Received: 28 / Feb / 2023, Modified: 24 / May / 2023, Accepted: 5 / Sep / 2023

Analyzing the Asymmetric Impact of Air Pollution on Per Capita Health Expenditure in Iran [1]

Mohamadian Mansour S[2]

Abstract

Introduction: Air pollution from different channels leads to weakening of health and increasing demand for health care, and as a result, increasing per capita health expenditure. On the other hand, it is possible that the impact of air pollution on health costs is asymmetric; In this sense, the effectiveness of health costs from increasing and decreasing the air pollution is not the same. Based on this, the main purpose of this study is to experimentally estimate the asymmetric effect of air pollution index on per capita health expenditure in Iran.

Methods: The present descriptive-analytical and applied study using the time series data during the period of 1989-2020, investigated the short-term and long-term effects of positive and negative air pollution shocks, per capita income, dependency burden, and urbanization on per capita health expenditure. The data used were also collected from the Central bank of Islamic Republic of Iran database and World Development Indicators belonging to the World Bank. Also, the model was estimated in the form of a regression model using the Non-linear Auto-Regressive Distributed Lags (NARDL) method in Eviews 12.0 software.

Results: The results show that in the short and long term, the effect of positive air pollution index shocks on the increase of health expenditure per capita is greater than the effect of its negative shocks on the decrease of health expenditure per capita (confirmation of asymmetric effect). With a one percent increase in CO_2 emissions, in the long and short term, per capita health expenditure will increase by about 0.18 and 0.04 percent, respectively. On the other hand, with a one percent reduction in CO_2 emissions, in the long and short term, per capita health expenditure will decrease by 0.06 and 0.01 percent, respectively.

Conclusion: Considering that the effect of increasing shocks of air pollution on health costs is much greater than the effect of decreasing shocks, adopting policies and strategies to prevent the increase of air pollution emissions in the current period can help reduce future additional per capita costs in the health sector.

Keywords: Per Capita Health Expenditure, Air Pollution, Asymmetric Effect, Non-linear Auto-Regressive Distributed Lags (NARDL), Iran.

1- **Cite this article:** Mohamadian Mansour, Sahebe (1402). Analyzing the Asymmetric Impact of Air Pollution on Per Capita Health Expenditure in Iran. Health Management, 14(49): 65-77. DOI: 10.30495/JHM.2023.72231.11111

2- Assistants Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Sahebemansour@pnu.ac.ir

● وصول مقاله: ۱۴۰۱/۱۲/۹
● اصلاح نهایی: ۱۴۰۲/۳/۳
● پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۶/۱۴

تحلیل اثرگذاری نامتقارن آلودگی هوا بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در ایران[۱]

صاحبه محمدیان‌منصور[۲]

چکیده

مقدمه: آلودگی هوا از مجاری مختلف منجر به تضعیف وضعیف سلامت افزایش تقاضا برای مراقبت سلامت و درنتیجه افزایش سرانه هزینه‌های بهداشتی می‌شود. از طرفی، ممکن است که اثرگذاری آلودگی هوا بر هزینه‌های بهداشتی نامتقارن باشد؛ به این معنا که اثرپذیری هزینه‌های بهداشتی از افزایش و کاهش آلودگی هوا، یکسان نیست. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه برآورد تجربی اثر نامتقارن شاخص آلودگی هوا بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در ایران می‌باشد.

روش پژوهش: مطالعه توصیفی – تحلیلی و کاربردی حاضر با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سال‌های ۱۳۹۹–۱۳۶۸ به بررسی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی آلودگی هوا، درآمد سرانه، بار تکفل و شهرنشینی بر سرانه هزینه‌های بهداشتی پرداخت. داده‌های مورد استفاده نیز از پایگاه داده‌ای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و شاخص‌های توسعه جهانی متعلق به بانک جهانی گردآوری شد. همچنین، برآورد مدل در قالب یک مدل رگرسیونی و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) و در نرم‌افزار Eviews12.0 صورت گرفت.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر شوک‌های مثبت شاخص آلودگی هوا بر افزایش سرانه هزینه‌های بهداشتی، بیشتر از اثر شوک‌های منفی آن بر کاهش سرانه هزینه‌های بهداشتی است (تأیید اثرگذاری نامتقارن). با افزایش یک‌درصدی در میزان انتشار گاز CO_2، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، به‌ترتیب سرانه هزینه‌های بهداشتی حدود ۰/۱۸ و ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد. در مقابل، با کاهش یک‌درصدی در میزان انتشار گاز CO_2، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، به‌ترتیب سرانه هزینه‌های بهداشتی حدود ۰/۰۶ و ۰/۰۱ درصد کاهش می‌یابد.

نتیجه‌گیری: با توجه به این‌که اثر شوک‌های افزایشی آلودگی هوا بر هزینه‌های بهداشتی به مراتب بزرگ‌تر از اثر شوک‌های کاهشی آن است، اتخاذ سیاست‌ها و راه‌کارهایی که به جلوگیری از افزایش انتشار آلودگی هوا در دوره کنونی (حال) بیانجامد، می‌تواند به کاهش هزینه‌های سرانه اضافی آتی در بخش بهداشت کمک کند.

کلید واژه‌ها: سرانه هزینه‌های بهداشتی، آلودگی هوا، اثرگذاری نامتقارن، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، ایران.

۱– استناد به این مقاله: محمدیان‌منصور، صاحبه (۱۴۰۲). تحلیل اثرگذاری نامتقارن آلودگی هوا بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در ایران. مدیریت بهداشت و درمان، ۱۴(۴۹): ۶۵– ۷۷. DOI: 10.30495/JHM.2023.72231.11111

۲– استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: Sahebemansour@pnu.ac.ir

مقدمه

روند صعودی هزینه‌های نظام سلامت باعث شده است که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش سلامت در کشورهای مختلف به بررسی و تعیین میزان و نوع اثرگذاری عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت بپردازند[۱]. آلودگی هوا یکی از عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت می‌باشد؛ که طی سال‌های گذشته به خطر جدی برای سلامت بشر تبدیل شده است. آلودگی هوا از یک سو با تضعیف سلامت افراد جامعه، منجر به کاهش کیفیت زندگی می‌شود و از سوی دیگر، هزینه‌های سلامت را در جامعه افزایش می‌دهد[۲].

دو برآورد پراستناد و مرتباً به‌روزشده برای تعداد مرگ‌ومیر ناشی از آلودگی هوا توسط سازمان بهداشت جهانی (World Health Organization: WHO) و مطالعه بار جهانی بیماری IHME ارائه می‌شود. آخرین برآوردهای این دو منبع بسیار نزدیک به یکدیگر است؛ آن‌ها به‌ترتیب ۷ میلیون و ۶/۷ میلیون مرگ ناشی از آلودگی هوا در سال را برآورد می‌کنند. این مرگ‌ومیرها هم به آلودگی داخل و هم در فضای باز نسبت داده می‌شود و ناشی از منابع طبیعی و مصنوعی آلودگی هوا است[۳]. در کشورهای با درآمد پائین و متوسط، ۸۸ درصد مرگ‌های زودرس درنتیجه آلودگی هوا بوده است[۴]. هزینه سالیانه آلودگی هوا در نتیجه مرگ‌ومیر در اروپا حدود ۱/۶ تریلیون دلار برآورد شده که باعث مرگ زودرس حدود ۶۰۰ هزار نفر شده است[۵]. بنابراین آلودگی هوا با افزایش بیماری و کاهش سلامت، باعث افزایش تقاضا برای مراقبت سلامت و درنتیجه افزایش هزینه‌های سلامت می‌شود. بلازکوئز فرناندز و همکاران[۶] مسیر اثرگذاری تغییرات آب‌وهوایی ناشی از آلودگی هوا (که به‌وسیله سه آلاینده اکسید گوگرد، نیتروژن و مونوکسیدکربن اندازه‌گیری شده و توسط منابع طبیعی و انسانی به‌وجود آمده است) را بر مخارج بخش سلامت، مطابق شکل ۱تشریح کرده‌اند. در این شکل چگونگی تأثیر منفی آلودگی هوا بر سلامت عمومی و همچنین تأثیر آن بر مخارج سلامت نشان داده شده است. بر این اساس، تأثیرپذیری شاخص‌های سلامت از آلودگی هوا متنوع و به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم می‌باشد. در کل، حساس‌ترین گروه‌ها شامل: کودکان، افراد مسن، افراد مبتلا به بیماری‌های قلبی یا ریوی مزمن می‌باشند. علاوه بر این، اثرپذیری سلامت ناشی از آلاینده‌های اکسید گوگرد، نیتروژن و مونوکسید کربن باعث کاهش ظرفیت نیروی کار، تشدید بیماری‌های قلبی عروقی موجود، تأثیر بر عملکرد ریه، بیماری‌های تنفسی، تحریک ریه و تغییرات در سیستم‌های دفاعی ریه می‌شود. بر اساس این شکل، افزایش استفاده (تقاضا) از خدمات بهداشتی به‌دلیل مراقبت‌های بهداشتی نامناسب ناشی از آلودگی هوا است؛ که این افزایش تقاضا، منجر به افزایش مخارج سلامت می‌شود. گرچه تخریب محیط‌زیست در کوتاه‌مدت سلامت جامعه را با مخاطره چندانی روبه‌رو نمی‌سازد؛ اما در بلندمدت، تهدیدی جدی برای سلامت جامعه محسوب می‌شود. کشورهایی که با بی‌توجهی آسیب‌های بیش‌تری به محیط زیست وارد آورده‌اند، در بلندمدت با پرداخت هزینه‌های سنگین بهداشتی، جریمه شده‌اند. در نهایت این‌که می‌توان کیفیت محیط زیست را یکی از مؤلفه‌های تعیین‌کننده مهم هزینه‌های سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت دانست[۶،۷].

مطالعات تجربی جدیدتر بیان‌گر این موضوع هستند که اثر شاخص آلودگی هوا بر هزینه‌های بخش سلامت نامتقارن می‌باشد[۸،۹]؛ به این معنا که اثر شوک‌های افزایشی شاخص آلودگی هوا بر هزینه‌های بخش سلامت به مراتب بزرگ‌تر از اثر شوک‌های کاهشی آن است و اقداماتی که برای حفاظت از محیط زیست و جلوگیری از انتشار آلودگی هوا در دوره کنونی (حال) انجام شود، می‌تواند به کاهش چشم‌گیر هزینه‌های اضافی دولت در بخش سلامت و افزایش اثربخشی آن در آینده کمک کند.

اسدزاده و همکاران[۱۰]، با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی الگوی پانل به به بررسی تأثیر میزان انتشار گاز CO_2 بر مخارج سلامت در ۸ کشور صادرکننده نفت طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰

پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از تأثیر مثبت و معنادار CO_2 و درآمد سرانه با ضرایب کششی (به‌ترتیب) ۰/۷۹ و ۰/۴۸ بر مخارج سلامت بوده است. عبدالله و همکاران[۱۱] با به‌کارگیری روش ARDL (Auto-Regressive Distributed Lags) نشان داده‌اند که میزان انتشار گازهای CO_2 و SO_2، تأثیر مثبت و معناداری را بر مخارج عمومی سلامت داشته است؛ این درحالیست که تأثیر انتشار گاز NO_2 بر مخارج عمومی سلامت، در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌معناست. مارتینز و همکاران[۱۲] نشان داده‌اند که در سال ۲۰۱۲، قرار گرفتن در معرض $PM_{2.5}$ منجر به حدود ۱۹۹۹ مرگ زودرس شده است. هزینه اجتماعی پیش‌بینی مرگ‌ومیر زودرس به‌علت آلودگی هوا در سال ۲۰۱۲، بین ۵۷۰ تا ۱۴۷۰ میلیون یورو برآورد شده است. همچنین، آلودگی هوا باعث درخواست پذیرش در ۵۴۷ بیمارستان برای بیماری‌های قلبی و عروقی و ۹۳۷ درخواست پذیرش برای بیماری‌های تنفسی در سال ۲۰۱۲ شده است. کاهش سطح $PM_{2.5}$ به حد مجاز اتحادیه اروپا (یعنی ۲۵ میکروگرم در متر مکعب)، حدود ۴۵ درصد و دست‌یابی به دستورالعمل‌های کیفیت هوا در سازمان بهداشت جهانی (یعنی ۱۰ میکروگرم در مترمکعب)، حدود ۷۷ درصد از مرگ‌ومیر ناشی از PM را می‌تواند از بین ببرد. هر دو سناریو نیز کاهش قابل‌توجهی در پذیرش بیمارستان‌های تنفسی و قلب و عروق دارند. زیشان و همکارن[۸] رابطه نامتقارن بین انتشار گاز CO_2، آلودگی زیست‌محیطی و هزینه‌های بهداشتی خانوار را در کشور چین طی سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از رویکرد NARDL (Non-linear ARDL) نشان می‌دهد که در بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی انتشار گاز CO_2 و شوک‌های مثبت آلودگی زیست‌محیطی بر هزینه‌های سلامت تأثیر مثبت می‌گذارند؛ درحالی‌که شوک‌های منفی آلودگی زیست‌محیطی، هزینه‌های سلامت را کاهش می‌دهد.

همچنین، میزان شدت اثرگذاری شوک‌های مثبت و منفی با یکدیگر از لحاظ آماری متفاوت است (تأیید اثر نامتقارن). مجتبی و اشفق[۱۳] تأثیر انتشار گاز CO_2، قرارگرفتن در معرض آلودگی هوا ($PM_{2.5}$)، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و برخی از متغیرهای منتخب مؤثر را بر مخارج بهداشتی در ۲۷ کشور دارای بالاترین میزان انتشار، طی سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۰ مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند. به‌منظور بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها بر هزینه‌های سلامت از مدل‌های ARDL پانل و ARDL شبیه‌سازی‌شده پویا استفاده شده است.

نتایج حاکی از اثرگذاری مثبت، اما نامتقارن انتشار CO_2 و قرار گرفتن در معرض آلودگی هوا ($PM_{2.5}$) بر هزینه‌های بهداشتی می‌باشد. همچنین، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به کاهش هزینه‌های بهداشتی در کشورهای مورد مطالعه کمک می‌کند. ژیا و همکاران[۱۴] اثرات کوتاه‌مدت غلظت $PM_{2.5}$ بر هزینه‌های پزشکی در پکن را با تجزیه‌وتحلیل دو مجموعه داده شناسایی کرده‌اند: یکی شامل جزئیات شاخص‌های کیفیت هوای روزانه در یک دوره چهار ساله و دیگری شامل سوابق در سطح فردی از کلیه بازدیدهای مراقبت‌های بهداشتی و تراکنش‌های پزشکی (تحت یک برنامه بیمه دولتی که اکثر ساکنان شهر را پوشش می‌دهد). نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که هم سطوح بالاتر آلودگی هوا و هم دوره‌های آلودگی طولانی‌تر به‌طور قابل توجهی بازدیدهای مراقبت‌های بهداشتی و هزینه‌های پزشکی را افزایش می‌دهند. دمیر و همکاران[۹] تأثیر نامتقارن کیفیت محیطزیست را بر مخارج سلامت در کشور ترکیه طی سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۷۵ و با استفاده از رویکرد ARDL غیرخطی مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های تجربی از وجود یک رابطه هم‌انباشتگی نامتقارن بین سری‌ها حمایت می‌کند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت آلودگی زیست‌محیطی بر هزینه‌های سلامت در بلندمدت تأثیر مثبت دارد، درحالی‌که شوک‌های آلودگی محیطی منفی تأثیر آماری معنی‌داری بر هزینه‌های سلامت ندارند. سلاطین و اسلام بولچی[۱۵] در مطالعه‌ای به بررسی نحوه تأثیرگذاری آلودگی هوا (به عنوان شاخص

نشان‌دهنده کیفیت محیط زیست) بر مخارج بهداشتی در گروه کشورهای منتخب درآمد متوسط و کشورهای دارای بیش‌ترین آلودگی هوا، با استفاده از روش داده‌های پانل پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها به روش FE (Fixed Effect) در گروه کشورهای منتخب طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰، نشان می‌دهد که آلودگی هوا تأثیر مثبت و معناداری بر مخارج بهداشتی داشته است. گل‌خندان[۱] در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۸ به بررسی رابطه‌ی پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین سرانه هزینه‌های بخش سلامت و شاخص‌های آلودگی هوا (انتشار گاز CO و ذرات معلق PM_{10}) پرداخته است. نتایج این مطالعه با استفاده از برآوردگر ARDL نشان داده است که انتشار گاز CO و ذرات معلق PM_{10}، سرانه هزینه‌های سلامت را افزایش می‌دهد. بهرامی و همکاران[۱۶] در پژوهشی با استفاده از تحلیل‌های همبستگی، تأثیر برخی شاخص‌های زیست‌محیطی، بهداشتی و اقتصادی را بر مخارج سلامت با استفاده از داده‌های ۱۰۹ کشور از سال ۲۰۱۱-۱۹۹۵ بررسی کرده‌اند است. یافته‌های پژوهش نشان داد که درکشورهای توسعه‌یافته، دسترسی به سیستم‌های فاضلاب بهداشتی و شدت مصرف انرژی بر سرانه مخارج سلامت تأثیر گذار هستند. در کشورهای در حال توسعه، دسترسی به سیستم‌های فاضلاب بهداشتی بر سرانه مخارج سلامت تأثیرگذار بوده و در کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته هیچ متغیری، ارتباط معناداری با سرانه مخارج سلامت نداشته است.

شناسایی عوامل و فاکتورهای تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت مانند آلودگی هوا می‌تواند در تعیین بهترین سیاست‌ها برای کنترل و مدیریت هزینه‌های سلامت در کشور مفید و مؤثر باشد. بر اساس پژوهش صورت‌گرفته، سرانه مخارج بهداشتی در ایران با شیب افزایشی تا سال ۱۴۲۰ افزایش خواهد یافت. به‌گونه‌ای که میزان این مخارج از مقدار ۱۰۸۱ دلار (بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۱) در سال ۱۳۹۴ به میزان ۲۶۲۸ دلار در سال ۱۴۲۰ خواهد رسید (چیزی حدود ۲/۵ برابر)[۱۷]. از طرفی بر اساس گزارش آژانس اطلاعات انرژی آمریکا (Energy Information Administration: EIA) و سازمان بهداشت جهانی (WHO)، ایران رتبه دهم تولیدکننده گازهای گلخانه‌ای و رتبه هشتم آلودگی هوا را در جهان به خود اختصاص داده است که مبنای یکی تولید گاز دی‌اکسیدکربن و دیگری آلاینده‌های خطرناک کمتر از ۱۰ میکرون است. بنابراین شناسایی تأثیر شاخص‌های آلودگی هوا بر سرانه مخارج سلامت در ایران برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان نظام سلامت بسیار با اهمیت است. البته تاکنون مطالعات داخلی متعددی در این زمینه انجام شده است. مدل‌های خطی استفاده شده در این مطالعات میزان تأثیرگذاری افزایش و کاهش شاخص آلودگی هوا را بر سرانه مخارج سلامت، یکسان (متقارن) فرض کرده‌اند. بنابراین هدف اصلی تحقیق حاضر، تحلیل اثرگذاری نامتقارن آلودگی هوا بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در ایران است.

روش پژوهش

در این مطالعه، آثار نامتقارن آلودگی هوا بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در ایران، با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق و همچنین شرایط اقتصاد ایران و رضایت‌بخش بودن آزمون‌های تشخیصی، به‌صورت زیر مدل‌سازی شده است:

$$Ln(HE_{pc})_t = \beta_0 + \beta^+ {}_1 Ln(AP^+)_t + \beta^- {}_1 Ln(AP^-)_t + \sum_{i=2}^{k} \beta_i Ln(Control)_{it} + \epsilon_t$$

در رابطه فوق، متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

Ln: لگاریتم طبیعی؛ با لگاریتم‌گیری از متغیرها میزان پراکندگی بین داده‌ها تعدیل و ضرایب برآوردی مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کنند. در واقع در این حالت ضرایب برآوردشده نشان می‌دهند که چنان‌چه متغیر مستقل مدل یک‌درصد تغییر کند، با ثابت ماندن سایر متغیرها، متغیر وابسته مدل چند درصد تغییر می‌کند.[۱]. HEpc: سرانه هزینه‌های بهداشتی (بر اساس هزار ریال)؛ AP: شاخص اندازه‌گیری آلودگی

هوا؛ در این مطالعه از میزان سرانه انتشار گاز کربن دی‌اکسید (CO_2) (بر حسب متریک تن) به‌عنوان شاخص آلودگی هوا استفاده شده است. CO_2 مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای بوده و بیشترین سهم را در بین آن‌ها داراست.

$Ln(AP^+)$: شوک‌های مثبت شاخص آلودگی هوا (متغیر مستقل) که با توجه به تعریف انواع شوک‌ها در مطالعه گرنجر و یون[۱۸] به‌صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) لگاریتم طبیعی میزان انتشار گاز CO_2 تعریف و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Ln(CO_2^+)_t = \sum_{t=1368}^{t} \Delta Ln(CO_2^+)_t = Max[\Delta Ln(CO_2)_t, 0]$$

$Ln(AP^-)$: شوک‌های منفی شاخص آلودگی هوا (متغیر مستقل) که با توجه به تعریف انواع شوک‌ها در مطالعه گرنجر و یون[۱۸] به‌صورت مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی) لگاریتم طبیعی میزان انتشار گاز CO_2 تعریف و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Ln(CO_2^-)_t = \sum_{t=1368}^{t} \Delta Ln(CO_2^-)_t = Min[\Delta Ln(CO_2)_t, 0]$$

Control: سایر متغیرهای مؤثر بر سرانه هزینه‌های بهداشتی (متغیرهای کنترل)؛ که شامل متغیرهای زیر می‌باشند: GDPpc: تولید ناخالص داخلی سرانه (برحسب هزار ریال و به‌عنوان شاخص درآمد سرانه)؛ DR: نسبت مجموع جمعیت کمتر از ۱۵ سال و بیش‌تر از ۶۴ سال به جمعیت ۶۴-۱۵ سال (بر حسب درصد و به‌عنوان شاخص بار تکفل)؛ UR: نرخ شهرنشینی (بر حسب درصد).

در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی سالانه‌ی ۱۳۹۹-۱۳۶۸ استفاده شده و اطلاعات مربوط به داده‌های متغیرها از منابع مختلف آماری از جمله: بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار ایران و شاخص‌های توسعه جهانی (World Development Index : WDI) جمع‌آوری شده‌اند.

تحقیق حاضر از نظر نوع تحقیق، کاربردی است؛ روش تحقیق نیز توصیفی - تحلیلی است که در قسمت توصیف از روش اسنادی و کتابخانه‌ای استفاده شده و بخش تحلیل متکی بر الگوهای اقتصادسنجی می‌باشد.

به‌منظور برآورد مدل نیز از آزمون هم‌انباشتگی نامتقارن پسران و همکاران[۱۹] و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شده است.

بایستی توجه داشت که چنان‌چه در بین متغیرهای مدل تحقیق، متغیر ایستا از درجه دو یعنی I(2) یا بیشتر وجود داشته باشد، آزمون هم‌انباشتگی نامتقارن پسران و همکاران[۱۹]، قابل استفاده نیست[۲۰]؛ چراکه این آزمون برای متغیرهای I(0) و I(1) طراحی شده است. بنابراین باید مطمئن شویم که متغیرهای استفاده‌شده در مدل، دارای درجه ایستایی بیشتر از I(1) نیستند و در مرحله نخست، از درجه ایستایی متغیرها آگاه شویم. در این مطالعه در وهله نخست، درجه ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های متداول ریشه واحد یعنی آزمون‌های دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dicky Fuller: ADF) و فیلیپس‌پرون (Philips-Perron: PP) بررسی شده است. در وهله بعدی، چون این آزمون‌ها شکست‌های احتمالی در روند متغیرها را درنظر نمی‌گیرند و این موضوع ممکن است به نتایج اشتباه درباره ایستایی یا ناایستایی متغیرها منجر شود؛ بنابراین جهت بررسی دقیق‌تر، درجه ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت‌اندروز[۲۱] (ZA) با درنظرگرفتن یک شکست ساختاری درون‌زا و آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ[۲۲] (LS) با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا، مورد بررسی مجدد قرار گرفته است.

مطالعه حاضر به‌منظور تحلیل اثرگذاری نامتقارن آلودگی هوا بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در ایران از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده کرده است. این برآوردگر بسط‌یافته برآوردگر ARDL خطی می‌باشد و یک روش نوین برای شناسایی رابطه نامتقارن (و غیرخطی) بین متغیرهای یک مدل رگرسیونی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. روش NARDL با انجام مطالعه تجربی محققانی به نام‌های شین، یو و گرینوود-

نیمو[۲۳] ارائه شده است و همانند روش متداول ARDL خطی از مزیت‌هایی ویژه‌ای در قیاس با سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی برخوردار می‌باشد. این مزیت‌ها عبارتند از: الف. قابلیت استفاده برای متغیرها با درجه انباشتگی مختلف از صفر و یک؛ ب. عدم وارد نمودن پویایی‌های کوتاه‌مدت در بخش تصحیح خطای مدل و ج. قابلیت استفاده برای مدل‌ها با تعداد مشاهدات کم و دارای متغیرهای توضیحی درون‌زا[۲۴].

پیش از تشریح یک مدل NARDL، با توجه به مطالعه تجربی گرنجر و یون[۱۸] رابطه بلندمدت زیر را بین دو متغیر وابسته y و مستقل x، تعریف می‌کنیم:

$$y_t = \beta^+ x^+_t + \beta^- x^-_t + u_t$$

که y_t و x_t متغیرهای انباشته از مرتبه یک I(1) هستند و

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

ترکیب خطی هم‌انباشته مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی را در نظر می‌گیریم:

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

اگر Z_t انباشته از مرتبه صفر باشد، در این‌صورت گفته می‌شود که y_t و x_t به‌صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند. چنان‌چه $\beta_1^+ = \beta_1^-$ و $\beta_0^+ = \beta_0^-$ باشد، در این‌صورت رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل به‌شکل متقارن است[۲۵]. اکنون با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی متغیر x به‌صورت رابطه (۵) و استفاده از آن در یک مدل ARDL(p,q)، به مدل NARDL(p,q) زیر دست می‌یابیم:

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

که در رابطه فوق p و q تعداد وقفه‌های بهینه، φ_j ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، θ^+_j و θ^-_j ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر وابسته و ε_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. هر رابطه بلندمدت در مدل ARDL(p,q)، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دست‌یابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند. بر این اساس، در مدل NARDL نیز الگوی تصحیح خطا به‌صورت زیر تنظیم می‌شود:

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

که در آن:

$$\rho = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j - 1, \gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \varphi_i \; for j = 1, \ldots, p-1, \theta^+ = \sum_{j=0}^{q} \theta^+_j, \theta^- = \sum_{j=0}^{q} \theta^-_j, \varphi^+_0 = \theta^+_0, \varphi^+_j = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta^+_i for j = 1, \ldots, q-1, \varphi^-_0 = \theta^-_0, \varphi^-_j = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta^-_i for j = 1, \ldots, q-1$$

همچنین در رابطه فوق، عبارت $y_{t-1} - \beta^+ x^+_t - \beta^- x^-_t = \xi_t$ به جزء تصحیح خطای نامتقارن اشاره دارد و $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ و $\beta^- = -\theta^-/\rho$ ضرایب بلندمدت نامتقارن می‌باشند[۲۳]. اگر ضریب ξ_{t-1} در هنگام برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل، دارای علامت منفی بوده و از لحاظ آماری نیز معنادار باشد، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید خواهد بود.

یافته‌ها

در جدول ۱ خلاصه‌ی نتایج آزمون‌های ایستایی (مانایی) کلیه متغیرهای مدل تحقیق در سطح اطمینان ۹۹ درصد ارائه شده است. بر اساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP، کلیه متغیرها به‌جز دو متغیر لگاریتم سرانه هزینه‌های بهداشتی (HEpc) و لگاریتم نرخ شهرنشینی (UR) از درجه ایستایی واحد برخوردارند؛ یعنی I(1) هستند. نتایج آزمون ZA نشان می‌دهد که با لحاظ نمودن یک شکست ساختاری، کلیه متغیرهای ملحوظ در مدل به جز متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPpc)، در سطح معنی‌داری ۱ درصد، از درجه‌ی ایستایی صفر یعنی I(0) برخوردار می‌باشند. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون ریشه واحد LS نیز با لحاظ نمودن دو شکست درون‌زا نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل در سطح ایستا هستند؛ به‌عبارت دیگر، تمام متغیرها ایستا از درجه‌ی صفر یعنی I(0) می‌باشند. بنابراین، به دو

دلیل می‌توان از آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و روش NARDL برای برآورد مدل استفاده کرد؛ اول، عدم ایستایی متغیرهای مورد استفاده از یک درجه و دوم، توجه به این موضوع که هیچ‌یک از متغیرهای مدل، از درجه‌ی ایستایی بیشتر از یک برخوردار نیستند. (جدول ۱)

در مرحله‌ی بعدی پیش از برآورد مدل، با به‌کارگیری آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران[۱۹]رابطه بلندمدت نامتقارن بین متغیرهای مدل بررسی می‌شود. در جدول ۲ و قسمت بالایی آن، مقدار آماره F به‌دست‌آمده از برآورد مدل تصحیح خطای نامقید و در قسمت پائینی این جدول، مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها گزارش و ارائه شده است. با توجه به این‌که مقدار آماره F به‌دست‌آمده از مدل (۵/۲۱۲) از کرانه (حد) بالایی مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران[۱۹] در تمام سطوح ۱۰، ۵، ۲/۵ و ۱درصد، بزرگ‌تر است، رابطه نامتقارن قوی در بلندمدت بین متغیرهای مدل نتیجه‌گیری می‌شود. (جدول ۲)

با توجه به این‌که رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید شد، به برآورد این رابطه و همچنین، رابطه تعادلی کوتاه‌مدت می‌پردازیم. در جدول ۳، نتایج برآورد رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت گزارش شده است. در قسمت پایینی این جدول نیز، آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل ارائه شده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده کلیه ضرایب برآوردی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنادارند. ضریب برآوردی جزء تصحیح خطا ((CointEq(-1)) نیز مطابق انتظار منفی و در سطح بالایی معنادار است. مقدار این ضریب معادل با عدد ۰/۱۸۸- برآورد شده است. بر این اساس می‌توان گفت که در هر دوره (سال)، حدود ۰/۱۹ درصد از عدم تعادل در سرانه مخارج بهداشتی، در سال بعد تعدیل می‌شود. درواقع، فرآیند تعدیل و حرکت به‌سمت تعادل بلندمدت به‌شکل نسبتا کندی انجام می‌گیرد و می‌توان انتظار داشت که بعد از گذشت حدود ۵ دوره، فرآیند تعدیل تکمیل گردد.

بر اساس آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل در قسمت پائین جدول ۳، فرضیه‌های صفر آزمون‌های فقدان خودهمبستگی سریالی، انتخاب فرم تبعی مناسب مدل، برخورداری از توزیع نرمال و عدم ناهمسانی واریانس، رد نمی‌شوند که این نتایج صحت برآوردهای انجام‌شده را نشان می‌دهد. همچنین، ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل نشان می‌دهد که قدرت توضیح‌دهندگی آن بالا و معادل با ۰/۹۲۸ است. (جدول ۳)

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج گزارش‌شده در جدول ۳، شوک‌های مثبت انتشار گاز کربن دی‌اکسید ($Ln(CO_2^+)$) به‌عنوان شاخص افزایش آلودگی هوا، در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سرانه هزینه‌های بهداشتی، اثر مثبت و معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد داشته است؛ ضرایب برآوردی این متغیر در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب ۰/۱۷۹ و ۰/۰۳۶ به‌دست آمده است. این نتایج نشان می‌دهد که با افزایش یک‌درصدی در میزان انتشار گاز CO_2، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، سرانه هزینه‌های بهداشتی حدود ۰/۱۸ و ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد. در مقابل، شوک‌های منفی انتشار گاز کربن دی‌اکسید ($Ln(CO_2^-)$) به‌عنوان شاخص کاهش آلودگی هوا، در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سرانه هزینه‌های بهداشتی، اثر منفی و معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد داشته است؛ ضرایب این متغیر در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب ۰/۰۶۱- و ۰/۰۱۱- برآورد شده است. این نتایج به این مفهوم است که چنان‌چه میزان انتشار گاز CO_2 یک‌درصد کاهش یابد، سرانه مخارج بهداشتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، حدود ۰/۰۶ و ۰/۰۱ درصد کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده به وضوح بیان‌گر آثار نامتقارن شاخص آلودگی هوا بر سرانه مخارج بهداشتی در ایران طی دو دوره زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد و اثر شوک‌های مثبت شاخص آلودگی هوا در بلندمدت و کوتاه‌مدت، حدود سه برابر اثر شوک‌های منفی آن می‌باشد. این نتایج

نشان می‌دهد که اقداماتی که برای حفاظت از محیط زیست و جلوگیری از انتشار آلودگی هوا در دوره کنونی انجام شود، می‌تواند به کاهش هزینه‌های اضافی در بخش سلامت و افزایش اثربخشی آن در آینده کمک چشم‌گیری کند. همچنین، آثار بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی شاخص آلودگی هوا بر سرانه مخارج بهداشتی به‌مراتب بزرگ‌تر از آثار کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت و منفی آن است. این نتیجه گویای آنست که اگرچه آلودگی هوا در کوتاه‌مدت سلامت جامعه را با مخاطره چندانی روبه‌رو نمی‌سازد، اما در بلندمدت، تهدیدی جدی برای سلامت جامعه محسوب می‌شود و بی‌توجهی در این زمینه و آسیب‌های بیش‌تر به کیفیت هوا، در بلندمدت با پرداخت هزینه‌های هنگفت بهداشتی، پاسخ داده خواهد شد. نتایج مطالعات تجربی زیشان و همکارن[۸] برای کشور چین و دمیر و همکاران[۹] برای کشور ترکیه نیز رابطه نامتقارن بین شاخص‌های آلودگی هوا و هزینه‌های بهداشتی را مورد تأیید قرار داده است. بر این اساس اقداماتی مانند کاهش مصرف سوخت‌های دارای آلایندگی بالا، اصلاح قوانین و مقررات زیست‌محیطی در شهرها، ارتقاء کیفیت سوخت و فرآورده‌های نفتی، جمع‌آوری خودروهای فرسوده و خارج از استاندارد، گسترش شبکه حمل و نقل عمومی، دریافت مالیات مضاعف از واحدهای آلوده‌کننده هوا توسط دولت با توجه میزان نقش واحدهای مختلف در آلوده‌سازی هوا، مشارکت مالی شهروندان در جهت کاهش آلودگی هوا، هم‌زمان با فراهم آوردن زمینه‌های لازم برای سرمایه‌گذاری در طرح‌های کاهنده آلودگی هوا مانند پارک‌ها و فضاهای سبز، گازسوز کردن خودروها و ... توسط دولت پیشنهاد می‌شود.

تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت درآمد سرانه بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در ایران مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده است. ضرایب این متغیر در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب ۰/۷۷۶ و ۰/۲۱۹ برآورد شده است. این نتایج نشان می‌دهد که با افزایش یک‌درصدی در درآمد سرانه، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، سرانه هزینه‌های بهداشتی حدود ۰/۷۸ و ۰/۲۲ درصد افزایش می‌یابد. درآمد سرانه به‌عنوان عامل مهمی در تابع هزینه‌های سلامت شناخته شده است و مطالعات تجربی انجام شده نشان می‌دهد که افزایش درآمد سرانه می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های بهداشتی شود؛ زیرا سطح درآمد خانوار تعیین‌کننده سبد مصرفی و اولویت‌های مخارج مصرفی خانوار است و از آن‌جا که ترکیب سبد مصرفی خانوار شامل مخارج معیشتی مهم‌تری از جمله خوراک، پوشاک و... است؛ بنابراین کاهش سطح درآمد خانوار منجر به تخصیص منابع به این مخارج شده و منابع مالی کمتری به هزینه‌های سلامت اختصاص می‌یابد[۲۶]. از طرفی با توجه به این‌که کشش درآمدی مخارج سلامت کوچک‌تر از یک می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که سلامت در طی دوره‌ی زمانی مورد مطالعه در ایران یک کالای ضروری بوده است. بر این اساس تأمین مالی خدمات سلامت از طریق بودجه‌های عمومی و دولتی و دخالت دولت در خدمات سلامت و ارائه آن لازم می‌باشد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت درآمد بر مخارج سلامت با نتایج مطالعات گسترده‌ای نظیر: ویاس و همکاران [۲۷]، دمیر و همکاران[۹]، شاه‌آبادی و قربانی گل‌پرور[۲۶] و علیزاده و گل‌خندان[۱] هم‌سو می‌باشد.

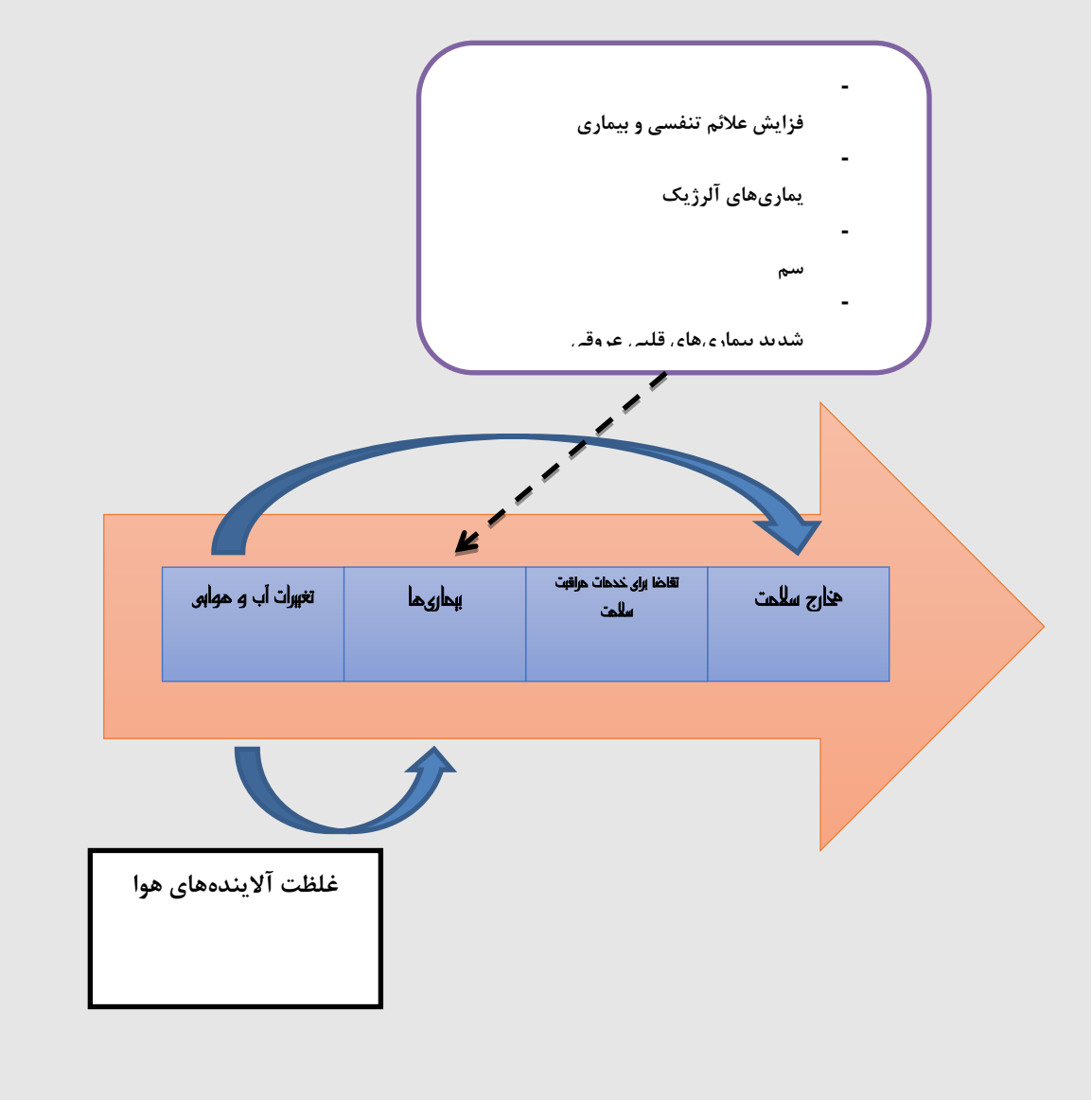
تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت بار تکفل بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در ایران مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده است. ضرایب این متغیر در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب ۰/۲۸۱ و ۰/۰۷۹ برآورد شده است. این نتایج نشان می‌دهد که با افزایش یک‌درصدی در بار تکفل، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، سرانه هزینه‌های هزینه‌های بهداشتی حدود ۰/۲۸ و ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد. بار تکفل از دو جزء درصد جمعیت کمتر از ۱۵ سال (جزء نخست) و درصد بیشتر از ۶۴ سال (جزء دوم) به درصد جمعیت ۶۴-۱۵ سال تشکیل شده است. این دو

گروه جمعیتی، آسیب‌پذیرترین گروه‌ها از نظر سلامت می‌باشند که در قیاس با گروه جمعیتی ۶۴-۱۵ سال، از خدمات سلامت بیشتری استفاده می‌کنند و در نتیجه هر چه بار تکفل جامعه بیشتر باشد، سرانه هزینه‌های بهداشتی بیشتر است. البته در زمینه تأثیر نرخ جمعیت بیشتر از ۶۴ سال به کل جمعیت بر هزینه‌های سلامت (شاخص سالمندی جمعیت) نتایج تجربی مطرح‌شده تا حدودی ناهمگون و نامشخص است؛ با این که برخی از مطالعات تجربی این اثرگذاری را مثبت و معنادار یافته‌اند[۲۸،۲۹]، برخی دیگر از مطالعه تجربی نشان داده‌اند که تأثیر سالمندی بر مخارج سلامت بی‌معنا و حتی منفی است. مطالعات دسته اخیر معتقدند که افزایش مخارج سلامت بیشتر به زمان نزدیکی به مرگ ارتباط دارد تا سن افراد. از طرفی افزایش سالمندی در یک جامعه گویای این واقعیت است که میزان سلامت و امید به زندگی در آن جامعه بالاتر است که این موضوع استفاده از خدمات سلامت و هزینه‌های سلامت را کمتر می‌کند[۲،۳۰،۳۱].

متغیر شهرنشینی بر سرانه هزینه‌های بهداشتی، اثر مثبت و معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد، داشته است؛ ضرایب این متغیر در دو دوره زمانی بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب ۲/۶۸۵ و ۰/۵۹۵ برآورد شده است. این نتایج نشان می‌دهد که با افزایش یک‌درصدی در شهرنشینی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، سرانه هزینه‌های بهداشتی حدود ۲/۶۹ و ۰/۶۰ درصد افزایش می‌یابد. در مناطق شهری امکان برخورداری از امکانات و خدمات بهداشتی بیشتر است و این تسهیل دسترسی با افزایش تقاضا منجر به افزایش سطح سرانه هزینه‌های بهداشتی می‌شود. حتی در صورت فرض تساوی میزان تقاضا برای خدمات سلامت در مناطق شهری و روستایی، گران‌تر بودن این خدمات در مناطق شهری باعث می‌شود که افزایش شهرنشینی، سرانه هزینه‌های بهداشتی را افزایش دهد. نتایج مطالعات گسترده‌ای نظیر: شائو و همکاران[۳۲] و ستین و باکیرتاس[۳۳]، شاه‌آبادی و قربانی گل‌پرور[۲۶] و گل‌خندان[۲] نیز تأییدکننده تأثیر معنادار و مثبت نرخ شهرنشینی بر مخارج سلامت است.

تشکر و قدردانی

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



شکل ۱ - مسیر تغییرات آب‌وهوایی بر مخارج سلامت

جدول ۱ - خلاصه نتایج آزمون‌های ایستایی متغیرهای مدل

متغیر	نتیجه آزمون			
	ADF	PP	ZA	LS
Ln(HEpc)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Ln(CO_2^+)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(CO_2^-)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(GDPpc)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
Ln(DR)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Ln(UR)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

جدول ۲ - نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

طول وقفه بهینه مدل		مقدار آماره F مدل
(۳،۴،۱،۳،۴،۲)		۵/۲۱۲***
مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران[۱۹]		
سطح معناداری	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)
۱۰ درصد	۲/۰۸	۳/۰۰
۵ درصد	۲/۳۹	۳/۳۸
۲/۵ درصد	۲/۷۰	۳/۷۳
۱ درصد	۳/۰۶	۴/۱۵
*علامت *** معناداری در سطح ۱ درصد است.		

جدول ۳ - نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌روش NARDL

متغیر	نماد	ضرایب برآوردی			
		متغیر وابسته: سرانه مخارج بهداشتی Ln(HEpc)			
		ضرایب بلندمدت	سطح احتمال	ضرایب کوتاه‌مدت	سطح احتمال
شوک‌های مثبت انتشار گاز کربن دی‌اکسید	$Ln(CO_2^+)$	***۰/۱۷۹	۰/۰۰۰	***۰/۰۳۶	۰/۰۰۰
شوک‌های منفی انتشار گاز کربن دی‌اکسید	$Ln(CO_2)^-$	**-۰/۰۶۱	۰/۰۱۹	**-۰/۰۱۱	۰/۰۴۵
تولید ناخالص داخلی سرانه	Ln(GDPpc)	***۰/۷۷۶	۰/۰۰۱	**۰/۲۱۹	۰/۰۱۱
بار تکفل	Ln(DR)	***۰/۲۸۱	۰/۰۰۰	***۰/۰۷۹	۰/۰۰۰
نرخ شهرنشینی	Ln(UR)	***۲/۶۸۵	۰/۰۰۰	***۰/۵۹۵	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	C	***-۴/۲۱۸	۰/۰۰۰	***-۱/۰۰۵	۰/۰۰۰
جزء تصحیح خطا	CointEq(-1)	ضریب برآوردی		سطح احتمال	
		***-۰/۱۸۸		۰/۰۰۰	

آزمون‌های آسیب‌شناسی			
نام آزمون		مقدار آماره	سطح احتمال
ضریب تعیین تعدیل‌شده	R-bar-square	۰/۹۲۸	-
همبستگی سریالی	Serial correlation	۰/۵۱۵	۰/۶۶۹
فرم تبعی	Function Form	۰/۶۰۹	۰/۷۳۹
نرمال بودن	Normality	۰/۵۵۹	۰/۷۵۱
واریانس ناهمسانی	Heteroscedasticity	۱/۶۵۵	۰/۴۲۲

Reference:

1- Alizadeh M, Golkhandan A. Robust determinants of health sector costs in Iran: Bayesian Model Averaging approach. ***Journal of Healthcare Management, 2016***; ***7***(2): 47-61. [Persian]

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

3- Kwon J. Data Review: How many people die from air pollution? 2022. https://ourworldindata.org/data-review-air-pollution-deaths

4- Bretschger L, Vinogradova A. Human development at risk: Economic growth with pollution-induced health shocks; 2016. www.ethz.ch/content/dam

5- World Health Organization. Ambient (Outdoor) Air Quality and Health, Fact sheet N_313; 2014. www.who.int/mediacentre/ factsheets/fs313/en/

6- Blázquez-Fernández C. Cantarero-Prieto D, Pascual-Sáez M. On the nexus of air pollution and health expenditures: new empirical evidence. Gaceta Sanitaria, 2019; 33(4): 389-394.

7- Nathan Pelletier, R. Conceptual basis for development of the European Sustainability Footprint. Environmental Development, 2013; 9: 12-23.

8- Zeeshan M, Han J, Rehman A, Ullah I, and Afridi, FE. Exploring asymmetric nexus between CO_2 emissions, environmental pollution, and household health expenditure in China, Risk Manag Healthc Policy, 2021; 14: 527-539.

9- Demir S, Demir H, Karaduman C, Cetin, M. Environmental quality and health expenditures efficiency in Türkiye: the role of natural resources. Environmental Science and Pollution Research, 2022; 30: 15170-15185.

10- Assadzadeh A, Bastan F, Shahverdi A. The impact of environmental quality and pollution on health expenditures: a case study of petroleum exporting countries, In Proceedings of 29th International Business Research Conference; 2014: 24-25. [Persian]

11- Abdullah H, Azam M, Zakariya S. The impact of environmental quality on public health expenditure in Malaysia, Asia Pacific Institute of Advanced Research (APIAR) ,2016; 2(2): 365-380.

12- Martinez GS, Spadaro JV, Chapizanis D, Kendrovski V, Kochubovski M, Mudu P. Health impacts and economic costs of air pollution in the metropolitan area of Skopje, Int J Environ Res Public Health, 2018; 15(4): 626.

13- Mujtaba G, Ashfaq S. The impact of environment degrading factors and remittances on health expenditure: an asymmetric ARDL and dynamic simulated ARDL approach. Environ Sci Pollut Res Int, 2022; 29(6): 8560-8576.

14- Xia F, Xing J, Xu J, Pan J. The short-term impact of air pollution on medical expenditures: Evidence from Beijing, Journal of Environmental Economics and Management; 2022: 114. https://doi.org/10.1016/j.jeem.2022.102680

15- Salatin P, & Eslambolchi S. Examining effect of air pollution on health expenditure in selected countries. Journal of Environmental Science and Technology, 2016; 18(1): 107-121. [Persian]

16- Bahrami M A, Pakdaman M, Ranjbar M, Yousefzade S, Kazeminasab M, Izadi R et al. The impact of selected health, environment, and economics indicators on health expenditure in developed and developing countries. Manage Strat Health Syst, 2017; 2(1): 20-28. [Persian]

17- Golkhandan A, Sahraei S. The prediction of Iran's per capita health expenditures up to 2041 horizon using the genetic and particle swarm optimization algorithms. Journal of healthcare management, 2019; 9(4): 53-66. [Persian]
18- Granger CW, Yoon G. Hidden co-integration. University of California, Working Paper 2002.
19- Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 2001; 16:289-326.
20- Ang JB. CO2 emissions, energy consumption, and output in France. Energy Policy, 2007; 35: 4772-4778.
21- Zivot E, Andrews DWK. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. Journal of Business and Economic Statistics, 1992; 10: 25-70.
22- Lee J, Strazisich M. Minimum LM unit root test with two structural breaks. Review of Economics and Statistics ,2003; 85: 1082–1089.
23- Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M. Modeling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework; 2011.
24- Matuka A, Asafo S. Effects of services on economic growth in Albania: An ARDL approach. The Journal of International Trade & Economic Development, 2021; 30(6): 865-881. https://doi.org/10.1080/09638199.2021.1910723
25- Schorderet Y. Asymmetric Cointegration. 2003; University of Geneva.
26.Shahabadi A, Ghorbani Golparvar, M. Impact of misery index on health spending in Iran. ***Economic Modelling,*** 2016; ***10***(33): 133-157. [Persian]
27- VyasV, Mehta K, Sharma R. The nexus between toxic-air pollution, health expenditure, and economic growth: An empirical study using ARDL, International Review of Economics & Finance, 2023; 84: 154-166.
28- Yahyavi Dizaj J, Na'emani F, Mohammadzadeh Y, Irandoust K. Effect of aging on health expenditure and gross domestic product in selected countries by a dynamic panel approach. Manage Strat Health Syst, 2019; 4(1): 37-46. [Persian]
29- Yahyavi Dizaj J, Emamgholipour S, Pourreza A, Nommani F, Molemi S. Effect of aging on catastrophic health expenditure in Iran during the period 2007-2016. Sjsph, 2018; 16(3): 216-227. [Persian]
30- Magazzino C, Mele M. The determinants of health expenditure in Italian regions. International Journal of Economics & Finance, 2012; 4(3): 61-72.
31- Seshamani M, Gray AM. A longitudinal study of the effects of age and time to death on hospital costs. Journal of Health Economics, 2004; 23(2): 217-235.
32- Shao Q, Tao RT, Luca, MM. The effect of urbanization on health care expenditure: evidence from China, Public Health, 2022; 10. https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.850872
33- Cetin MA, Bakirtas, I. Does urbanization Induce the health expenditures? A dynamic macro-panel analysis for developing countries. Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 2019; 61: 208-222.