقتصادی قرار داشته باشند می‌توان گفت از وضعیت بهتری در خصوص شاخص‌های سلامت برخوردار می‌باشد، این موضوع نشان‌دهنده اهمیت این هزینه‌ها در مسیر بلندمدت رشد است (Chen and Chen 2021). انتشار آلودگی یا همان کیفیت محیط‌زیست نیز اثرات مورد انتظار را بر هزینه‌های سلامت دارد. بدین ترتیب که هر چه صنعت یک کشور آلاینده‌تر و کیفیت محیط‌زیست در آن کشور نامطلوب‌تر باشد، سرانه هزینه‌های سلامت نیز بالاتر خواهد بود. بدین ترتیب می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تغییر روش تولید و ارتقای کیفیت محیط‌زیست می‌تواند به کاهش هزینه‌های سلامت به‌ویژه در بلندمدت بینجامد. ضریب ۰/۸۴۸- بیانگر تأثیرپذیری منفی و معکوس هزینه‌های سلامت از این متغیر بوده است که با نتایج (Zaidi and Saidi 2018; Bedir 2016) و هم‌خوانی دارد. در خصوص شهرنشینی باید گفت که با توجه به رشد روزافزون جمعیت جهان، کشورهای جنوب شرق آسیا نیز با آهنگ افزایش جمعیت همراه شده‌اند. با توجه به کمبود فرصت‌های اشتغال و تحصیل در روستاها و تمرکز صنایع مولد در بخش شهری افزایش شهرنشینی رخ داده است، لذا امکان دسترسی به آب سالم و فاضلاب بهداشتی برای جمعیت شهرنشین بر هزینه‌های سلامت اثر مستقیم دارد، به عبارت دیگر یک درصد افزایش در جمعیت شهری ناشی از مهاجرت

نتایج آزمون همجمعی پانل براساس آماره‌های هفت‌گانه پدرونی در جدول (۲) نشان داد که اکثر آماره‌های آزمون به‌جز آماره پانل ν ، آماره پانل rho و آماره گروهی rho معنی‌دار بوده و فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم-جمعی را رد کردند. در این خصوص آماره پانل pp و آماره گروهی pp جهت بررسی و اظهارنظر دارای خواص بهتری بوده و قابل اطمینان‌تر می‌باشند. نتایج آزمون همجمعی Kao نیز در جدول (۲) حاکی از آن است ($t=2/82$) که فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی رد شده است؛ بنابراین می‌توان گفت که رابطه بلندمدت میان مخارج بهداشتی، انتشار کربن دی‌اکسید، رشد اقتصادی، انتشار کربن اکسید، بارتکفل و جمعیت شهری وجود داشته است.

برای مشخص نمودن روش برآورد مدل (روش داده‌های تلفیقی یا داده‌های پانل) از آزمون F لیمر استفاده گردیده است. لذا در این شرایط معمولاً چنانچه مدل از نظر داده‌های تلفیقی بودن ۱ یا پانل دیتا بودن آزمون شود، اکثراً مدل موردنظر به‌صورت پانل خواهد بود. جدول (۳) نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۳ آزمون اثرات ثابت F لیمر

Table 3 F-Limer constant effects test

Effects Test	Statistic	d.f	Prob
Cross – section	110.44	9.11	0.000
Cross - chi section-square	294.61	9	0.000

نتایج آزمون F حاکی از وجود متفاوت بودن عرض از مبدأهای مقاطع در سطح ۱٪ می‌باشد. درواقع این آزمون نشان داد که روش مناسب برای برآورد مدل، پانل دیتا بوده است.

در گام بعدی بایستی تعیین می‌شد که کدام روش (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) برای تخمین پانل مناسب می‌باشد، برای اینکار نیز از آزمون Hausman (1980) استفاده شد. در آزمون هاسمن فرضیه صفر به معنای این است که بین جزء اخلاص معادله و متغیرهای توضیحی هیچ ارتباطی وجود ندارد. در صورت رد فرضیه صفر بهتر است که از روش اثرات ثابت استفاده شود. نتایج این آزمون تأیید مدل اثر ثابت در مقابل مدل اثر تصادفی را نشان داد.

پس از آزمون ریشه واحد پانل و مشخص شدن اینکه متغیرهای مدل ایستا از درجه ۱ بودند و همچنین آزمون

¹pooling

روستاییان و افزایش زاد و ولد منجر به ۰/۶۸۸٪ افزایش هزینه‌های سلامت در کشورهای موردنظر شده است.

جدول ۴ نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت PMG
Table 4 The results of estimating the long-term PMG model

Independent variable	dependent variable					
	LHE	LCO ₂	LY	LNOE	LDEP	LUP
LHE		-0.848*	1.336*	-0.164	-4.982*	0.688**
LCO ₂	0.007		0.471*	0.159*	-1.526*	-0.382*
LY	1.785**	0.245		0.489**	4.130**	-0.401
LNOE	0.169**	0.176**	-0.482**		0.602**	1.084**
LDEP	-0.274*	0.447**	0.496**	-0.377**		-0.351**
LUP	-0.036*	0.281*	0.525*	0.100*	0.675*	

* و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪ را نشان می‌دهد.

معنی‌دار است، مقدار این ضریب ۰/۵۲۹- می‌باشد که نشان‌دهنده آن است که حدود ۵۴٪ عدم تعادل متغیر وابسته از مقادیر بلندمدت آن پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود. همان‌طور که در جدول مشاهده شد تقریباً تمامی ضرایب بلندمدت از ضرایب کوتاه‌مدت متغیرها بیشتر می‌باشد که مبین تأثیرگذاری بیشتر این متغیرها، بر روی هزینه‌های سلامت در بلندمدت است. این نتیجه با نتایج حاصل از (Egbetunde and Fasanya 2013; Fatahi et al. 2020) تأیید شده است.

در جدول (۶۵) تخمین کوتاه‌مدت و رابطه همجمعی ایجاد شده توسط مدل تصحیح خطا ارائه شده است. در حالت تعادل ECT صفر است. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط داده و سرعت تعدیل و حرکت به سمت تعادل بلندمدت را نشان داده است. لذا با توجه به نتایج و با اطمینان از وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگو مؤلفه‌های مؤثر بر هزینه‌های سلامت، الگوی تصحیح خطا برآورد و نتایج حاصل از آن در جدول (۵) آورده شده است. با بررسی نتایج متوجه شدیم که ضریب تصحیح خطا مطابق انتظار در سطح ۱٪ منفی،

جدول ۵ نتایج حاصل از برآورد مدل کوتاه‌مدت PMG، متغیر وابسته DHE

Table 5 The results of estimating the short-term PMG model, the dependent variable DHE

	Coefficient	t-Statistic	p-value
D(LCO ₂)	0.077	0.253	0.800
D(LY)	1.065	0.746	0.458
D(LNOE)	0.178	0.646	0.520
D(LDEP)	2.308	0.453	0.652
D(UP)	-12.304	-2.590	0.011
C	-0.439	-4.454	0.000
ECT	-0.529	3.804	0.000

Log likelihood=205/73

هر دو آزمون به‌طور مشترک میان متغیرهای پژوهش در جدول (۶) قابل مشاهده است. این نتایج همانند نتایج (Lee Izadkhashi and Inalo and Brahmasrene 2013) و (2017) بوده است. نتایج آزمون والد در الگوی پانل برای مدل VECM نشان داد که در کوتاه‌مدت رابطه علی یک‌طرفه از جمعیت شهرنشینی و دوطرفه میان هزینه‌های سلامت و رشد اقتصادی مشاهده شد. بین رشد اقتصادی و جمعیت شهرنشینی در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه دوطرفه وجود داشت. نتایج علیت دوطرفه بین انتشار CO₂ و هزینه‌های

هم‌جمعی بین متغیرها نشان داد که حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد، اما جهت علیت بین متغیرها را مشخص نمی‌کند. علیت گرنجر مبتنی بر VECM علاوه بر این که جهت علیت بین متغیرها را تعیین می‌کند، این امکان را فراهم می‌سازد که علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت از هم تفکیک شوند. برای بررسی علیت کوتاه‌مدت و جهت آن از آزمون والد^۱ بر روی ضرایب معادله تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج آزمون علیت کوتاه‌مدت، بلندمدت و

¹Wald test

بهداشتی و همچنین بارتکفل و جمعیت شهرنشین را برای کل کشورها در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داده است.

جدول ۶ نتایج آزمون علیت گرنجر VECM
Table 6 VECM Granger Causality Test Results

	Short-run Causality					Longrun Causality	
	Δ HE	Δ GDP	Δ CO ₂	Δ DEP	Δ NOE	Δ UP	ECT
Δ HE		17.67* (0.000)	1.95* (0.001)	2.11 (0.548)	0.622 (0.091)	6.706** (0.041)	24.231* (0.000)
Δ GDP	13.944* (0.003)		0.270** (0.025)	0.927 (0.818)	0.330 (0.954)	9.675** (0.021)	33.938** (0.003)
Δ CO ₂	1.560** (0.033)	0.961* (0.001)		2.775 (0.427)	0.381* (0.004)	0.341 (0.052)	6.458* (0.071)
Δ DEP	4.189 (0.241)	12.787* (0.004)	21.243* (0.000)		1.589 (0.659)	8.187** (0.040)	46.668* (0.000)
Δ NOE	0.366 (0.947)	1.094 (0.778)	0.190 (0.979)	0.745 (0.862)		0.517 (0.915)	4.233 (0.996)
Δ UP	0.721 (0.868)	37.853* (0.000)	2.202 (0.531)	7.176** (0.033)	3.155 (0.368)		61.030* (0.000)

* و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ و ۵٪ را نشان می‌دهد.

۴- نتیجه‌گیری

پیشنهاد می‌شود کشورها سرمایه‌گذاری لازم را برای ارتقاء حفاظت از محیط‌زیست و افزایش انتقال فناوری برای کاهش آلودگی‌های محیط‌زیستی مورد مطالعه و بررسی قرار دهند. از نظر سیاست‌های بهداشتی، کشورهای جنوب شرق آسیا از طریق اجرای مؤثر مدیریت‌های زیست‌محیطی و سیاست‌های کنترل، برای کاهش فشار بر هزینه‌های بهداشتی، غذای سالم را در اولویت قرار دهند.

دسترسی به داده‌ها

داده‌ها حسب درخواست، از طرف نویسنده مسئول از طریق ایمیل قابل ارسال است.

۱- یک رابطه علیت دو طرفه مثبت بین انتشار CO₂ و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود داشت. انتشار CO₂ با رشد اقتصادی افزایش یافت.

۲- هزینه‌های بهداشتی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشت، لذا می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش هزینه‌های بهداشتی می‌توان تأثیر مثبت مخارج بهداشتی را بر رشد اقتصادی افزایش داد، یعنی بهره‌وری بیشتر.

۳- تأثیر مثبت و معنادار هزینه‌های بهداشتی بر تولید ناخالص داخلی سرانه نشان داد که لزوم مداخله دولت با اجرای سیاست‌های تشویق هزینه‌های بهداشتی به منظور ایجاد اقتصادی سالم‌تر و مولد مورد نیاز می‌باشد.

Chen, F. and Chen, Z. (2021). Cost of economic growth: Air pollution and health expenditure. *Sci. Total Environ.*, 755, 142543.

Dehbidi, N. K., Esmaeili, A. and Zibaei, M. (2018). The effect of environmental quality and economic growth on the health expenditure in the MENA region. *Environ. Res.*, 8(16), 75-86. [In Persian].

Egbetunde, T. and Fasanya, I. O. (2013). Public expenditure and economic growth in Nigeria: Evidence from auto-regressive distributed lag specification. *Zagreb Int. Rev. Econom. Business*, 16(1), 79-92.

Engle, R. F. and Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: J. Econom. Soc.*, 55(2), 251-276.

References

- Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Rev. Econom. Stud.*, 58(2), 277-297.
- Arouri, M. E. H., Youssef, A. B., M'henni, H. and Rault, C. (2012). Energy consumption, economic growth and CO₂ emissions in Middle East and North African countries. *Ener. Policy*, 45, 342-349.
- Bedir, S. (2016). Healthcare expenditure and economic growth in developing countries. *Adv. Econom. Business*, 4(2), 76-86.
- Chaabouni, S., Zghidi, N. and Mbarek, M. B. (2016). On the causal dynamics between CO₂ emissions, health expenditures and economic growth. *Sustain. Cities Soc.*, 22, 184-191.



- Fatahi, A., Mir, S. M. and Sakhi, F. (2020). Analyzing the relationship between economic growth, environmental quality and public health in OPEC member states: a panel data approach. *Iran. J. Agri. Econom. Develop.*, 51(4), 635-645. [In Persian].
- Franklin, B. A., Brook, R. and Pope III, C. A. (2015). Air pollution and cardiovascular disease. *Current Problem. Cardiol.*, 40(5), 207-238.
- Haseeb, M., Kot, S., Hussain, H. I. and Jermisittiparsert, K. (2019). Impact of economic growth, environmental pollution, and energy consumption on health expenditure and R&D expenditure of ASEAN countries. *Ener.*, 12(19), 3598.
- Izadkhasti, H. and Inalo, Y. B. (2017). Analyzing the effects of allocation of government expenditure in health sector and prevention of pollution on economic growth: endogenous growth approach. *Econom. Res.*, 17(4), 21-43.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- Lee, J. W. and Brahmaasrene, T. (2013). Investigating the influence of tourism on economic growth and carbon emissions: Evidence from panel analysis of the European Union. *Tour. Manage.*, 38, 69-76.
- Mehrara, D. M., Sharzei, D. G. and Mohaghegh, M. (2012). Study of the relationship between health expenditure and environmental quality in developing countries. *J. Health Administ.*, 14(46), 79-88 [In Persian].
- Mohammadzadeh, Y., Mokhtari, E. and Asvar, A. (2019). The impact of economic growth on environmental quality and public health. *Environ. Res.*, 9(18), 3-18 [In Persian].
- Mozayani, A. H. and Hasel, N. M. (2012). The cross impact of environmental quality and economic growth on health level. *J. Environ. Sci. Technol.*, 14(1), 17-30 [In Persian].
- Pandey, A., Brauer, M., Cropper, M. L., Balakrishnan, K., Mathur, P., Dey, S., . . . Beig, G. (2021). Health and economic impact of air pollution in the states of India: the Global Burden of Disease Study 2019. *Lancet Planetary Health*, 5(1), 25-38.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3), 597-625.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *J. Am. Statis. Assoc.*, 94(446), 621-634.
- Samudram, M., Nair, M. and Vaithilingam, S. (2009). Keynes and Wagner on government expenditures and economic development: the case of a developing economy. *Empirical Econom.*, 36(3), 697-712.
- Shiralipour, N. and Mirzaee Nejad, M. (2019). A comparative study on the effect of health expenditure and air pollution on economic growth in developed and developed countries. *Iran. J. Health Environ.*, 11(4), 505-514 [In Persian].
- Zaidi, S. and Saidi, K. (2018). Environmental pollution, health expenditure and economic growth in the Sub-Saharan Africa countries: Panel ARDL approach. *Sustain. Cities Soc.*, 41, 833-840.



Research Paper

Environmental pollution, Health Expenditure and Economic Growth in Southeast Asian Countries: ARDL Panel Approach

Mojtaba Abbasian^{1*}, Hossein Ebrahimzadeh Asmin², Mehrdad Alirezaei Shahraki³ and Arezoo Barahoei⁴

¹Assist. Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Humanities, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran

²Assoc. Professor, Department of Social Sciences, Faculty of Humanities and Literature, Sistan and Baluchestan University, Zahedan, Iran

³M. Sc. Student, Department of Environmental Economics, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran

⁴M.A. Alumni, Department of Social Sciences, Faculty of Humanities and Literature, Sistan and Baluchestan University, Zahedan, Iran

*Corresponding author: abbasian@cmu.ac.ir

Received: December 31, 2020

Revised: March 25, 2021

Accepted: April 10, 2021

Abstract

Economic growth contributes to better health and better health to economic growth, Considering the effects of environmental pollution on the health of people in the community and its costs, it is expected that by improving the quality of the environment, on the one hand, the costs saved in the health sector will be used for investment and production growth, On the other hand, by improving the level of health in society, productivity will increase, which can be a stimulus for more production. Therefore, in this study, the relationship between environmental pollution, health expenditure (HE) and economic growth (Y) in Southeast Asian countries from 1990 to 2019 using long-term and short-term analytical method of combined group average estimator or PMG has been investigated. The panel unit root test and determine the degree of co-integration model variables 1 and the panel co-integration test and concluded that a long-term relationship between the co-integration model variables there, Model estimation showed that only economic growth with a coefficient of 1.336 has a positive and long-term effect on HE, which means that a unit of change in economic growth increases and changes health costs by 1.336 in the same direction. According to the principles, the quality of the environment had an inverse and significant relationship with health costs, Coefficient of 0.848 indicates the impact of health costs on this variable.

Keywords: Economic Growth, Environmental Pollution, Health Expenditure, Panel ARDL