IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 11, No. 27, Spring & Summer 2025

pp. 177-206

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Investigating the Relationship between Carbon Dioxide Emissions and Health Expenditures in Iran's Provinces Using the Non-Linear Panel Auto Regressive Distribution Lag Model[1]

Tahereh Nikbin[2], ZahraMila Elmi[3], Saeed Rasekhi[4], Amirmansour Tehranchian[5]

Received: 2024/12/23 Accepted: 2025/04/20

Abstract

In recent decades, the relationship between GDP, environmental quality, and health expenditures has attracted the attention of many domestic and international researchers. However, there has been no study related to the asymmetric and non-linear investigation of these three variables at the level of Iran. Therefore, in this research, the effect of carbon dioxide greenhouse gas emissions on the per capita health expenditures of the Iran's provinces during the period of 2000-2020 has been investigated. For this purpose, the empirical model of the research is estimated by the panel ARDL method. The results of the research show that carbon dioxide emissions have a positive and asymmetric effect on health expenditure per capita in the long term. Based on the findings of the research, it is expected that one unit increase in CO2 per capita will lead to an increase of 1.086 units in health expenditures, while one unit decrease in CO2 per capita will lead to a decrease of 2.14 units in health expenditures. Other research results show that the process of economic development has a non-linear effect on health costs, so that at the beginning of this process, economic growth causes an increase in health costs, while after crossing the threshold value, its effect becomes negative.

Keywords: Health Expenditures, Carbon Dioxide, Non-Linear Panel ARDL Model, Iran's Provinces.

JEL Classification: I15, Q53, C22, C23.

1 . doi: 10.22051/ieda.2025.48009.1434

2. Ph.D Student, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:t_nikbin@yahoo.com.

3. Professor, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Corresponding Author. Email:z.elmi@umz.ac.ir.

4. Professor, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:srasekhi@umz.ac.ir.

5. Professor, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:m.tehranchian@umz.ac.ir.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۱، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۷، بهار و تابستان ۱۴۰۴
صفحات ۲۰۶-۱۷۷

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه بین انتشار گاز کربن‌دی‌اکسید و مخارج سلامت در استان‌های ایران با روش خودتوضیح با وقفه توزیعی پانلی غیرخطی[۱]

طاهره نیک بین[۲]، زهرامیلا علمی[۳]، سعید راسخی[۴]، امیرمنصور طهرانچیان[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۹

چکیده

در دهه‌های اخیر، رابطه بین تولید ناخالص داخلی، کیفیت محیط‌زیست و مخارج بهداشتی مورد توجه بسیاری از محققان داخلی و خارجی قرار گرفته است. بااین‌وجود، تاکنون مطالعه‌ای در ارتباط با بررسی نامتقارن و غیرخطی این سه متغیر در سطح استان‌های ایران صورت نگرفته است. ازاین‌رو، در این پژوهش تأثیر انتشار گاز گلخانه‌ای کربن‌دی‌اکسید بر مخارج سلامت سرانه استان‌های کشور طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۷۹ بررسی شده است. برای این منظور، مدل تجربی پژوهش با روش خودتوضیح با وقفه توزیعی یا ARDL پانلی تخمین زده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد انتشار کربن‌دی‌اکسید در بلندمدت تأثیر مثبت و نامتقارن بر مخارج سرانه سلامت دارد. براساس یافته‌های پژوهش انتظار می‌رود یک واحد افزایش در CO2 سرانه منجر به افزایش ۱/۰۸۶ واحدی در سرانه مخارج سلامت شود، درحالی‌که یک واحد کاهش در CO2 سرانه منجر به کاهش ۲/۱۴ واحدی در سرانه مخارج سلامت خواهد شد. سایر نتایج پژوهش نشان می‌دهد فرایند توسعه اقتصادی تأثیری غیرخطی بر هزینه‌های سلامت دارد؛ به‌طوری‌که در اوایل این فرایند، رشد اقتصادی باعث افزایش هزینه‌های سلامت است، حال‌آنکه بعد از عبور از مقدار آستانه، تأثیر آن منفی خواهد شد.

واژگان کلیدی: هزینه سلامت، کربن‌دی‌اکسید، مدل ARDL پانلی غیرخطی، استان‌های ایران.
طبقه‌بندی موضوعی: *I15، Q53، C22، C23.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/ieda.2025.48009.1434
۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email:t_nikbin@yahoo.com
۳. استاد، گروه اقتصاد نظری دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. نویسنده مسئول. Email:z.elmi@umz.ac.ir
۴. استاد، گروه اقتصاد انرژی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email:srasekhi@umz.ac.ir
۵. استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email:m.tehranchian@umz.ac.ir

مقدمه

تغییرات اقلیمی[1]، ازجمله چالش‌های اساسی محیط‌زیست در جهان محسوب می‌شود. یکی از دلایل تغییرات آب‌وهوایی در دهه‌های اخیر تأثیر گازهای گلخانه‌ای است (هیئت بین دولتی تغییرات آب و هوایی[2]، ۲۰۰۷). غلظت گازهای گلخانه‌ای متعدد در طول زمان با توجه به استفاده بی‌رویه از سوخت‌های فسیلی، تخریب جنگل‌ها و مزارع کشاورزی، ساخت‌وسازهای وسیع، آلودگی‌های شیمیایی کارخانه‌ها و سرریز آن‌ها به طبیعت و مواردی ازاین‌دست افزایش یافته است. آلودگی هوا و کاهش کیفیت محیط‌زیست تهدیدی جدی برای سلامت عمومی جامعه است. پژوهش‌ها در حیطه علوم پزشکی شواهدی ارائه می‌کند که براساس آن آلودگی هوا بر انواع مرگ‌ومیر و بیماری تأثیر می‌گذارد (استرو و روستچیلد[3]، ۱۹۸۹؛ شوارتز و داکری[4]، ۱۹۹۲). براساس آمار ارائه‌شده توسط سازمان جهانی بهداشت[5] سالانه بیش از سه میلیون نفر به‌علت بیماری‌های ناشی از آلودگی هوا می‌میرند (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۱۶).

به‌دنبال افزایش بی‌رویه آلودگی هوا هزینه‌های بخش سلامت به‌خصوص مخارج سلامت خانوار نیز افزایش می‌یابد (زریهان و همکاران[6]، ۲۰۱۷). نتایج پژوهش‌های انجام‌شده درزمینه بررسی رابطه آلودگی هوا و مخارج سلامت نشان می‌دهد، آلودگی اثر مستقیم و معنی‌داری بر مخارج سلامت دارد (خوشنویس یزدی و همکاران[7]، ۲۰۱۴؛ بیتی و شیمشک[8]، ۲۰۱۴؛ چابونی و همکاران[9]، ۲۰۱۶؛ حسن نتاج و علمی، ۱۴۰۱). افزون‌بر این، افزایش هزینه‌های سلامت موجب کاهش بهره‌وری نیروی کار و به‌دنبال آن کاهش رشد اقتصادی می‌شود (مجتبی و اشفق[10]، ۲۰۲۲). آلودگی هوا موجب کاهش کارایی و طول عمر افراد به‌علت ابتلا به بیماری‌های ناشی از آلودگی محیط‌زیست شده و در نهایت کاهش تولید ملی را به‌همراه دارد (فیلد و فیلد[11]، ۲۰۱۷). به‌این‌ترتیب آلودگی هوا از یک‌طرف به‌طور مستقیم هزینه‌های بخش سلامت را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و ازطرف‌دیگر از طریق کاهش تولید به‌طور غیرمستقیم بر مخارج سلامت اثرگذار است. در کشورهای درحال توسعه بار اصلی تأمین مالی استفاده از کالاها و خدمات سلامت به‌عهده خانوارها است و افراد به‌صورت مستقیم هزینه‌های مربوط به این حوزه را می‌پردازند (ساوجی‌پور و همکارن، ۱۳۹۷). ایران نیز از حیث بار مالی موجود بر دوش خانوارها در تأمین کالاها و خدمات سلامت وضعیت نامطلوبی دارد، به‌طوری‌که سهم مردم از تأمین مالی بخش سلامت در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰ -۱۳۸۱ حدود ۵۵ ٪ بوده است؛ این در حالی است که در اصول ۳،۲۹ و ۴۳ قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران و

1. Climate change
2. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)
3. Ostro & Rothchild
4. Schwartz & Dockery
5. World Health Organization (WHO)
6. Zerihun *et al.*
7. Khoshnevis vazdi *et al.*
8. Beatty & Shimshack
9. Chaabouni *et al.*
10. Mujtaba & Ashfaq
11. Field & Field

برنامه‌های مختلف توسعه به تأمین نیازهای اساسی از جمله بهداشت و سلامت برای همه افراد جامعه و برقراری عدالت در تأمین مالی سلامت تأکید شده است (طیبی و داودی، ۱۳۹۴). بنابراین بررسی عوامل مؤثر بر مخارج سلامت خانوارهای کشور ضروری می‌باشد.

عوامل متعددی مانند وضعیت اقتصادی خانوار، نسبت خانوارهای شهری به روستایی، تولید ناخالص داخلی و میزان آلودگی‌های محیط‌زیستی می‌تواند بر مخارج سلامت تأثیرگذار باشد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۴). در دهه‌های اخیر، رابطه بین تولید ناخالص ملی، کیفیت محیط‌زیست و مخارج بهداشتی مورد توجه بسیاری از محققان داخلی و خارجی قرار گرفته است. باوجود پژوهش‌های گسترده‌ای که دراین‌خصوص صورت گرفته، مرور پژوهش‌های قبلی نشان می‌دهد تاکنون مطالعه‌ای در ارتباط با بررسی نامتقارن و غیرخطی این سه متغیر در سطح استان‌های ایران صورت نگرفته است. محدود بودن بانک داده‌ای ایران و عدم گزارش داده‌های مربوط به انتشار گازهای گلخانه‌ای در سطح استانی می‌تواند از دلایل این امر باشد. این در حالی است که پرداختن به موضوع چگونگی ارتباط بین متغیرهای ذکرشده در سطح استان‌ها در جهت ارائه‌ی پیشنهادهای سیاستی به دولت و سیاست‌گذاران اقتصادی برای تدوین سیاست‌های محیط‌زیستی مناسب هر استان و تخصیص بودجه‌ی سلامت به استان‌ها، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. میزان انتشار گاز کربن‌دی‌اکسید در پژوهش حاضر به‌عنوان شاخص انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلودگی هوا در نظر گرفته شده است.

این مقاله در ۵ بخش سازمان‌دهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و ادبیات تجربی موجود به‌اختصار مرور خواهند شد. در بخش سوم، داده‌ها، مدل تجربی و روش‌شناسی پژوهش ارائه خواهد شد. در بخش چهارم نتایج پژوهش و در آخر نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

ادبیات موضوع

۱. ادبیات نظری

دستیابی به رشد اقتصادی پایدار ازجمله مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی محسوب می‌شود. نظریه‌های رشد به‌ویژه از دهه‌ی شصت میلادی به نقش سرمایه‌ی انسانی تأکید داشته‌اند. به‌همین دلیل عوامل مؤثر بر تشکیل سرمایه‌ی انسانی از قبیل آموزش، توزیع درآمد و بهداشت و سلامت مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. از لحاظ اقتصادی سلامت در دسته کالاهای بادوام و سرمایه‌ای قرار می‌گیرد. هر فرد از یک ذخیره‌ی سلامت برخوردار است که با بالا رفتن سن کاهش یافته و با سرمایه‌گذاری در مراقبت‌های درمانی افزایش می‌یابد (گروسمن[1]، ۱۹۷۲). بیماری نیز باعث استهلاک غیرطبیعی سلامت خواهد شد (طهرانچیان و همکاران، ۱۳۹۵).

سرمایه سلامت از مجراهای مختلف تولید کشور را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. افزایش بهداشت و شاخص‌های بهداشت و سلامت در جامعه با کاهش مرگ‌ومیر و افزایش امید به زندگی، افراد را به پس‌انداز

1. Grossman

بیشتر تشویق خواهد کرد (بانک جهانی، ۱۹۹۷). به‌دنبال افزایش پس‌انداز در جامعه، سرمایه‌ی فیزیکی افزایش می‌یابد و این موضوع نیز به‌صورت غیرمستقیم بر بهره‌وری نیروی کار و رشد تولید ناخالص داخلی مؤثر خواهد بود (ویل[1]، ۲۰۰۵). شفلر[2] (۲۰۱۶) علاوه‌بر افزایش سرمایه‌ی انسانی، عرضه‌ی نیروی کار و بهره‌وری آن را عامل دیگری برای تأثیرپذیری تولید از مخارج سلامت معرفی می‌نماید. افزون‌بر این، تولید نیز بر مخارج سلامت تأثیر می‌گذارد. تولید بیشتر وضعیت سلامت در جامعه را از طریق بهبود سطح زندگی، دسترسی به تسهیلات بهداشتی، آب آشامیدنی سالم و تغذیه بهتر تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. تولید ناخالص بیشتر مخارج سلامت را افزایش خواهد داد. کشورهای با درآمد (تولید ناخالص داخلی) بالا به‌طور متوسط مبلغ بیشتری را به هزینه‌های سلامت و بهداشت اختصاص می‌دهند (میلانی و همکاران، ۱۳۹۶). در واقع سهم مخارج سلامت از تولید ناخالص داخلی در کشورهای با درآمد بالا نسبت به کشورهای با درآمد پایین بیشتر است. با توجه به اهمیت نقش مخارج سلامت در بهره‌وری نیروی کار و تولید و اثر متقابل تولید ناخالص داخلی بر مخارج سلامت، شناسایی تعیین‌کننده‌های مخارج سلامت یک امر ضروری به‌نظر می‌رسد.

رابطه بین تولید ناخالص داخلی و هزینه‌های سلامت چندین دهه مورد بحث قرار گرفته است. پژوهش‌های اولیه مانند ابل اسمیت[3] (۱۹۶۷) نشان داد که درآمد ملی محرک اصلی هزینه‌های سلامت است. از زمان کار کلیمان[4] (۱۹۷۴) و نیوهاوس[5] (۱۹۷۷)، درآمد (تولید ناخالص داخلی) به‌عنوان مهم‌ترین عامل تفاوت در سطح و رشد هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی کشورها شناخته شده است. نیوهاوس (۱۹۷۷) استدلال می‌کند که تغییرات در تولید بر تغییر در هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی تأثیر می‌گذارد.

موضوع بهداشت و محیط‌زیست از دهه‌ی ۱۹۵۰ مطرح شده است. وزارت بهداشت عمومی ایالات‌متحده در سال ۱۹۵۷ یک برنامه‌ی پژوهشی در مورد تأثیرات آلودگی هوا بر سلامتی به اجرا گذاشت (زیدی و سعیدی[6]، ۲۰۱۸). بررسی رابطه بین آلودگی محیط‌زیست و مخارج سلامت یکی از محوری‌ترین بخش‌های اقتصاد سلامت است. پرداختن به این موضوع به‌دلیل شیوع بیماری‌های عفونی، آلودگی هوا و گرم‌شدن کره زمین ضروری است. یافته‌های محققان وجود رابطه مستقیم بین مخارج سلامت و میزان آلودگی را تأیید می‌کند؛ به عبارت دیگر افزایش میزان انتشار آلاینده‌ها باعث افزایش مخارج سلامت خواهد شد (جرت و همکاران، ۲۰۰۳؛ حسن نتاج و علمی، ۱۴۰۱). آلودگی هوا موجب کاهش سطح سلامت و افزایش میزان بیماری می‌شود. این موضوع باعث افزایش تقاضا برای مراقبت سلامت و به‌دنبال آن افزایش هزینه‌های سلامت خواهد شد.

1. Weil
2. Scheffler
3. Abel-Smith
4. Kleiman
5. Newhouse
6. Zaidi & Saidi

در ادامه مدل نظری در مورد رابطه غیرخطی بین هزینه‌های سلامت و آلودگی هوا که توسط موسی و همکاران[1] (۲۰۲۰) توسعه یافته است، ارائه می‌شود. مدل مذکور براساس فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی[2] یا EKC بنا شده است. هزینه‌های سلامت تابع مستقیم از درآمد می‌باشد:

$$h = \alpha y \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، $\alpha > 1$ می‌باشد. از سمت دیگر، فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی به‌صورت رابطه (۲) خواهد بود:

$$d = \beta_1 y - \beta_2 \alpha y^2 \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، d آلودگی زیست‌محیطی و مقادیر عددی دو ضریب β_1 و β_2 بزرگتر از صفر می‌باشند. با جای‌گذاری معادله (۱) در معادله (۲) رابطه (۳) به‌دست خواهد آمد:

$$d = \left(\frac{\beta_1}{\alpha}\right) h - (\frac{\beta_2}{\alpha}) h^2 \qquad (۳)$$

ازآنجاکه هر سه ضریب α، β_1 و β_2 مثبت هستند، براین‌اساس انتظار می‌رود مقادیر $\frac{\beta_1}{\alpha}$ و $\frac{\beta_2}{\alpha}$ مثبت باشند. اگر فرض شود $\frac{\beta_1}{\alpha} = \gamma$ و $\frac{\beta_1}{\alpha} = \delta$ باشند آنگاه می‌توان رابطه (۳) را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$d = \gamma h - \delta h^2 \qquad (۴)$$

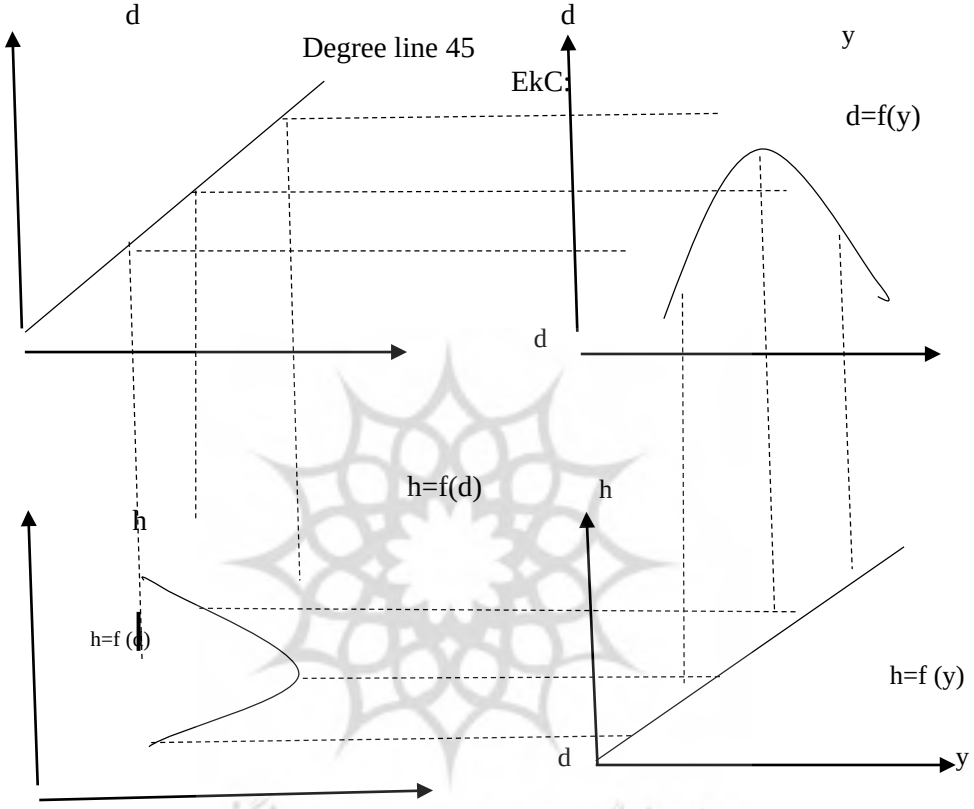
اگر جای متغیرهای d و h در رابطه (۴) جابه‌جا شوند، رابطه (۵) به‌دست خواهد آمد:

$$h = \acute{\gamma} d - \acute{\delta} d^2 \qquad (۵)$$

در رابطه (۵) مقادیر دو ضریب $\acute{\gamma}$ و $\acute{\delta}$ مثبت می‌باشند و بین دو متغیر هزینه‌های سلامت و آلودگی رابطه غیرخطی وجود دارد. رابطه مذکور در نمودار (۱) نمایش داده شده است. در ربع اول، منحنی کوزنتس زیست‌محیطی نمایش داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در ابتدای فرایند توسعه‌یافتگی، رشد اقتصادی منجر به افزایش آلودگی می‌شود. با تداوم توسعه اقتصادی، کاربرد تکنولوژی‌های انرژی‌اندوز و پاک در اقتصاد افزایش می‌یابد و براین‌اساس، اگر سطح درآمد سرانه از مقدار آستانه‌ای عبور کند، رشد اقتصادی با کاهش در آلودگی همراه خواهد بود. در ربع دوم، خط ۴۵ درجه که رابطه یک‌به‌یک را نشان می‌دهد، ترسیم شده است. در ربع سوم، رابطه آلودگی و هزینه‌های بهداشتی و در ربع چهارم، رابطه هزینه‌های بهداشتی و درآمد سرانه نمایش داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در ابتدای فرایند توسعه، افزایش درآمد سرانه با افزایش آلودگی همراه می‌باشد که مجموع اثرات رشد دو متغیر منجر به افزایش هزینه‌های سلامت می‌شود. زمانی که فرآیند توسعه اقتصادی تداوم پیدا می‌کند، افزایش درآمد منجر به

1. Moosa *et al.*
2. Environmental Kuznets Curve

کاهش آلودگی می‌شود اما همچنان اثرات افزایش درآمد بر هزینه‌های سلامت بیشتر از اثرات کاهش آلودگی هوا می‌باشد و براین‌اساس، کاهش آلودگی با افزایش هزینه‌های سلامت همراه می‌باشد.



نمودار ۱. مکانیسم اثرگذاری آلودگی هوا بر هزینه‌های سلامت

منبع: موسی و همکاران (۲۰۲۰)

مرور پژوهش‌های تجربی

پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام‌شده در مورد بررسی روابط تولید ناخالص داخلی، مخارج سلامت و انتشار کربن‌دی‌اکسید را می‌توان در سه‌گروه دسته‌بندی کرد:

در دسته نخست، پژوهش‌هایی قرار می‌گیرند که بر مطالعه رابطه بین مخارج سلامت و تولید ناخالص داخلی تمرکز نموده‌اند. به‌عنوان نمونه در میان پژوهش‌های خارجی به مطالعه راگوپاتی و راگوپاتی[1] (۲۰۲۰)

1. Raghupathi & Raghupathi

برای ایالات‌متحده می‌توان اشاره کرد. نتایج کلی حاکی از همبستگی مثبت بین مخارج سلامت و شاخص‌های اقتصادی درآمد، تولید ناخالص داخلی و بهره‌وری نیروی کار است. از دیگر پژوهش‌های انجام‌شده در این دسته می‌توان پژوهش‌های ارچلیک[1] (۲۰۱۸) و آتیلگان و همکاران[2] (۲۰۱۷) برای کشور ترکیه، بالتاجی و موسکان[3] (۲۰۱۰) برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[4]، مورثی و اکاند[5] (۲۰۱۶) برای کشور آمریکا و گردهام و لاسگرن[6] (۲۰۰۲) برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه‌ی اقتصادی را نام برد. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش‌ها نشان می‌دهد، تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌دار بر مخارج سلامت دارد. در مطالعه ارچلیک، آتیلگان و همکاران و مورثی و اکاند از الگوهای خودتوضیح با وقفه توزیعی و الگوی تصحیح خطا برای بررسی رابطه بین متغیر مخارج سلامت و تولید ناخالص داخلی استفاده شده است و در مطالعه‌ی بالتاجی و موسکان و گردهام و لاسگرن، تحلیل داده‌های تابلویی مورد استفاده قرار گرفته است.

دومین دسته از پژوهش‌ها به بررسی رابطه بین انتشار آلودگی و مخارج سلامت اختصاص یافته‌اند. گوندز[7] (۲۰۲۰) به بررسی رابطه بین مخارج سلامت و انتشار کربن‌دی‌اکسید طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۷۰ برای کشور امریکا پرداخته است. نتایج نشان داد که یک درصد افزایش در میزان آلودگی باعث افزایش ۲/۰۴ درصدی هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی و سلامت در بلندمدت ایالات متحده خواهد شد. اولاه و همکاران[8] در سال ۲۰۱۹ در پژوهشی به بررسی رابطه بین انتشار کربن‌دی‌اکسید و مخارج سلامت در چین پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای و حداقل مربعات سه مرحله‌ای نشان داد انتشار کربن‌دی‌اکسید منجر به بالا رفتن هزینه‌های سلامت در چین شده است. ساسانا و همکاران[9] در سال ۲۰۱۹ در مطالعه‌ای از روش رگرسیون خطی به بررسی رابطه بین مخارج سلامت و انتشار کربن‌دی‌اکسید پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد انتشار گاز کربن‌دی‌اکسید باعث افزایش هزینه‌های سلامت دولت در اندونزی می‌شود. اپرجیس و همکاران[10] (۲۰۱۸) با استفاده از روش رگرسیون کمی روی داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که انتشار کربن‌دی‌اکسید منجر به افزایش در هزینه‌های سلامت در بین ایالت‌های آمریکا شده است. یزدی و خانعلی‌زاده (۲۰۱۷) داده‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ کشورهای MENA را با روش ARDL مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش همبستگی مثبت بین افزایش آلاینده‌ها و مخارج سلامت

1. Erçelik
2. Atilgan *et al.*
3. Baltagi & Moscone
4. Organisation for Economic Co-operation and Development
5. Murthy & Okunade
6. Gerdtham & Lothgren
7. Gunduz
8. Ullah *et al.*
9. Sasana *et al.*
10. Apergis *et al.*

را نشان داده است. بیتی و شیمشک (۲۰۱۴) با استفاده از تحلیل کوهورت نشان دادند افزایش انتشار آلودگی اثر معنی‌دار و مثبت در افزایش مخارج سلامت کودکان در انگلیس دارد.

برخی پژوهشگران، رابطه میان مخارج سلامت، انتشار آلودگی و تولید ناخالص داخلی را بررسی کرده‌اند. می‌توان این پژوهش‌ها را در گروه سوم دسته‌بندی کرد. به‌عنوان نمونه می‌توان به پژوهش اپرجیس و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کرد. نتایج این پژوهش برای ۱۷۸ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵ نشان داد افزایش ۱٪ در درآمد ملی باعث افزایش ۷/۲٪ هزینه‌های بهداشتی و سلامت در نمونه کامل و در چهار گروه کشور با درآمد متفاوت به‌ترتیب ۳/۳٪، ۸/۶٪، ۶/۸٪ و ۲/۹٪ شد. افزایش ۱٪ در انتشار گازهای گلخانه‌ای باعث افزایش ۲/۵٪ هزینه‌های بهداشتی و سلامت در کل نمونه و ۲/۹٪، ۱/۲٪، ۲/۳٪ و ۲/۶٪ در بین این چهار گروه کشور با درآمد متفاوت شد. سیدا و کیاس[1] (۲۰۱۸) در مطالعه خود وجود یک رابطه یک‌طرفه از مخارج سلامت به تولید ناخالص داخلی سرانه و وجود رابطه علی دوطرفه بین مخارج سلامت و انتشار کربن‌دی‌اکسید در کشورهای جنوب صحرای افریقا را نشان داده‌اند. الگوی مورد استفاده در این پژوهش الگوی خودتوضیح با وقفه‌ی توزیعی بوده است. چابونی و سیدی (۲۰۱۷) و چابونی و همکاران (۲۰۱۶) از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] و داده‌های مربوط به سه‌گروه منتخب از کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین استفاده کردند. نتایج وجود یک رابطه علی دوطرفه بین انتشار کربن‌دی‌اکسید و تولید ناخالص داخلی سرانه و بین مخارج سلامت و تولیدناخالص داخلی سرانه را نشان داده است. نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی خودتوضیح با وقفه توزیعی در پژوهش چابونی و عبدالنادر[3] (۲۰۱۴) برای کشور تانزانیا یک رابطه پایدار بلندمدت بین مخارج سلامت سرانه، تولید ناخالص داخلی و کیفیت محیط‌زیست را تأیید کرده است.

نتایج مطالعه یاداو و همکاران[4] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای بین کشوری (۲۲ کشور نوظهور) نشان می‌دهد، انتشار کربن‌دی‌اکسید عاملی در جهت افزایش هزینه‌های سلامت است؛ درحالی‌که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و افزایش کارایی انرژی منجر به کاهش این هزینه‌ها می‌شود. نتایج پژوهش مجتبی و اشفق (۲۰۲۲) نشان می‌دهد، انتشار کربن‌دی‌اکسید تأثیر غیرخطی و معنی‌دار بر هزینه‌های سلامت در کشورهای با آلودگی بالا دارد. چن و چن[5] (۲۰۲۱) دریافتند آلودگی هوا بر هزینه‌های بهداشتی افراد در چین تأثیر مثبت دارد و این تأثیر غیرخطی است.

راف[6] و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر مناطق با آلودگی کم[7] بر هزینه‌های سلامت در آلمان پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد، مناطق کم‌انتشار، هزینه‌های دارویی برای بیماری‌های قلبی و تنفسی را ۱۵/۸ میلیون یورو در سال کاهش می‌دهد.

1. Saida & Kias
2. Generalized method of moments
3. Chaabouni & Abednnadher
4. Yadav *et al.*
5. Chen & Chen
6. Rohlf
7. Low emission zones

از بین پژوهش‌های داخلی انجام‌شده در رابطه با بررسی تولید ناخالص داخلی و مخارج سلامت می‌توان مطالعه سرلک (۱۳۹۴) که از روش تحلیل داده‌های تابلویی برای استان‌های ایران استفاده کرده است را نام برد. نتایج این پژوهش نشان داد افزایش مخارج سلامت استان‌ها می‌تواند موجب افزایش تولید ناخالص داخلی استان‌ها شود. بهبودی و همکاران در سال ۱۳۹۰ از روش آزمون علیت گرنجر هشیایو[1] و تودا- یاماموتو[2] برای بررسی رابطه بین مخارج سلامت و تولید ناخالص داخلی در منتخب کشورهای با درآمد پایین و متوسط استفاده کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد در کشورهای با درآمد پایین و متوسط از جمله ایران تنها از سمت تولید ناخالص داخلی سرانه به مخارج سلامت علیت وجود دارد. مهرآرا و فضایلی (۱۳۸۸) از تحلیل هم‌انباشتگی براساس داده‌های پانل برای کشورهای خاورمیانه و آفریقای شمالی استفاده کرده و نتایج وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان هزینه‌های سلامت و تولید ناخالص داخلی در این کشورها را تأیید کرده است.

گروه دیگر از پژوهش‌های داخلی به بررسی رابطه مخارج سلامت و انتشار آلودگی پرداخته‌اند. تحویلیان و همکاران (۱۳۹۵) وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین آلودگی هوا و هزینه‌های سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت را در ایران با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌ی توزیعی مورد تأیید قرار داده‌اند. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴) از روش اثرات ثابت و داده‌های منتخب کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا برای بررسی رابطه بین دو متغیر مخارج سلامت و انتشار کربن‌دی‌اکسید استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد آلودگی محیط‌زیست تأثیر منفی و معنی‌دار بر سلامت عمومی داشته و موجب افزایش هزینه‌های بخش سلامت شده است. نتایج به‌دست آمده از پژوهش سلاطین و تاجیک (۱۳۹۰) نشان می‌دهد، آلودگی اثر مثبت و معنی‌دار بر نرخ مرگ‌ومیر و مخارج سلامت دارد. روش مورد استفاده در این پژوهش روش اثرات ثابت و داده‌های مورد استفاده مربوط به کشورهای منتخب اروپایی است.

گروه سوم از مطالعات داخلی به بررسی تولید ناخالص داخلی، آلودگی محیط‌زیست و مخارج سلامت پرداختند. حسن نتاج و علمی (۱۴۰۱) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تابلویی برای کشورهای صادرکننده نفت شامل ایران در دوره ۲۰۱۸ - ۲۰۰۴ نشان دادند متغیرهای انتشار کربن‌دی‌اکسید سرانه، نرخ شهرنشینی و نسبت وابستگی سنی اثر مثبت و معنی‌دار و متغیر تولید سرانه رابطه غیرخطی به‌شکل U وارون با هزینه سلامت دارد. ضیایی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌ی توزیعی پانلی به بررسی تأثیر آلودگی هوا و رشد اقتصادی بر مخارج سلامت در کشورهای منتخب عضو اوپک[3] پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد آلودگی هوا و تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی سرانه) بر مخارج مراقبت‌های بهداشتی در گروه کشورهای منتخب عضو اوپک تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. شیرالی‌پور و میرزایی‌نژاد (۱۳۹۷) به بررسی رابطه تولید ناخالص داخلی و انتشار کربن‌دی‌اکسید و مخارج سلامت با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش تأثیر معنی‌دار مثبت مخارج

1. Hsiao - Granger
2. Toda & yamamoto
3. Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

سرانه سلامت و تأثیر منفی انتشار کربن‌دی‌اکسید بر میزان تولید ناخالص داخلی در منتخب کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته را نشان داده است. مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهش خود از داده‌های ۱۱۴ کشور درحال توسعه و روش تحلیل هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی استفاده کرده‌اند. نتایج این پژوهش وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان هزینه‌های سلامت، تولید ناخالص داخلی و کیفیت محیط‌زیست و رابطه‌ی معکوس میان کیفیت محیط‌زیست و هزینه‌های سلامت را نشان داده است.

در مجموع، پژوهش‌های داخلی انجام شده با تأکید بر روش‌های سنتی برآورد رابطه بین متغیرها بوده است. بررسی‌های این پژوهش نشان می‌دهد تاکنون در هیچ‌یک از پژوهش‌های انجام شده در زمینه بررسی رابطه بین مخارج سلامت، تولید ناخالص داخلی و میزان انتشار آلودگی به‌ویژه در سطح استان‌های کشور، از روش خودتوضیح با وقفه توزیعی تابلویی غیرخطی استفاده نشده است. استفاده از این روش به محققین اجازه می‌دهد تا اثرات تغییرات مثبت آلودگی هوا بر هزینه‌های سلامت را از تغییرات منفی آن جدا کرده و با یکدیگر مقایسه نمایند.

مدل و روش‌شناسی پژوهش

۱. محاسبه‌ی گازهای گلخانه‌ای

میزان انتشار گاز گلخانه‌ای CO_2 از منابع احتراقی از حاصل‌ضرب مقدار مصرف هریک از سوخت‌های مصرفی در ارزش حرارتی و ضریب انتشار آن سوخت براساس رابطه (۶) به‌دست می‌آید (راهنمای محاسبه و گزارش‌دهی میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای، وزارت نفت):

$$EM_{i,j} = Q_i * LHV_i * EF_{i,j} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، $EM_{i,j}$ میزان انتشار سالانه گاز گلخانه‌ای j حاصل از احتراق سوخت i، Q_i مقدار کل مصرف سالانه سوخت i، LHV_i ارزش حرارتی خالص سوخت i و $EF_{i,j}$ ضریب انتشار گاز گلخانه‌ای j برای سوخت است. میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای براساس تن اندازه‌گیری می‌شود. مقدار کل مصرف سالانه سوخت i برحسب استاندارد متر مکعب (Sm3) برای سوخت‌های گازی و لیتر برای سوخت‌های مایع است. ارزش حرارتی خالص سوخت i برحسب گیگا ژول به‌ازای هر استاندارد مترمکعب برای سوخت‌های گازی و گیگا ژول به‌ازای هر لیتر برای سوخت‌های مایع است. ضریب انتشار گاز گلخانه‌ای j برای سوخت i برحسب تن به ازای هر گیگاژول است.

مدل تجربی پژوهش

در این پژوهش، به‌منظور بررسی تأثیر انتشار آلودگی بر هزینه‌های سلامت خانوار دو مدل تصریح به‌صورت روابط (۲) و (۳) ارائه شده‌اند. در مدل اول (رابطه۲) تأثیر خطی انتشار گاز گلخانه‌ای سرانه کربن‌دی‌اکسید ($CO2PC_{it}$) بر سرانه هزینه سلامت ($RHEPC_{it}$) در استان‌های ایران برآورد و آزمون

می‌شود. در رابطه (۳)، تأثیر غیرخطی $CO2PC_{it}$ بر $RHEPC_{it}$ مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، حجم سرانه گاز گلخانه‌ای به دو جزء مثبت $CO2PC_{it}^{+}$ و منفی $CO2PC_{it}^{-}$ تجزیه می‌شود.

در این پژوهش GDP سرانه واقعی استان‌ها و توان دوم آن به‌عنوان متغیر کنترل وارد مدل می‌شوند. رشد اقتصادی می‌تواند اثر U معکوس بر مخارج سلامت داشته باشد. زمانی که یک کشور رشد می‌یابد، در ابتدا هزینه‌های بهداشتی خود را به‌دلیل تقاضا برای خدمات بهداشتی و درمانی و داشتن توانایی پرداخت برای مراقبت‌های با کیفیت بالاتر افزایش می‌دهد. بااین‌حال، پس از رسیدن به سطح معینی از توسعه اقتصادی، افزایش بیشتر در هزینه‌های بهداشتی ممکن است منجر به کاهش بازده از نظر پیامدهای سلامت شود. به عبارت دیگر، فراتر از یک نقطه خاص، هزینه‌های بهداشتی اضافی ممکن است به‌طور قابل‌توجهی نتایج سلامتی را بهبود نبخشد و حتی اگر پولی که برای سلامت هزینه می‌شود، سرمایه‌گذاری ناکارآمد تلقی شود، تأثیر رشد اقتصادی بر مخارج سلامت منفی شود که نشان‌دهنده وجود سطح بهینه هزینه‌های سلامت در رابطه با توسعه اقتصادی است (اوزیلماز و همکاران[1]، ۲۰۲۲؛ زیمرمان[2]، ۲۰۲۰). بنابراین، رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و هزینه‌های سلامت خطی نیست و یک نقطه بهینه وجود دارد که فراتر از آن افزایش بیشتر در تولید ممکن است لزوماً منجر به بهبود متناسب در هزینه‌های سلامت نشود. افزون‌بر این، براساس فرضیه کوزنتس محیط‌زیستی، در اوایل فرایند توسعه اقتصادی، رشد اقتصادی با افزایش میزان انتشار آلودگی همراه است که این امر تأثیر مستقیم بر سلامت افراد دارد، اما زمانی که سطح توسعه‌یافتگی کشورها از میزان مشخصی عبور کرد آن‌گاه به‌خاطر وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس و به‌کارگیری تکنولوژی‌های پاک، توسعه اقتصادی دیگر مانند مرحله اول آلاینده نخواهد بود و براین‌اساس، سهم اقتصاد سبز و دغدغه‌های محیط‌زیستی در رشد اقتصادی بیشتر شده و از هزینه سلامت کاسته خواهد شد. بنابراین انتظار می‌رود، ضرایب β و π در معادله‌های (۷) و (۸) به‌ترتیب مثبت و منفی باشند:

$$\mathrm{RHEPC_{it}} = \alpha_1 + \beta_1 \mathrm{RGDPPC_{it}} + \pi_1 \mathrm{RGDPPC_{it}^2} + \gamma_1 \mathrm{CO2PC_{it}} + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

$$\mathrm{RHEPC_{it}} = \alpha_1 + \beta_2 \mathrm{RGDPPC_{it}} + \pi_2 \mathrm{RGDPPC_{it}^2} + \gamma_{1p} \mathrm{CO2PC_{it}^{+}} + \gamma_{1n} \mathrm{CO2PC_{it}^{-}} + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور تخمین مدل‌های (۲) و (۳)، ابتدا وابستگی مقطعی[3] بین مقاطع پانل بررسی می‌شود. برای این منظور از چهار آزمون ضریب فزاینده لاگرانژ بروش- پاگان[4] (۱۹۸۰)، آزمون LM مقیاس شده با خطای

1. Ozyilmaz *et al.*
2. Zimmerman
3. Cross-sectional dependence
4. Breusch-Pagan LM test

تصحیح‌شده بالتاجی[1] (۲۰۱۲)، آزمون LM مقیاس‌شده پسران[2] (۲۰۰۴) و آزمون CD[3] پسران (۲۰۰۴) استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون‌ها، عدم وجود همبستگی همزمان مقطعی بین اعضای پانل و فرضیه مقابل وجود همبستگی مقطعی بین مقاطع پانل است. تمامی چهار آزمون برشمرده شده براساس ضریب همبستگی دوجانبه اعضای پانل استوار هستند.

پسران (۲۰۰۷) آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین را توسعه داد، به‌طوری‌که همبستگی مقطعی بین اعضای پانل در این آزمون مجاز شد. در این آزمون به‌منظور کنترل همبستگی مقطعی بین اعضای پانل، میانگین مقطعی اعضای پانل طی دوره زمانی پانل یعنی $\bar{y}_t = N^{-1}(\sum_{i=1}^{N} y_{it})$ به‌عنوان متغیر توضیحی وارد مدل (۳) می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون وجود ریشه واحد در فرایند تولید داده‌های تمامی اعضای پانل است، فرضیه مقابل این است که حداقل تعدادی از اعضای پانل مانا هستند.

اگر متغیرهای موجود در مدل در سطح پایا نباشند، ممکن است که ترکیبی خطی از این متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشد. با استفاده از تجزیه‌وتحلیل‌های هم‌انباشتگی، این روابط بلندمدت بررسی می‌شوند. وسترلاند[4] (۲۰۰۷) آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی را براساس مدل تصحیح خطای (۹) توسعه داد:

$$\Delta \ln y_{it} = \gamma_i' d_t + \rho_i \left(\ln y_{it-1} - \sum_{j=1}^{k} \tau_{ij} X_{ijt-1} \right) + \sum_{l=1}^{p_i} \vartheta_{il} \Delta \ln y_{it-l} + \sum_{r=-q_i}^{p_i} \sum_{j=1}^{k} \theta_{ir} \Delta X_{ijt-r} + \omega_{it} \quad (۹)$$

در معادله (۹) y_{it} و X_{it} به‌ترتیب متغیرهای وابسته و توضیحی هستند. p_i تعداد وقفه و پیشرو[5] متغیرهای توضیحی و وابسته در جمله تصحیح خطا است. K تعداد متغیر توضیحی و ρ_i ضریب تصحیح خطای مدل است و سرعت تعدیل را در مدل نشان می‌دهد که فرض می‌شود در بازه صفر و منفی یک باشد. وسترلاند چهار آماره P_α، P_t، G_α و G_t را برای آزمون فرضیه صفر عدم هم‌جمعی بین متغیرهای موجود توسعه داد. دو آماره G_α و Gt آماره‌های میان‌گروهی و دو آماره دیگر، آماره‌های درون‌گروهی هستند.

پسران و همکاران (۱۹۹۹) مدل سری زمانی ARDL را به داده‌های پانلی توسعه دادند که آن را مدل میانگین گروهی ترکیبی[6] یا PMG نامیدند که تصریح آن به‌صورت زیر است:

1. Bias-corrected scaled LM test Baltagi
2. Pesaran scaled LM test
3. Pesaran CD test
4. Westerlund
5. lag and lead
6. Pooled mean group

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j_1=1}^{l_1} \mu_{i,j1} \Delta y_{i,t-j_1} + \sum_{j_2=0}^{l_2} \pi_{i,j2} \Delta x_{i,t-j_2} + \rho_i y_{i,t-1} + \delta_i x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱۰)$$

در این روش، تعداد وقفه بهینه برای متغیرها با کمک یکی از آماره‌های شوارتز یا آکائیک تعیین می‌شود. این وقفه‌ها بین متغیرها متفاوت هستند اما بین مقاطع پانل یکسان فرض می‌شوند. یکی از مزیت‌های این روش آن است که ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مقاطع پانل متفاوت هستند؛ به عبارتی ناهمگنی ضرایب بین مقاطع پانل مجاز است.

تخمین‌زن ضرایب تصحیح خطا برای هر عضو پانل برابر است با:

$$\hat{\rho}_i = -\left(1 - \sum_{j_1=1}^{l_1} \mu_{i,j1}\right) \quad (۱۱)$$

تخمین‌زن ضریب بلندمدت متغیر x برای هر عضو پانل برابر است با:

$$\hat{\delta}_i = \frac{\sum_{j_2=0}^{l_2} \hat{\pi}_{i,j2}}{\hat{\rho}_i} \quad (۱۲)$$

ضریب بلندمدت متغیر x برای کل پانل برابر است با:

$$\bar{\delta}_i = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^{N} \hat{\delta}_i \quad (۱۳)$$

تصریح پانلی مدل ARDL غیرخطی به‌صورت رابطه ۹ است:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j_1=1}^{l_1} \mu_{i,j1} \Delta y_{i,t-j_1} + \sum_{j_2=0}^{l_2} \pi_{i,1j} \Delta x^{+}_{i,t-j_2} + \sum_{j_3=0}^{l_3} \pi_{i,2j} \Delta x^{-}_{i,t-j_3} + \rho_i y_{i,t-1} + \delta_{i,1} \Delta x^{+}_{i,t-1} + \delta_{i,2} x^{-}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱۴)$$

به‌منظور آزمون تأثیر نامتقارن متغیر توضیحی x بر متغیر وابسته y، می‌توان فرضیه برابری ضرایب شوک‌های مثبت و منفی یعنی $\delta_{i,1} = \delta_{i,2}$ را با کمک آماره والد آزمون نمود. اگر فرضیه صفر برابری دو ضریب رد شود، می‌توان گفت تغییرات متغیر توضیحی x تأثیر نامتقارن بر متغیر وابسته دارد.

معرفی داده‌ها

داده‌های مصرف انرژی استان‌های کشور به‌تفکیک گاز طبیعی، گاز مایع، نفت سفید، نفت گاز، بنزین و نفت کوره می‌باشد. آمار مقادیر گاز طبیعی برحسب مترمکعب و سایر منابع انرژی برحسب لیتر

می‌باشند. آمار مربوط به مصرف نهایی سوخت به‌تفکیک استان‌ها و نوع سوخت از ترازنامه انرژی و ترازنامه هیدروکربوری کشور جمع‌آوری شده‌اند. سپس میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای مورد نظر، حاصل از هر کدام از سوخت‌ها، با استفاده از رابطه (۶) محاسبه شده است. به‌منظور محاسبه متغیر هزینه سرانه سلامت، از داده‌های هزینه و درآمد خانوار استان‌ها که هرساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استفاده شده است. برای این منظور ابتدا داده‌های مخارج سلامت از اطلاعات هزینه و درآمد خانوار استخراج و سپس در ستون weight ضرب می‌شوند تا قابل تعمیم به کل باشند. در ادامه بر جمعیت هر استان تقسیم و به‌صورت سرانه ارائه شده‌اند. داده‌های GDP اسمی، جمعیت و شاخص قیمت استان‌ها از بانک داده‌های مرکز آمار ایران استخراج و با کمک آن‌ها، متغیر GDP واقعی سرانه استان‌های کشور محاسبه شده است.

نتایج پژوهش

۱. بررسی روند دو متغیر تولید کربن‌دی‌اکسید و هزینه سرانه سلامت در استان‌های ایران

ازآنجاکه دو داده حجم تولید کربن‌دی‌اکسید و هزینه سرانه سلامت در استان‌های ایران از محاسبات مطالعه حاضر است، قبل از تخمین مدل‌های تجربی پژوهش، ابتدا روند این دو متغیر طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۹ بررسی می‌شوند. برای این منظور متوسط سطح و نرخ رشد سالیانه دو متغیر در کل دوره و دو دهه ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ محاسبه و نتایج در جداول شماره (۱) و (۲) ارائه شده‌اند.

در جدول شماره (۱) پویایی حجم تولید کربن‌دی‌اکسید سرانه استان‌ها (تن) ارائه شده است. طبق ارقام این جدول، متوسط نرخ رشد سالیانه سرانه در هشت استان شامل آذربایجان شرقی، قم، تهران، سمنان، اصفهان، لرستان، آذربایجان غربی و چهارمحال و بختیاری منفی و برای سایر استان‌ها مثبت بوده است. همچنین در دهه ۱۳۹۰، نرخ رشد سالیانه سرانه تولید کربن‌دی‌اکسید تمامی استان‌ها مثبت بوده است. استان‌های سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد، ایلام، خوزستان و مرکزی در دهه ۱۳۸۰، استان‌های خراسان، کردستان، مرکزی، آذربایجان شرقی، هرمزگان، اصفهان، تهران، فارس، گیلان، خوزستان و بوشهر در دهه ۱۳۹۰ بیشترین متوسط نرخ رشد سالیانه را داشتند. نتایج محاسبه متوسط تولید سرانه کربن‌دی-اکسید طی کل دوره و دو دهه ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ نشان می‌دهد، استان‌های مرکزی، قزوین، یزد، هرمزگان، بوشهر و اصفهان بیشترین تولید سرانه کربن‌دی‌اکسید را در میان استان‌های کشور داشته‌اند. در مقابل استان‌های لرستان، ایلام، گلستان، چهارمحال و بختیاری و اردبیل کمترین میزان سرانه انتشار آلودگی را طی دوره مورد بررسی داشته‌اند.

جدول ۱. پویایی حجم تولید کربن‌دی‌اکسید سرانه استان‌ها (تن)

استان	متوسط نرخ رشد (درصد)			متوسط سطح تولید (تن به ازای هر نفر)		
	۱۳۸۹-۱۳۷۹	۱۳۹۰-۱۳۹۹	۱۳۷۹-۱۳۹۹	۱۳۸۹-۱۳۷۹	۱۳۹۰-۱۳۹۹	۱۳۹۹-۱۳۷۹
اردبیل	۲/۶۸۳	۸/۳۰۸	۵/۴۹۵	۲/۸۹۹	۴/۹۹۵	۳/۸۹۷
اصفهان	-۰/۳۸۳	۱۱/۲۰۴	۵/۴۱۲	۷/۹۴۸	۱۱/۲۶۷	۹/۵۲۹
ایلام	۴/۲۳۵	۴/۸۲۳	۴/۵۲۹	۲/۴۵۶	۳/۷۹۲	۳/۰۹۲
آذربایجان شرقی	-۳/۹۱۸	۱۰/۷۴۱	۳/۴۱۱	۴/۴۱۲	۶/۲۵۴	۵/۲۸۹
آذربایجان غربی	-۰/۳۱۷	۶/۷۹۹	۳/۲۴۱	۳/۸۶۷	۵/۰۷۰	۴/۴۴۰
بوشهر	۲/۰۵۱	۲۱/۵۱۱	۱۱/۷۸۱	۱۱/۰۹۲	۳۴/۷۹۰	۲۲/۳۷۷
تهران	-۲/۱۵۷	۱۱/۳۰۵	۴/۵۷۴	۳/۸۳۵	۵/۰۸۸	۴/۴۳۲
چهارمحال و بختیاری	-۰/۲۲۹	۹/۱۷۱	۴/۴۷۱	۲/۹۳۰	۳/۳۰۸	۳/۳۴۸
خراسان	۰/۹۰۲	۱۰/۱۵۰	۵/۵۲۶	۴/۳۰۱	۶/۲۶۷	۵/۲۳۷
خوزستان	۴/۸۷۶	۱۳/۳۹۴	۹/۱۳۵	۵/۶۰۴	۱۰/۵۱۳	۷/۹۴۲
زنجان	۳/۴۳۲	۹/۵۶۵	۶/۴۹۸	۳/۲۰۳	۵/۸۹۳	۴/۴۸۴
سمنان	-۱/۰۹۱	۷/۹۱۵	۳/۴۱۲	۶/۵۴۱	۹/۲۳۵	۷/۸۲۴
سیستان و بلوچستان	۳/۷۴۹	۰/۴۹۷	۲/۱۲۳	۳/۵۴۳	۴/۲۳۴	۳/۸۷۲
فارس	۱/۴۵۷	۱۱/۶۸۴	۶/۵۷۱	۴/۳۶۷	۶/۶۳۷	۵/۴۴۸
قزوین	۰/۹۱۲	۷/۱۲۶	۴/۰۱۹	۹/۵۹۸	۱۲/۴۸۴	۱۰/۹۷۲
قم	-۲/۵۹۴	۸/۳۴۵	۲/۸۷۵	۴/۹۴۶	۶/۱۴۹	۵/۵۱۹
کردستان	۱/۲۷۴	۱۰/۲۶۲	۵/۷۶۸	۳/۳۳۰	۵/۴۷۶	۴/۳۵۲
کرمان	۰/۸۱۹	۷/۲۱۷	۴/۰۱۸	۴/۶۰۷	۵/۸۰۸	۵/۱۷۹
کرمانشاه	۱/۹۲۸	۹/۹۰۱	۵/۹۱۵	۴/۱۰۴	۷/۴۲۱	۵/۶۸۳
کهگیلویه و بویراحمد	۳/۹۸۶	۶/۵۷۳	۵/۲۷۹	۱/۷۹۲	۲/۵۱۳	۲/۱۳۵
گلستان	۱/۸۵۰	۸/۶۵۷	۵/۲۵۳	۲/۴۶۱	۴/۰۲۸	۳/۲۰۷
گیلان	۱/۱۶۱	۱۲/۶۶۵	۶/۹۱۳	۳/۹۹۱	۶/۵۱۱	۵/۱۹۱
لرستان	-۰/۳۴۰	۵/۸۵۳	۲/۷۵۶	۲/۶۰۵	۳/۱۷۱	۲/۸۷۴
مازندران	۲/۱۳۴	۸/۱۸۱	۵/۱۵۷	۵/۲۸۶	۷/۴۱۹	۶/۳۰۲
مرکزی	۸/۹۷۷	۱۰/۷۲۲	۹/۸۴۹	۷/۹۸۷	۱۱/۹۱۲	۹/۸۵۶
هرمزگان	۳/۵۱۸	۱۰/۸۷۶	۷/۱۹۷	۷/۶۷۰	۱۴/۷۱۹	۱۱/۰۲۷
همدان	۰/۲۶۵	۸/۲۰۲	۴/۲۳۴	۴/۴۳۴	۵/۸۰۲	۵/۰۸۶
یزد	۳/۴۳۲	۸/۴۴۳	۵/۹۳۸	۷/۱۴۴	۱۳/۳۵۳	۱۰/۱۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۲) متوسط نرخ رشد سالیانه (به درصد) و متوسط ارزش (به میلیون ریال) مخارج سرانه سلامت استان‌ها برای کل دوره ۱۳۹۹-۱۳۷۹ و دو دهه ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ آورده شده‌اند. نتایج محاسبات نشان می‌دهد، متوسط نرخ رشد سالیانه مخارج سلامت شش استان شامل خراسان، بوشهر، آذربایجان غربی، هرمزگان، یزد و سمنان مثبت و سایر استان‌ها منفی بوده است. نتایج محاسبه نرخ رشد برای دو دهه ۱۳۸۰

و ۱۳۹۰ نشان می‌دهد، متوسط نرخ رشد سرانه مخارج سلامت هفت استان شامل کرمانشاه، کرمان، اردبیل، قزوین، همدان، فارس و خوزستان منفی و برای سایرین مثبت بوده است. در مقابل، در دهه ۱۳۹۰، به‌غیر از دو استان فارس و خوزستان، متوسط نرخ رشد سرانه مخارج سلامت سایر استان‌ها منفی بوده است.

نتایج محاسبه متوسط ارزش سرانه مخارج سلامت استان‌ها نشان می‌دهد استان‌های خراسان، اردبیل، خوزستان، قزوین و کرمان دارای بیشترین سرانه مخارج سلامت و در مقابل استان‌های سمنان، مازندران، گیلان، هرمزگان، قم و تهران کمترین مخارج سرانه را طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۹ داشته‌اند.

جدول ۲. پویایی مخارج سرانه سلامت استان‌ها

استان	متوسط نرخ رشد (درصد)			متوسط ارزش (میلیون ریال)		
	۱۳۸۹-۱۳۷۹	۱۳۹۹-۱۳۹۰	۱۳۹۹-۱۳۷۹	۱۳۸۹-۱۳۷۹	۱۳۹۹-۱۳۹۰	۱۳۹۹-۱۳۷۹
آذربایجان شرقی	۲/۳۶۸	-۶/۳۴۷	-۱/۹۹۰	۶۴۵	۵۶۳	۶۰۶
آذربایجان غربی	۷/۱۲۱	-۵/۵۵۵	۰/۷۸۳	۷۰۲	۵۶۸	۶۳۸
اردبیل	-۳/۴۲۵	-۱/۵۲۴	-۲/۴۷۴	۵۰۶	۳۵۵	۴۳۴
اصفهان	۲/۲۱۱	-۴/۲۴۴	-۱/۰۱۷	۶۱۸	۶۰۰	۶۰۹
ایلام	۷/۱۳۴	-۱۳/۲۵۴	-۳/۰۶۰	۶۷۵	۳۸۷	۵۳۸
بوشهر	۶/۶۶۵	-۵/۶۵۷	۰/۵۰۴	۶۵۳	۵۸۰	۶۱۸
تهران	۱/۵۳۱	-۱/۸۹۵	-۰/۱۸۲	۹۶۶	۸۷۸	۹۲۴
چهارمحال و بختیاری	۵/۷۹۷	-۶/۷۸۲	-۰/۴۹۲	۴۵۱	۵۳۶	۴۹۱
خراسان	۱/۰۰۹	-۰/۱۱۹	۰/۴۴۵	۴۳۱	۳۹۸	۴۱۵
خوزستان	-۱/۹۸۷	۱/۱۸۱	-۰/۴۰۳	۳۸۷	۵۰۶	۴۴۳
زنجان	۸/۰۵۲	-۸/۳۱۸	-۰/۱۳۳	۵۸۸	۴۹۲	۵۴۳
سمنان	۱۳/۷۲۲	-۸/۹۱۹	۲/۴۰۲	۶۴۰	۶۵۱	۶۴۵
سیستان و بلوچستان	۳/۸۷۴	-۴/۵۸۴	-۰/۳۵۵	۴۹۸	۵۱۴	۵۰۵
فارس	-۲/۷۹۳	-۰/۳۸۷	-۱/۲۰۸	۵۷۷	۴۴۳	۵۱۳
قزوین	-۳/۱۸۸	-۳/۳۰۱	-۳/۲۴۵	۵۱۶	۳۸۹	۴۵۵
قم	۱۲/۱۹۶	-۱۴/۱۴۹	-۱/۲۷۶	۹۷۶	۵۱۶	۷۵۷
کردستان	۰/۷۶۴	-۵/۲۶۹	-۲/۲۵۲	۵۱۰	۴۵۷	۴۸۵
کرمان	-۳/۸۴۷	-۴/۱۸۸	-۴/۰۱۸	۵۱۷	۴۱۱	۴۶۷
کرمانشاه	-۴/۳۹۴	-۱/۹۸۶	-۳/۱۹۰	۶۲۸	۴۳۹	۵۳۸
کهگیلویه و بویراحمد	۴/۷۴۱	-۹/۲۴۱	-۲/۲۵۰	۵۳۹	۴۵۴	۴۹۹
گلستان	۲/۰۸۴	-۴/۸۳۲	-۱/۳۷۴	۵۴۱	۴۲۸	۴۸۷
گیلان	۱/۱۸۱	-۶/۷۲۸	-۲/۷۷۴	۸۱۷	۵۸۳	۷۰۶
لرستان	۵/۶۲۲	-۸/۸۱۹	-۱/۵۹۸	۵۷۱	۴۵۵	۵۱۶
مازندران	۱/۴۵۹	-۱/۵۳۵	-۰/۰۳۸	۷۶۹	۶۲۲	۶۹۹
مرکزی	۱/۱۰۴	-۳/۵۶۸	-۱/۲۳۲	۵۲۳	۴۱۴	۴۷۱
هرمزگان	۶/۰۰۲	-۳/۶۱۴	۱/۱۹۴	۶۵۴	۷۶۷	۷۰۸
همدان	-۲/۹۰۶	-۶/۱۰۱	-۴/۵۰۴	۵۹۸	۶۲۷	۶۱۲
یزد	۷/۹۰۵	-۴/۳۸۹	۱/۷۵۸	۶۰۹	۵۴۵	۵۷۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۲. برآورد مدل و ارائه نتایج آن

قبل از برآورد مدل لازم است که وابستگی مقطعی آن مورد آزمون قرار گیرد. ارزش احتمال آماره‌های آزمون‌های وابستگی مقطعی در جدول شماره (۳) ارائه شده است. طبق جدول، مقدار عددی ارزش احتمال تمامی آماره‌ها برابر ۰/۰۰۰ است که نشان می‌دهد، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود همبستگی مقطعی در تمامی متغیرهای پژوهش رد می‌شود. بنابراین، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی نسل اول داده‌های پانلی که وجود همبستگی مقطعی را نادیده می‌گیرند، ممکن است نتایج همراه با تورش ارائه کنند. براین‌اساس، برای آزمون فرضیه صفر ریشه واحد، از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) و برای آزمون هم‌جمعی بین متغیرهای موجود در مدل‌های تجربی (۱) و (۲) از آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) که به‌عنوان آزمون‌های نسل دوم شناخته می‌شوند، استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) در جدول (۴) و نتایج آزمون هم‌جمعی در جدول (۵) ارائه شده‌اند.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های همبستگی مقطعی

آماره آزمون	$RHEPC_{it}$	$RGDPPC_{it}$	$CO2PC_{it}$	$CO2PC_{it}^{+}$	$CO2PC_{it}^{-}$
Breusch-Pagan LM	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Pesaran scaled LM	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Bias-corrected scaled LM	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Pesaran CD	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

یادداشت: مقادیر داخل جدول، ارزش احتمال آماره‌های آزمون‌ها هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول شماره (۴)، نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از دو آماره CIPS و Truncated CIPS برای مدل با عرض از مبدأ و روند زمانی برای دو حالت سطح و تفاضل مرتبه اول ارائه شده است. مقدار بحرانی دو آماره در سطح معنی‌داری ۵٪ برای حجم نمونه مورد استفاده در این پژوهش یعنی N=۲۸ و T=۲۱ برابر ۲/۶۷ است. همان‌طور که در بخش الف جدول شماره (۴) مشاهده می‌شود، تنها در یک مورد (متغیر) مقدار آماره CIPS از مقدار بحرانی کوچکتر است و در سایر موارد مقادیر هر دو آماره CIPS و Truncated CIPS بزرگتر از مقدار بحرانی می‌باشد. نتایج آزمون برای حالت تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان می‌دهد، مقادیر دو آماره در تمامی موارد کوچکتر از مقدار بحرانی (۲/۶۷-) هستند. براین‌اساس، فرضیه صفر ریشه واحد در حالت تفاضل مرتبه اول متغیرها رد می‌شود و می‌توان گفت تمامی آن‌ها جمعی از مرتبه اول I(1) می‌باشد.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	بخش الف: حالت سطح		بخش ب: حالت تفاضل مرتبه اول	
	CIPS	Truncated CIPS	CIPS	Truncated CIPS
$RGDPPC_{it}$	-۱/۴۰۷	-۱/۴۱۸	-۳/۵۸۱	-۳/۵۱۹
$RHEPC_{it}$	-۱/۸۳۰	-۱/۸۱۷	-۲/۶۸۱	-۲/۶۸۱
$CO2PC_{it}$	-۲/۰۸۴	-۲/۰۸۴	-۲/۷۳۷	-۲/۷۳۷
$CO2PC_{it}^{+}$	-۲/۶۹۰	-۲/۵۶۲	-۲/۷۶۵	-۲/۷۳۱
$CO2PC_{it}^{1}$	-۲/۴۱۶	-۲/۲۶۲	-۲/۷۰۸	-۲/۷۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول شماره (۵)، نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلاند (۲۰۰۷) برای دو مدل تجربی (۱) و (۲) به‌ترتیب در بخش‌های الف و ب ارائه شده‌اند. در این جدول مقادیر چهار آماره Gt، Ga، Pt و Pa به‌همراه ارزش احتمال معمولی و ارزش احتمال روبوست[1] که با روش بوتستراپینگ[2] و ۵۰۰ بار تکرار محاسبه شده‌اند، ارائه شده است. همان‌طور که در بخش الف مشاهده می‌شود، مقادیر ارزش احتمال هر چهار آماره کوچکتر از ۰/۰۵ است که نشان می‌دهد فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش در رابطه (۱) در سطح خطای آماری ۵ درصد رد می‌شود. همین نتایج در بخش دوم جدول (۴) مشاهده می‌شود؛ به‌طوری که مقادیر ارزش احتمال آماره‌ها در تمامی موارد کوچکتر از ۵ درصد هستند و براین‌اساس، فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش در مدل تجربی (۲) نیز در سطح خطای اماری ۵ درصد رد می‌شود. براساس نتایج مذکور می‌توان با کمک مدل ARDL پانلی خطی رابطه (۱) و مدل ARDL غیرخطی رابطه (۲) را تخمین زد و پویایی‌های کوتاه‌مدت بین متغیرهای پژوهش و روابط بلندمدت بین آن‌ها را استخراج نمود.

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلاند (۲۰۰۷)

بخش الف: نتایج برای مدل تجربی (۱)				
Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
Gt	-۳/۸۵۵	-۶/۹۹۲	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰
Ga	-۷/۶۸۴	۵/۱۶۴	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰
Pt	-۱۸/۴۹۴	-۵/۸۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Pa	-۷/۸۸۴	۲/۹۷۶	۰/۹۹۹	۰/۰۰۰
بخش ب: نتایج برای مدل تجربی (۲)				
Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
Gt	-۳/۶۴۷	-۶/۶۶۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۰
Ga	-۳/۳۳۶	۶/۶۴۴	۱/۰۰۰	۰/۰۳۰
Pt	-۱۸/۰۰۲	-۶/۱۲۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Pa	-۳/۳۸۶	۴/۱۳۲	۱/۰۰۰	۰/۰۱۰

یادداشت: ارزش احتمال روبوست آماره‌های آزمون با روش بوتستراپینگ و ۵۰۰ تکرار محاسبه شده‌اند.

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Robust P-value
2. Bootstrapping

نتایج تخمین مدل (۱) با کمک روش ARDL پانلی خطی در جدول شماره (۶) ارائه شده است. در بخش الف این جدول، ضرایب بلندمدت و در بخش دوم، ضرایب کوتاه‌مدت متغیرهای توضیحی آورده شده‌اند. به‌منظور انتخاب تعداد وقفه بهینه در مدل ARDL از آماره آکائیک استفاده شده است که براساس آن مدل $ARDL(1,1,1,1)$ به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.

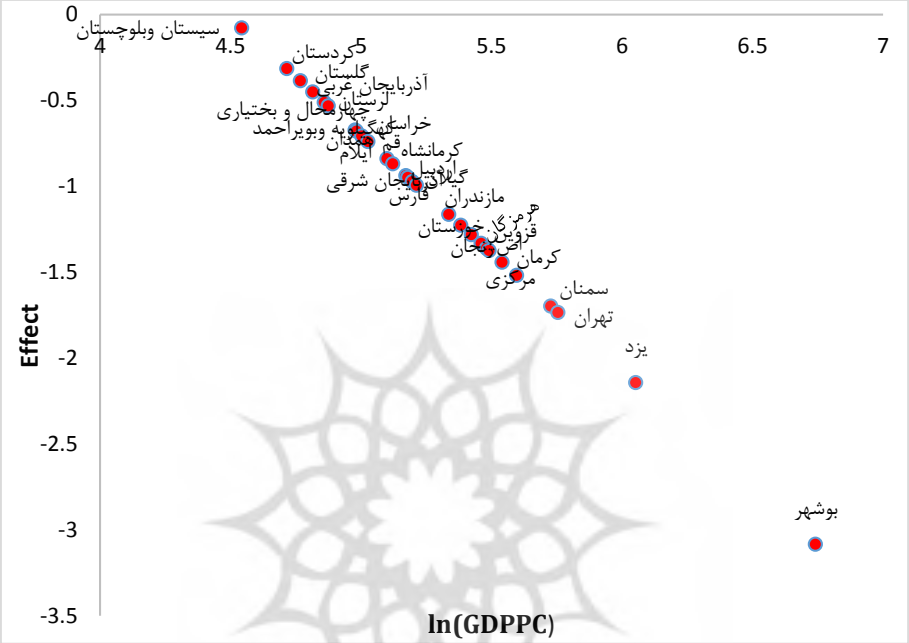
نتایج محاسبه ضرایب بلندمدت نشان می‌دهد، ضریب $CO2PC_{it}$ مثبت، برابر ۰/۳۲۶ و در سطح پنج درصد خطای آماری معنی‌دار است. براساس نتایج انتظار می‌رود، با فرض ثبات سایر عوامل، ده درصد رشد در سرانه تولید کربن‌دی‌اکسید در بلندمدت منجر به افزایش۳/۲۶ درصدی سرانه مخارج سلامت در استان‌های کشور در بلندمدت شود. نتایج این بخش نشان می‌دهد، در وهله اول استان‌های با انتشار CO_2 بالاتر ممکن است نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتری در مراقبت‌های بهداشتی داشته باشند تا به آثار بالقوه آلودگی هوا بر سلامتی رسیدگی کنند. سپس، تأیید رابطه مثبت بین انتشار CO_2 و هزینه‌های بهداشتی اهمیت اجرای سیاست‌های محیط‌زیستی مؤثر برای کاهش انتشار CO_2 را برجسته می‌کند. با پرداختن به آلودگی هوا، استان‌ها نه‌تنها می‌توانند سلامت عمومی را بهبود بخشند، بلکه هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی مرتبط با بیماری‌های تنفسی و قلبی عروقی را نیز کاهش می‌دهند.

ضرایب بلندمدت دو متغیر $RGDPPC_{it}$ و $RGDPPC_{it}^2$ به‌ترتیب برابر ۶/۱۳۳ و ۰/۶۸۴- و هر دو در سطح ۱ درصد خطای آماری معنی‌دار است. براین‌اساس فرضیه رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و هزینه‌های سلامت تأیید می‌شود. براساس نتایج پژوهش، مقدار آستانه‌ای سطح GDP سرانه سالانه برابر ۸۸ میلیون ریال است و توزیع GDP سرانه واقعی استان‌ها در سال ۱۳۹۹ نشان می‌دهد، درآمد سرانه واقعی تمامی استان‌ها از مقدار بحرانی بیشتر است و استان‌های کشور توانسته‌اند از این مقدار بحرانی عبور کنند. براین‌اساس، اثر مستقیم بلندمدت رشد اقتصادی بر هزینه‌های سرانه سلامت منفی خواهد بود؛ اگرچه ممکن است به‌دلیل انرژی‌بری ساختار تولید در اقتصاد ایران، اثر غیرمستقیم رشد اقتصادی بر مخارج سرانه سلامت به‌خاطر افزایش میزان آلودگی مثبت باشد. در نمودار (۳)، ضریب اثرگذاری درآمد سرانه (محور عمودی) روی مخارج سرانه سلامت در سال ۱۳۹۹ نمایش داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بیشترین تأثیر منفی رشد اقتصادی بر کنترل هزینه‌های سلامت مربوط به استان‌های بوشهر، یزد، تهران و سمنان و کمترین مربوط به استان‌های سیستان و بلوچستان، کردستان، گلستان و آذربایجان غربی است.

در بخش ب جدول (۶)، ضرایب کوتاه‌مدت متغیرهای توضیحی آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضریب جمله تصحیح خطا برابر ۰/۶۰۰- است که نشان می‌دهد شوک وارده به مخارج سرانه سلامت در هرسال به‌میزان ۶۰ درصد تعدیل می‌شود و براین‌اساس سرعت تعدیل مخارج سرانه سلامت در مسیر حرکت به‌سمت تعادل بلندمدت ملایم است. یکی از ویژگی‌های مدل ARDL پانلی آن است که ضرایب کوتاه‌مدت بین مقاطع پانل متفاوت هستند.

در نمودار شماره (۲)، ضریب تصحیح خطای مخارج سرانه سلامت به‌تفکیک استان‌ها به‌همراه فاصله اطمینان ۹۵ درصد نمایش داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تفاوت قابل توجهی از نظر سرعت تعدیل خطای مخارج سرانه سلامت بین استان‌ها وجود دارد. براساس نتایج حاصل، مخارج سرانه سلامت

استان‌های همدان، قزوین و کرمان بیشترین سرعت برگشت به‌سمت مسیر تعادلی را دارند و در مقابل، شوک وارده به مخارج سرانه سلامت استان‌های بوشهر، گلستان، اردبیل و زنجان بیشترین درجه ماندگاری را دارد.



نمودار ۲. ضریب اثرگذاری بلندمدت GDP سرانه واقعی روی مخارج سرانه سلامت

منبع: یافته‌های پژوهش

ضرایب متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد، تأثیر کوتاه‌مدت انتشار CO_2 بر مخارج سلامت برابر ۰/۲۰۴- و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. علامت منفی نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت افزایش آلودگی با کاهش مخارج سلامت همراه است. این یافته اگرچه با پیش‌بینی‌های تئوریک تطابق ندارد اما این واقعیت را نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت افزایش آلودگی ناشی از انتشار کربن‌دی‌اکسید تأثیر منفی خود را بر کارایی نیروی کار و سرمایه انسانی می‌گذارد (کیم و همکاران[1]، ۲۰۱۵؛ لیو و سسکین[2]، ۲۰۱۳) و تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. از این مجرا احتمالاً افزایش آلودگی با کاهش بهره‌وری، کاهش رشد اقتصادی، کاهش درآمد خانوارها و در نهایت کاهش هزینه‌های سلامت همراه است. بااین‌وجود در بلندمدت، آلودگی

1. Kim *et al.*
2. Lave & Seskin

اثرات جبران‌ناپذیری بر سلامت جسمی و روحی افراد گذاشته که آن‌ها را به انجام هزینه‌های مستقیم مجبور می‌سازد و ازاین‌رو تأثیر مثبت بر افزایش مخارج سرانه سلامت دارد. افزون‌بر این، پایین بودن سطح درآمد که در استان‌های مختلف متفاوت است می‌تواند علت منفی‌بودن اثر انتشار آلودگی بر مخارج سلامت در کوتاه‌مدت باشد. در واقع اثر جمعی درآمد و آلودگی بر مخارج سلامت می‌تواند دلیل دیگری در توجیه نتیجه به‌دست آمده از برآورد مدل تحقیق باشد.

ضرایب GDP سرانه و توان دوم به‌ترتیب برابر ۱۴/۳۷۵ و ۱/۵۴۷- است و هر دو در سطح ۱ درصد خطای آماری معنی‌دار هستند. براین‌اساس، فرضیه U معکوس در مورد رابطه بین مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت نیز تأیید می‌شود.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل (۱) با روش ARDL پانلی

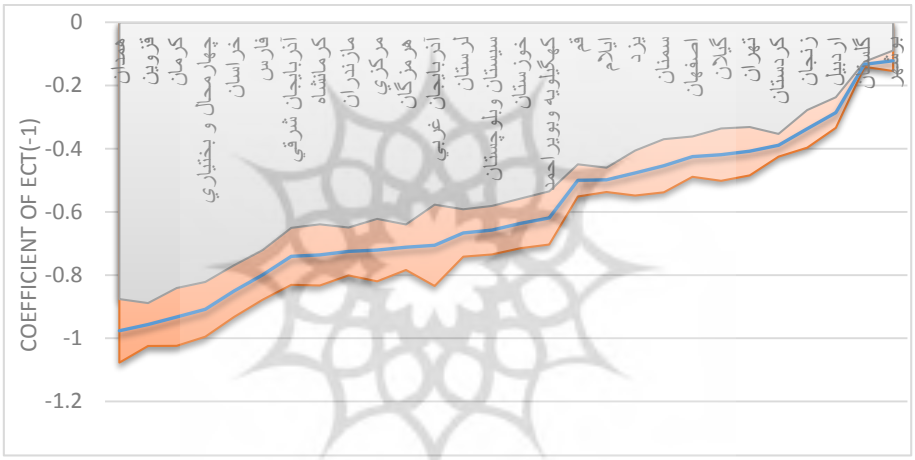
بخش الف: ضرایب بلندمدت			
Variable	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
$CO2PC_{it}$	۰/۳۲۶	۴/۰۶۴	۰/۰۰۰
$RGDPPC_{it}$	۶/۱۳۳	۲/۸۷۷	۰/۰۰۴
$RGDPPC_{it}^2$	-۰/۶۸۴	-۳/۱۷۰	۰/۰۰۲
بخش ب: ضرایب کوتاه‌مدت			
ECT(-1)	-۰/۶۰۰	-۱۳/۴۸۳	۰/۰۰۰
$d(CO2PC_{it})$	-۰/۲۰۴	-۲/۰۰۸	۰/۰۴۵
$d(RGDPPC_{it})$	۱۴/۳۷۵	۲/۷۶۱	۰/۰۰۶
$d(RGDPPC_{it}^2)$	-۱/۵۴۷	-۲/۷۳۴	۰/۰۰۷
Constant	-۵/۸۱۲	-۱۳/۰۷۴	۰/۰۰۰

یادداشت: مدل ARDL(1, 1, 1, 1) به عنوان مدل بهینه با کمک آماره AIC انتخاب شد.

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول شماره (۷)، نتایج تخمین مدل (۲) با روش ARDL غیرخطی پانلی ارائه شده است. در این مدل تأثیر CO2PC بر مخارج سرانه سلامت، غیرخطی فرض شده و با کمک دو متغیر $CO2PC_{it}^+$ و

$CO2PC_{it}^{-}$ اندازه‌گیری شده است. نتایج تخمین ضرایب بلندمدت در بخش الف ارائه شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، ضرایب دو متغیر $CO2PC_{it}^{+}$ و $CO2PC_{it}^{-}$ مثبت، به‌ترتیب برابر ۱/۰۸۶ و ۲/۱۴۰ و در سطوح آماری یک درصد معنی‌دار هستند. براساس نتایج، انتظار می‌رود، یک واحد افزایش در CO2 سرانه منجر به افزایش ۱/۰۸۶ واحدی در سرانه مخارج سلامت شود؛ درحالی‌که یک واحد کاهش در CO2 سرانه منجر به کاهش ۲/۱۴۰ واحدی در سرانه مخارج سلامت خواهد شد. هم‌چنین، میزان اثرگذاری تغییرات منفی در انتشار CO2 بیشتر از تغییرات مثبت است. برای آزمون معنی‌داری آماری تفاوت ضرایب $CO2PC_{it}^{+}$ و $CO2PC_{it}^{-}$ از آماره والد استفاده شده که نتایج آن در جدول شماره ۸ ارائه شده است. طبق نتایج، مقدار عددی آماره والد برابر ۱۹۳/۷۱۰ است که در سطح خطای آماری یک درصد معنی‌دار است. براین‌اساس، فرضیه تأثیر نامتقارن انتشار CO_2 سرانه بر مخارج سرانه سلامت بین استان‌های ایران تأیید می‌شود.



نمودار ۳. ضریب جمله تصحیح خطا در مدل تجربی (۱) به‌تفکیک استان

منبع: یافته‌های پژوهش

ضرایب $RGDPPC_{it}$ و توان دوم آن به‌ترتیب مثبت و منفی و هر دو در سطح خطای یک درصد معنی‌دار است و براین‌اساس فرضیه رابطه غیرخطی U معکوس بین سطح درآمد سرانه و مخارج سرانه سلامت مجدداً تأیید می‌شود.

مقدار ضریب جمله تصحیح خطا ECI(-1) برابر ۰/۶۸۵- است که در سطح خطای آماری یک درصد معنی‌دار است. نتایج فوق نشان می‌دهد، سرعت تعدیل متغیر سرانه مخارج سلامت در مدل ARDL غیرخطی بزرگتر از مدل ARDL خطی است به‌طوری که انتظار می‌رود ۶۸/۵ درصد شوک‌های وارد شده به این متغیر در همان دوره تعدیل می‌شود و این متغیر با سرعت متوسط به مسیر تعادلی بلندمدت خود میل می‌کند. سایر نتایج نشان می‌دهد، متغیرهای توضیحی نمی‌توانند پویایی‌های کوتاه‌مدت مخارج سلامت در رسیدن به مسیر تعادلی بلندمدت را توضیح دهند.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل (۲) با روش ARDL غیرخطی پانلی

بخش الف: ضرایب بلندمدت			
متغیر	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
$CO2PC_{it}^{+}$	۱/۰۸۶	۹/۴۴۱	۰/۰۰۰
$CO2PC_{it}^{-}$	۲/۱۴۰	۱۶/۰۶۳	۰/۰۰۰
$RGDPPC_{it}$	۱۸/۱۴۴	۶/۹۲۷	۰/۰۰۰
$RGDPPC_{it}^{2}$	-۱/۸۸۸	-۷/۰۴۹	۰/۰۰۰
بخش ب: ضرایب کوتاه مدت			
متغیر	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
ECT(-1)	-۰/۶۸۵	-۶/۷۲۰	۰/۰۰۰
D(LRHEPC(-1))	۰/۰۳۸	۰/۵۸۲	۰/۵۶۱
$d(CO2PC_{it}^{+})$	-۰/۱۷۰	-۰/۶۳۰	۰/۵۲۹
$d(CO2PC_{it}^{+}(-1))$	-۰/۰۱۲	-۰/۰۶۷	۰/۹۴۷
$d(CO2PC_{it}^{-})$	-۱/۰۷۷	-۰/۶۲۳	۰/۵۳۴
$d(CO2PC_{it}^{-}(-1))$	۰/۲۴۲	۰/۲۷۱	۰/۷۸۶
$d(RGDPPC_{it})$	۷/۹۴۰	۰/۷۷۴	۰/۴۴۰
$d(RGDPPC_{it}(-1))$	۱۶/۹۹۷	۱/۲۰۲	۰/۲۳۰
$d(RGDPPC_{it}^{2})$	-۰/۹۵۹	-۰/۸۸۰	۰/۳۸۰
$d(RGDPPC_{it}^{2}(-1))$	-۱/۸۰۴	-۱/۲۳۰	۰/۲۲۰
Constant	-۲۶/۲۱۵	-۶/۷۳۹	۰/۰۰۰

یادداشت: مدل ARDL(2,2,2,2,2) به‌عنوان مدل بهینه با کمک آماره AIC انتخاب شد.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۸: نتایج آماره والد برای آزمون عدم تقارن ضرایب $CO2PC_{it}^{+}$ و $CO2PC_{it}^{-}$

آماره آزمون	ارزش آماره	درجه آزادی	ارزش احتمال
آماره F	۱۹۳/۷۱۰	(۲۴۸،۲)	۰/۰۰۰
آماره چی- دو	۳۸۷/۴۲۱	۲	۰/۰۰۰
Null Hypothesis: C(1)=C(2)=0			
		مقدار ضریب	انحراف معیار
ضریب $CO2PC_{it}^{+}$ (C(1))		۱/۰۸۶	۰/۱۱۵
ضریب $CO2PC_{it}^{-}$ (C(2))		۲/۱۴۰	۰/۱۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، رابطه بین انتشار گاز گلخانه‌ای کربن‌دی‌اکسید، تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و هزینه‌های بهداشتی بررسی شده است. تجزیه‌وتحلیل نشان می‌دهد که تأثیر انتشار گاز گلخانه‌ای بر هزینه‌های بهداشتی نامتقارن و غیرخطی است؛ یعنی ضریب اثرگذاری افزایش گازهای گلخانه‌ای بر هزینه‌های سلامت با ضریب اثرگذاری کاهش انتشار آن در بلندمدت متفاوت است. این نتایج با نتایج مطالعه

زیشانو همکاران[1] (۲۰۲۱) هم‌سو است. براساس یافته‌های پژوهش انتظار می‌رود یک واحد افزایش در CO_2 سرانه منجر به افزایش ۱/۰۸۶ واحدی در سرانه مخارج سلامت شود، درحالی‌که یک واحد کاهش در CO_2 سرانه منجر به کاهش ۲/۱۴ واحدی در سرانه مخارج سلامت خواهد شد. مقدار ضریب جمله تصحیح خطا ECI(-1) برابر ۰/۶۸۵- است که در سطح خطای آماری یک درصد معنی‌دار است. نتایج فوق نشان می‌دهد، ۶۸/۵ درصد شوک‌های وارد شده به سرانه مخارج سلامت در همان دوره تعدیل می‌شود و این متغیر با سرعت به نسبت معتدل به‌سمت مسیر تعادلی بلندمدت خود حرکت می‌کند. این یافته‌ها بر فوریت کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای برای محدود کردن اثرات مضر بالقوه بر سلامت عمومی و هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی تأکید می‌کند. افزون‌بر این، نتایج پژوهش نشان داد که تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی بر هزینه‌های سلامت غیرخطی و در بلندمدت از نظر آماری معنی‌دار است. این نشان می‌دهد با افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی یک استان، هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی نیز افزایش می‌یابدف اما اگر سطح توسعه یافتگی استان‌ها از یک مقدار آستانه‌ای فراتر رود، آن‌گاه تداوم رشد اقتصادی با کاهش هزینه‌های سلامت همراه خواهد بود. نتایج این بخش با مطالعات (محمود و همکاران[2]، ۲۰۲۲؛ زیمرمان، ۲۰۲۰؛ حسن نتاج و علمی، ۱۴۰۱) هم‌سو می‌باشد. این رابطه اهمیت توسعه اقتصادی و رفاه را در ارتقاء دسترسی بهتر به مراقبت‌های بهداشتی و زیرساخت‌ها نشان می‌دهد.

برخی از توصیه‌های سیاستی براساس یافته‌های پژوهش به‌شرح ذیل است:

(الف) با توجه به رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار متغیر انتشار دی‌اکسیدکربن بر متغیر هزینه سلامت در استان‌های ایران، توصیه می‌شود سرمایه‌گذاری برای حفاظت از محیط‌زیست و بهبود فناوری تولید، استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر برای کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی مورد توجه مدیران و دست‌اندرکاران قرار گیرد.

(ب) با توجه به شواهد افزایش هزینه‌های بهداشتی به‌دلیل تخریب محیط‌زیست ناشی از انتشار CO_2، نیاز به مقررات محیط‌زیستی سخت‌گیرانه و افزایش هزینه‌های بهداشتی برای رسیدگی به پیامدهای بهداشتی انتشار کربن وجود دارد.

(ج) یافته‌ها بر نیاز به حفاظت و بهبود وضعیت سلامت با تدوین سیاست‌های محیط‌زیستی مؤثر تأکید می‌کند. این امر به سیاست‌های یکپارچه بهداشت عمومی و حفاظت از محیط‌زیست برای کاهش اثرات نامطلوب انتشار CO_2 بر سلامت دارد.

پیشنهاد تحقیق

پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده به آزمون و بررسی اثر احتمالی جمعی درآمد و آلودگی هوا بر مخارج سلامت به‌عنوان عاملی بر منفی‌شدن اثر آلودگی بر مخارج سلامت در کوتاه‌مدت پرداخته شود.

1. Zeeshan *et al.*
2. Mehmood *et al.*

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

بهبودی، داوود؛ باستان، فرانک و فشاری، مجید. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۵(۱۵)، صفحه ۹۶-۸۱.

تحویلیان، ر ضا؛ سهیلی، امیر و سهیلی، کیومرث. (۱۳۹۵). برر سی تأثیر آلودگی هوا بر هزینه‌های بهداشتی و دارویی در ایران. *دومین کنفرانس بین‌المللی در مدیریت*، حسابداری و اقتصاد.

حسن نتاج، معین. و علمی، زهرامیلا. (۱۴۰۱). آلودگی زیست‌محیطی و اثر غیرخطی تولید سرانه بر هزینه‌های سلامت: مطالعه پویا برای کشورهای صادرکننده نفت. *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۷(۲)، ۱۵۲-۱۲۵.

سرلک، احمد. (۱۳۹۴). تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی استان‌های ایران. *مدیریت بهداشت و درمان*، ۶(۱)، ۱۷-۷.

سلاطین، پروانه و تاجیک، سعید. (۱۳۹۶). تأثیر آلودگی آب بر اقت صاد سلامت: رهیافت داده‌های پانل. *فصلنامه انسان و محیط‌زیست*، ۱۵(۳)، ۵۷-۴۷.

شیرالی‌پور، نگار و میرزایی‌نژاد، محمدر ضا. (۱۳۹۷). مطالعه تطبیقی اثر مخارج بهدا شتی و آلودگی هوا بر ر شد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه. *مجله سلامت و محیط‌زیست*، *فصلنامه علمی پژوهشی انجمن علمی بهداشت محیط ایران*، ۱۱(۴)، ۵۱۴-۵۰۵.

طهرانچیان، امیرمن صور؛ عزیز ثالث، ساعده و مرادی، ملیحه. (۱۳۹۵). اثرات متقابل سرمایه سلامت و آموزش: شواهد تجربی جدید از ایران. *مجله دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی*، ۱۴(۲)، ۱۶-۱.

طیبی، منیژه و داودی، آزاده. (۱۳۹۴). بررسی اقتصادی حساب‌های ملی سلامت در ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۱. *مجله اقتصادی*، ۱۵(۵ و ۶)، ۶۴-۴۱.

محمدزاده، یو سف؛ قهرمانی، هادی و نظریان، علمناز. (۱۳۹۴). محیط‌زی ست، سلامت و هزینه‌های بخش سلامت. *مدیریت اطلاعات سلامت*، ۱۲(۴)، ۵۰۵-۴۹۵.

مهرآرا، محسن؛ شرزه‌ای، غلامعلی و محقق، محسن. (۱۳۹۰). بررسی رابطه کیفیت محیط‌زیست و هزینه‌های بخش سلامت در کشورهای در حال توسعه. *نشریه مدیریت سلامت*، ۱۴(۴۶) ، ۸۹-۷۹.

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

میلانی، مهنوش؛ محمدی، تیمور و تو سلی، سلاله. (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر مخارج سلامت با تأکید بر سالمندی جمعیت: یک مطالعه‌ی پانل بین کشوری. *فصلنامه پژوهشنامه‌ی اقتصادی*، ۱۷(۶۵)، ۵۰-۲۵.

References

Apergis, N; Bhattacharya, M; & Hadhri, W. (2020). Health Care Expenditure and Environmental Pollution: A Cross-Country Comparison Across Different Income Groups. *Environmental Science and Pollution Research*, *27*(8), 8142-8156.

Apergis, N; Gupta, R; Lau, C. K. M; & Mukherjee, Z. (2018). US State-Level Carbon Dioxide Emissions: Does It Affect Health Care Expenditure?. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *91*(August), 521-530.

Atilgan, E; Kilic, D; & Ertugrul, H. M. (2017). The Dynamic Relationship Between Health Expenditure and Economic Growth: Is the Health-Led Growth Hypothesis Valid for Turkey?. *The European Journal of Health Economics*, *18*(5), 567-574.

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.

Beatty, T. K; & Shimshack, J. P. (2014). Air Pollution and Children's Respiratory Health: A Cohort Analysis. *Journal of Environmental Economics and Management, 67*(1), 39-57.

Chaabouni, S; & Abednnadher, C. (2014). The Determinants of Health Expenditures in Tunisia: An ARDL Bounds Testing Approach. International Journal of Information Systems in the Service Sector (IJISSS), 6(4), 60-72.

Chaabouni, S; Zghidi, N; & Mbarek, M. B. (2016). On the Causal Dynamics Between CO2 Emissions, *Health Expenditures and Economic Growth. Sustainable Cities and Society*, *22*(April),184-191.

Chen, F; & Chen, Z. (2021). Cost of Economic Growth: Air Pollution and Health Expenditure. *Science of the Total Environment, 755*(February), 142543.

Erçelik, G. (2018). The Relationship Between Health Expenditure and Economic Growth in Turkey from 1980 to 2015. *Journal of Politics Economy and Management, 1*(1), 1-8.

Field, B. C; & Field, M. K. (2017). *Environmental Economics: An Introduction*. McGraw-Hill.

Gerdtham, U. G; & Löthgren, M. (2002). New panel results on cointegration of international health expenditure and GDP". *Applied Economics, 34*(13), 1679-1686.

Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy, 80*(2), 223–255.

IPCC. (2007). *Climate Change 2007: Synthesis Report*. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Core Writing Team, Pachauri, R.K and Reisinger, A. (eds.)]. IPCC, Geneva, Switzerland, 104 pp.

Khoshnevis Yazdi, S; Tahmasebi, Z; & Mastorakis, N. (2014). Public Healthcare Expenditure and Environmental Quality in Iran. *Recent Advances in Applied Economics, 1*(October),126-134.

Kleiman, E. (1974). The Determinants of National Outlay on Health. *In the Economics of Health and Medical Care: Proceedings of a Conference Held by the International Economic Association at Tokyo,* 66-88, London: Palgrave Macmillan UK.

Mehmood, U; Agyekum, E. B; Kamel, S; Shahinzadeh, H; & Moshayedi, A. J. (2022). Exploring the Roles of Renewable Energy, Education Spending, and CO2 Emissions towards Health Spending in South Asian Countries. *Sustainability*, *14*(6), 3549, 1-10.

Moosa, N; Ramiah, V; & Pereira, V. (2020). A plausible explanation for the negative correlation between environmental degradation and healthcare expenditure. *Applied economics letters*, *28*(16), 1377-1381.

Mujtaba, G; & Ashfaq, S. (2022). The Impact of Environment Degrading Factors and Remittances on Health Expenditure: An Asymmetric ARDL and Dynamic Simulated ARDL Approach. Environmental Science and Pollution Research, *29*(6), 8560-8576.

Murthy, V. N; & Okunade, A. A. (2016). Determinants of US Health Expenditure: Evidence from Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach to Cointegration. *Economic Modelling*, *59*(C), 67-73.

Newhouse, J. P. (1977). Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey. *The Journal of Human Resources*, *12*(1), 115-125.

Ozyilmaz, A; Bayraktar, Y; Isik, E; Toprak, M; Er, M. B; Besel, F; Aydin, S; Olgun, M. F: & Collins, S. (2022). The Relationship Between Health Expenditures and Economic Growth in EU countries: Empirical Evidence Using Panel Fourier Toda–Yamamoto Causality Test and Regression Models. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 19*(22), 1-17.

Ostro, B. D; & Rothschild, S. (1989). Air Pollution and Acute Respiratory Morbidity: An Observational Study of Multiple Pollutants. *Environmental Research*, *50*(2), 238-247.

Raghupathi, V; & Raghupathi, W. (2020). Healthcare Expenditure and Economic Performance: Insights from the United States Data. *Frontiers in Public Health, 8*(May),156.

Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *IZA Discussion Paper,* 1240.

Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in The Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of applied econometrics, 22*(2): 265-312.

Pesaran, M. H; Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, *94*(446), 621-634.

Rohlf, A; Holub, F; Koch, N; & Ritter, N. (2020). The Effect of Clean Air on Pharmaceutical Expenditures. *Economics Letters, 192*(July),109221.

Sasana, H; Kusuma, P; & Setyaningsih, Y. (2019). The Impact of CO2 Gas Emissions on Government Expenditure of Health Sector in Indonesia. *E3S Web of Conferences 125*, 04004.

Scheffler, R. M. (2016). *Healthcare Spending and Economic Growth in Global Health Economics and Public Policy*. World scientific series.

Schwartz, J; & Dockery, D. W. (1992). Increased Mortality in Philadelphia Associated with Daily Air Pollution Concentrations. *American Review of Respiratory Disease, 145*(3), 600-604.

Ullah, I; Ali, S; Shah, M. H; Yasim, F; Rehman, A; & Al-Ghazali, B. M. (2019). Linkages between Trade, CO2 Emissions and Healthcare Spending in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *16*(21), 4298-4313.

Weil, D. (2005). Accounting for the Effect of Health on Economic Growth. *National Bureau of Economic Research*. NBER Working Papers 11455.

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69*(July), 709-748.

World Health Organization. (2016). *WHO Releases Country Estimates on Air Pollution Exposure and Health Impact*. Available online: https://www.who. int/news/item/27-09-2016-who-releases-country-estimates -on-air-pollution-exposure-and-health-impact

Yadav, M; Aneja, R; & Ahmed, W. (2023). Do Clean Energy Transition, Environment Degradation, and Energy Efficiency Influence Health Expenditure: Empirical Evidence from Emerging Countries. *Journal of Cleaner Production*, 428(November),139355.

Zaidi, S; & Saidi, K. (2018). Environmental Pollution, Health Expenditure and Economic Growth in the Sub-Saharan Africa Countries: Panel ARDL Approach. *Sustainable Cities and Society*, *41*(August), 833–840.

Zeeshan, M; Han, J; Rehman, A; Ullah, I; & Afridi, F. A. (2021) Exploring Asymmetric Nexus Between CO2 Emissions, Environmental Pollution, and Household Health Expenditure in China. *Risk Management and Healthcare Policy*, *14*(February), 527-539, DOI: 10.2147/RMHP. S281729.

Zerihun, M. F; Cunado, J; & Gupta, R. (2017). Are Health Care Expenditures and Personal Disposable Income Characterised by Asymmetric Behaviour? Evidence from US state-level data. *Social Indicators Research, 131*(February), 527-542.

Zimmerman, F. J. (2020). Less Health Care, More Health: The Inverse U of Medical Spending and Health in the United States. *American Journal of Public Health, 110*(12), 1755-1757.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی