

Measuring the Impacts of Air Pollution on Health Costs in Iran

Abolghasem Golkhandan *

Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khorram Abad, Iran

* **Corresponding author:** Abolghasem Golkhandan, Ph.D. Candidate, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khorram Abad, Iran, Tel: 09183666361, E-mail: golkhandana@gmail.com

Received: 2017/02/10

Accepted: 2017/06/5

Online published: 2017/07/6

Abstract

Introduction: One of the main challenges in the field of health economics is detecting the factors affecting on health costs. One of the these factors is air pollution, which has been ignored in most of empirical studies; while air pollution is one of the environmental problems which in recent years has become a serious threat to human health. Therefore, the aim of this study was to evaluate the effect of air pollution on health sector costs in Iran.

Materials and Methods: This study using time series data from 1979-2013 is paid to study dynamic long-term and short-term relationship between per capita health sector costs, air pollution indicators (Carbon monoxide emissions and particulate matter PM10), per capita income, per capita physician, Ageing and urbanization. For this purpose is used the bounds co-integration test and Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL) model. Also, the statistical analyzes were performed using the E-views and Microfiche software.

Results: Results of bounds test indicate the long-term equilibrium relationship between variables. Based on the results of the ARDL model, Emissions of carbon monoxide and particulate matter PM10, increases the per capita health sector costs in the short-term and long-term. Also, increasing urbanization increases per capita health sector costs indirectly through increased air pollution in the short-term and long-term.

Conclusions: The results indicate that the expansion of air pollution, increases the health sector costs. Therefore, policies and strategies that will lead to a reduction in air pollution in the country is essential.

Keywords: Health Sector Costs, Air Pollution, Bounds Test, Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL) Model, Iran

©2017 Deputy of Research and Technology of Baqiyatallah Hospital

سنجش تأثیر آلودگی هوا بر هزینه‌های بخش سلامت در ایران

ابوالقاسم گل‌خندان *

^۱ دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
 * نویسنده مسئول: ابوالقاسم گل‌خندان، دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. تلفن: ۰۹۱۸۳۶۶۶۳۶۱؛ ایمیل: golkhandana@gmail.com
 دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۱۵ انتشار آنلاین: ۱۳۹۶/۴/۱۵

چکیده

مقدمه: یکی از چالش‌های اساسی در حوزه اقتصاد سلامت، شناسایی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت است. یکی از عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت، آلودگی هوا می‌باشد که در بیشتر مطالعات تجربی نادیده گرفته شده است؛ در حالی که آلودگی هوا یکی از مشکلات زیست‌محیطی است که در سال‌های اخیر به خطر جدی برای سلامت بشر تبدیل شده است. بنابراین، هدف این مطالعه بررسی اثر آلودگی هوا بر هزینه‌های بخش سلامت در ایران می‌باشد.

مواد و روش‌ها: این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۸ به بررسی رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین سرانه هزینه‌های بخش سلامت، شاخص‌های آلودگی هوا (انتشار گاز مونوکسید کربن و ذرات معلق PM_{10})، درآمد سرانه، سرانه پزشک، سالمندی و شهرنشینی پرداخته است. به این منظور از آزمون همگرایی کرانه‌ها و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. همچنین، تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزارهای E-views و Microfit انجام شده است.

یافته‌ها: نتایج آزمون کرانه‌ها دلالت بر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل دارد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از مدل ARDL، انتشار گاز مونوکسید کربن و ذرات معلق PM_{10} ، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش می‌دهد. همچنین، افزایش شهرنشینی نیز به‌طور غیرمستقیم از طریق افزایش آلودگی هوا، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش می‌دهد.

نتیجه‌گیری: نتایج تحقیق حاکی از آنست که گسترش آلودگی هوا، هزینه‌های بخش سلامت را افزایش می‌دهد؛ لذا، اتخاذ سیاست‌ها و راه‌کارهایی که به کاهش آلودگی هوا در کشور بیانجامد، کاملاً ضروری است.

کلمات کلیدی: هزینه‌های سلامت، آلودگی هوا، آزمون کرانه‌ها، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، ایران

تمامی حقوق نشر برای معاونت پژوهش بیمارستان بقیه الله محفوظ است.

مقدمه

یکی از چالش‌های اساسی در حوزه اقتصاد سلامت، شناسایی عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت است. اولین مطالعه در مورد تعیین‌کننده‌های هزینه‌های سلامت در سال ۱۹۷۷ توسط نیوهاوس [۱] انجام شد. او نتیجه گرفت که تنها متغیر تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت، درآمد می‌باشد و بیش از ۹۰ درصد تغییرات هزینه‌های سلامت توسط درآمد قابل توضیح می‌باشد. این مطالعه سرآغازی بود بر انبوه مطالعاتی که به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت پرداخته‌اند. مروری گذرا بر این مطالعات نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه، درآمد خانوار، بار تکفل، نسبت هزینه‌های مراقبت‌های بهداشت عمومی به خصوصی، تعدا پزشکان، نرخ مشارکت نیروی کار زنان، نرخ شهرنشینی و سایر عوامل غیراقتصادی از جمله عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت می‌باشد [۲]. یکی از عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت، آلودگی هوا می‌باشد که در اکثر این مطالعات نادیده گرفته شده است و تعداد اندکی از این مطالعات به نقش آلودگی هوا در تبیین هزینه‌های سلامت پرداخته‌اند. آلودگی هوا یکی از مشکلات زیست‌محیطی است که در سال‌های اخیر به خطر جدی برای سلامت بشر تبدیل شده است. اثرات آلودگی هوا بر سلامت بشر نه تنها به‌صورت کاهش کیفیت زندگی، بلکه به‌صورت افزایش هزینه‌های سلامت بر جامعه تأثیر می‌گذارد [۳]. آلودگی هوا از یک‌سو باعث افزایش مرگ‌ومیر می‌شود که بر اساس گزارش سازمان بهداشت جهانی (WHO)، سالیانه ۵/۲ میلیون نفر در جهان در اثر آلودگی هوا جان خود را از دست می‌دهند و از سوی دیگر باعث افزایش بیماری می‌شود. بر اساس گزارش بانک جهانی بیماری‌های ناشی از آلودگی هوا سالیانه ۲۶۰ میلیون دلار به اقتصاد ایران خسارت وارد می‌کند. بنابراین آلودگی هوا باعث کاهش سلامت و افزایش بیماری شده که این امر باعث افزایش تقاضا برای مراقبت سلامت می‌شود و افزایش تقاضا هم باعث افزایش هزینه‌های سلامت می‌شود [۲]. مجموعه عوامل فوق نشان می‌دهد که آلودگی هوا، نقش مهمی در کاهش سلامت انسان‌ها و افزایش تقاضا برای خدمات سلامت و بالتبع افزایش هزینه‌های سلامت دارد. ارزیابی رابطه بین آلودگی هوا و هزینه‌های سلامت می‌تواند گامی کلیدی برای توجه ویژه برنامه‌ریزان در خصوص کنترل انتشار گازهای آلوده‌کننده به‌حساب آید. از طرفی، معدود مطالعات داخلی صورت گرفته، به بررسی رابطه این دو متغیر، به‌صورت بین‌کشوری پرداخته‌اند که در این صورت نتایج تحقیق به انتخاب شاخص آلودگی هوا و همچنین گروه کشورهای مورد بررسی حساس خواهد بود. ضروری به‌نظر می‌رسد که برای ارائه توصیه سیاستی مناسب در مورد یک کشور، به‌صورت تک‌کشوری، به بررسی رابطه

شاخص‌های آلودگی هوا و هزینه‌های سلامت پرداخته شود. در زمینه بررسی رابطه آلودگی هوا و هزینه‌های سلامت، تاکنون مطالعات معدودی صورت گرفته است که در ادامه اهم آن آمده است: جرت و همکاران [۲] برای اولین بار تأثیر آلودگی هوا بر هزینه‌های سلامت را در ۴۹ ایالت اونتاریو کانادا بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آنست که مناطق با آلودگی بیش‌تر، هزینه‌های سلامت سرانه بیش‌تری دارند و مناطقی که روی حفاظت کیفیت محیطی هزینه می‌کنند، مخارج کم‌تری برای مراقبت سلامت دارند. ژانگ و همکاران [۴] مطالعه خود را بر پیامدهای انتشار یکی از آلاینده‌های بسیار ریز هوا به نام PM10 متمرکز کرده‌اند. این آلاینده در بسیاری از کلان شهرها که عمدتاً تراکم جمعیتی بالایی نیز دارند، مشکلی جدی محسوب می‌شود. در این مطالعه از داده‌های مقطعی ۱۱۰ کلان شهر چین در سال ۲۰۰۴ استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که تنها به‌واسطه این آلاینده، بالغ بر ۲۹۱۷۸ میلیون دلار هزینه بهداشتی و درمانی به جامعه تحمیل شده است. نارایان و نارایان [۵] با استفاده از داده‌های تابلویی هشت کشور OECD (شامل: اتریش، دانمارک، ایرلند، نروژ، اسپانیا، سوئیس و انگلستان)، نقش شرایط زیست‌محیطی در تعیین مخارج سلامت را برای دوره ۱۹۹۹-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده و از روش‌های هم‌جمعی برای تخمین اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شرایط زیست‌محیطی استفاده کرده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که در کوتاه‌مدت درآمد و انتشار گازهای مونوکسید کربن اثر مثبت و معنادار بر مخارج سلامت دارند؛ در حالی که در بلندمدت علاوه بر درآمد و گاز مونوکسید کربن، انتشار گازهای اکسید سولفور نیز تأثیر مثبت و معنادار بر مخارج سلامت دارد. ژانگ و همکاران [۶] از داده‌های ۳۱ استان چین طی بازه زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۷، برای پاسخ به این سؤال که «آیا آلودگی، هزینه‌های عمومی سلامت را افزایش می‌دهد» استفاده کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگر حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)، به این نتیجه رسیده‌اند که آلودگی هوا، در کوتاه‌مدت و بلندمدت هزینه‌های عمومی سلامت را افزایش می‌دهد. مهرآرا و همکاران [۷] به بررسی رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و هزینه‌های بخش سلامت در کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. به این منظور از میزان مصرف انرژی، سرانه انتشار گاز کربن دی‌اکسید، دسترسی به آب سالم و دسترسی به سیستم‌های فاضلاب بهداشتی به‌عنوان شاخص‌های سنجش کیفیت محیط‌زیست استفاده شده است. نتایج این مطالعه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی

جنگ تحمیلی ایران و عراق؛ این متغیر طی سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹ مقدار یک و در بقیه سال‌ها مقدار صفر را به خود می‌گیرد و نشان‌دهنده تأثیر شرایط اجتماعی جنگ بر وضعیت هزینه‌های سلامت در ایران است. با توجه به امکان دسترسی به داده‌های آماری، در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی سالانه ۱۳۵۸-۱۳۹۲ استفاده شده است. اطلاعات مربوط به داده‌های متغیرها از منابع مختلف آماری از جمله: بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار ایران و شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) جمع آوری شده است. شایان ذکر است که مدل رابطه (۱) یک‌بار با در نظر گرفتن گاز CO به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری آلودگی هوا و یک‌بار با در نظر گرفتن ذرات معلق PM10 به‌عنوان شاخص آلودگی هوا تخمین زده می‌شود. بنابراین در مجموع دو مدل تخمینی خواهیم داشت.

رویکرد مورد استفاده در این مقاله به‌منظور تخمین مدل، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) معرفی شده توسط پسران و همکاران [۸]، است. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این‌که می‌توان این آزمون را، صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل کاملاً I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، به‌کار برد. دوم این‌که این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند [۹]. سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به‌کار برد [۱۰] و در نهایت این‌که استفاده از این روش حتی زمانی‌که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد [۱۱]. به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران، نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر هستیم:

$$\Delta \text{Ln}(\text{HEpc})_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \text{Ln}(\text{HEpc})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} d_i \Delta \text{Ln}(\text{GDPpc})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} e_i \Delta \text{Ln}(\text{PHY})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} f_i \Delta \text{Ln}(\text{POP65})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} g_i \Delta \text{Ln}(\text{AP})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} h_i \Delta \text{Ln}(\text{UR})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_6} k_i \Delta \text{Ln}(\text{AP} \times \text{UP})_{t-i} + \delta_1 \text{Ln}(\text{HEpc})_{t-1} + \delta_2 \text{Ln}(\text{GDPpc})_{t-1} + \delta_3 \text{Ln}(\text{PHY})_{t-1} + \delta_4 \text{Ln}(\text{POP65})_{t-1} + \delta_5 \text{Ln}(\text{AP})_{t-1} + \delta_6 \text{Ln}(\text{UP})_{t-1} + \delta_7 \text{Ln}(\text{AP} \times \text{UP})_{t-1} + \theta \text{WAR} + \mu_t \quad (2)$$

که در آن $\delta_1, \delta_2, \delta_3$ و ... ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، WAR متغیر مجازی سال‌های جنگ، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اخلاص و p, q_1, q_2, q_3 و ... تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند: آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا \bar{R}^2 تعیین می‌شود. مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. فرآیند

پویا (DOLS) نشان می‌دهد که رابطه معکوسی بین کیفیت محیط‌زیست و هزینه‌های بخش سلامت در کشورهای مورد مطالعه داشته است. فتاحی و همکاران [۲] به بررسی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر هزینه‌های عمومی سلامت در کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان می‌دهد طی دوره مورد بررسی آلودگی هوا تأثیر مثبت و معنادار بر هزینه‌های عمومی سلامت در کشورهای مورد مطالعه داشته است. این مطالعه، با تأکید بر آلودگی هوا، به بررسی عوامل مؤثر در هزینه‌های بخش سلامت در کشور ایران طی فاصله زمانی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۹۲ پرداخته است.

روش کار

در این مقاله، به‌منظور بررسی اثر آلودگی هوا بر هزینه‌های بخش سلامت در ایران، بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق و هم‌چنین شرایط اقتصاد ایران، از مدل زیر بهره گرفته شده است:

$$\text{Ln}(\text{HEpc})_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(\text{GDPpc})_t + \beta_2 \text{Ln}(\text{PHY})_t + \beta_3 \text{Ln}(\text{POP65})_t + \beta_4 \text{Ln}(\text{AP})_t + \beta_5 \text{Ln}(\text{UP})_t + \beta_6 \text{Ln}(\text{AP} * \text{UP})_t + \beta_7 \text{WAR} + \varepsilon_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)، متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

Ln: لگاریتم طبیعی؛ دلیل اصلی لگاریتم گرفتن از متغیرها آنست که اولاً: میزان پراکندگی بین داده‌های متغیرهای تحقیق تعدیل و ثانیاً: ضرایب تخمینی مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کنند، به این معنا که مقدار این ضرایب نشان‌دهنده میزان تغییر در متغیر وابسته به‌ازای یک درصد تغییر در متغیر مستقل با فرض ثبات سایر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه‌گیری می‌باشند. β_i : ضرایب مجهول $\beta_0, I =$ مقدار ثابت (عرض از مبدأ)؛ ε_t : جزء خطاء تصادفی؛ t : زمان؛ HEpc: سرانه هزینه‌های بخش سلامت؛ GDPpc: تولید ناخالص داخلی سرانه (به‌عنوان شاخص درآمد)؛ PHY: سرانه تعداد پزشک به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت؛ POP65: درصد جمعیت ۶۵ سال و به بالا؛ AP: آلودگی هوا؛ به‌منظور اندازه‌گیری این متغیر از میزان انتشار دو آلاینده مهم به نام‌های: گاز مونوکسید کربن (CO) و ذرات معلق PM10 استفاده شده است. UP: نرخ شهرنشینی؛ AP×UP: اثر متقاطع آلودگی هوا و شهرنشینی؛ این متغیر به‌منظور بررسی اثر غیرمستقیم شهرنشینی بر هزینه‌های سلامت از طریق آلودگی هوا، وارد مدل شده است. چرا که، بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، شهرنشینی از طریق افزایش آلودگی هوا، هزینه‌های سلامت را به‌طور غیرمستقیم افزایش می‌دهد. WAR: متغیر مجازی سال‌های

که در آن $\Delta y_t = y_t - \hat{\varphi} - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i x_{it}$ و عملگر تفاضلی مرتبه اول می‌باشد. همچنین، $\varphi(1, p)$ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد. به‌منظور بررسی وجود مرتبه همگرایی یکسان بین متغیرها، منفی و معنادار بودن ضریب ECT_{t-1} در تخمین ضرایب کوتاه‌مدت، بیان‌گر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها خواهد بود [۱۲]. شایان ذکر است که در این مقاله به‌منظور تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای Eviews و Microfit استفاده است.

یافته‌ها

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه ایستایی بیشتر از $I(1)$ نیستند. در حالی که متغیرها ایستا از درجه دو یعنی $I(2)$ یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران [۸]، قابل‌اعتماد نیست [۱۳]. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون‌ها، درجه ایستایی متغیرها تعیین شود. در این مطالعه برای تعیین درجه ایستایی، نخست از آزمون‌های معمول ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس - پرون (PP) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که کلیه متغیرها $I(1)$ هستند. اما این آزمون‌ها شکست‌های احتمالی در روند متغیرها را در فرآیند آزمون لحاظ نمی‌کنند، که این امر ممکن است منجر به استنباط کاذب درباره ایستایی یا نایستایی در سری‌های زمانی شود. با توجه به طول دوره زمانی مورد مطالعه و تغییرات ساختاری رخ داده در اقتصاد ایران نظیر جنگ تحمیلی، احتمال وجود شکست‌های ساختاری در روند داده‌ها بسیار بالاست. از این رو، در این مطالعه ابتدا وجود حداکثر ۵ شکست (به‌صورت درون‌زا) در متغیرها با استفاده از مجموعه آزمون‌های معرفی شده توسط بای و پرون [۱۴] آزمون شده است. نتایج آزمون‌های UDmax و WDmax وجود حداقل یک شکست را برای تمام متغیرها تأیید می‌کند. بنابراین جهت بررسی دقیق‌تر، با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت - اندروز (ZA) [۱۵] با لحاظ یک شکست ساختاری به‌صورت درون‌زا و آزمون ریشه واحد لی - استرازیسیچ (LS) [۱۶] با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا، درجه ایستایی متغیرها مورد بررسی مجدد قرار گرفته است. نتایج آزمون زیوت‌اندروز نشان می‌دهد که تمام متغیرها به استثنای تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص‌های آلودگی هوا و اثر تقاطعی شاخص‌های آلودگی هوا و شهرنشینی، با لحاظ یک شکست ساختاری در سطح معنی‌داری ۵ درصد مانا و ایستا از درجه صفر هستند. در حالی که مطابق با نتایج آزمون LS تمامی متغیرهای تحت بررسی با لحاظ دو شکست درون‌زا در سطح ایستا شده‌اند، به این معنی که متغیرها ایستا از درجه صفر می‌باشند. بنابراین، به‌دلیل عدم

آزمون کرانه‌ها برای عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به‌دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = 0$$

در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی $I(1)$ و حد پایینی برای سری‌های $I(0)$. چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم همگرایی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم [۸]. وقتی که وجود روابط تعادلی بلندمدت اثبات شد، در مرحله دوم، ضرایب بلندمدت و الگوی تصحیح خطا (ECM) متناظر با آن، به‌کمک روش ARDL برآورد می‌شود [۱۰].

یک مدل ARDL تعمیم‌یافته را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد:

$$\varphi(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + U_t \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (3)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به‌صورت $L^p = y_{t-p}$ تعریف می‌شود. این معادله با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود که در آن d حداکثر وقفه تعیین شده از سوی پژوهشگر و k تعداد متغیرهای توضیحی به‌کار رفته شده در مدل است. در مرحله بعد با یکی از معیارهای اطلاعات و یا ضریب تعدیل شده (\bar{R}^2) وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. سپس یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی تخمین زده می‌شود. هر رابطه بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و برعکس. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به هر رگرسیون همگرایی را با یک وقفه زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس با کمک روش OLS ضرایب الگو را برآورد می‌کنیم. در نرم‌افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن را نیز ارائه نماید. فرم کلی معادله تصحیح خطای ARDL به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\Delta y_t = \Delta \varphi_0 - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} - (\varphi) \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \beta_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \varphi(1, p) ECT_{t-1}$$

متغیرها استفاده کرد. خلاصه نتایج آزمون‌های ایستایی در [جدول ۱](#) ارائه شده است.

ایستایی متغیرهای مورد استفاده از یک درجه و با توجه به این که هیچ کدام از متغیرها ایستا از درجه دو نیستند می‌توان از آزمون کرانه‌ها برای آزمون وجود روابط بلندمدت بین

جدول ۱: خلاصه نتایج آزمون‌های ایستایی

نتیجه آزمون				متغیر
ADF	PP	ZA	LS	
I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	Ln(HEpc)
I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	Ln(GDPpc)
I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	Ln(PHY)
I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	Ln(POP65)
I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	Ln(CO)
I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	Ln(PM10)
I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	Ln(UP)
I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	Ln(CO×UP)
I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	Ln(PM10×UP)

این اساس تنظیم شده‌اند. در این قسمت از جدول گزارش شده‌اند. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه شده در بخش بالایی قسمت بالای [جدول ۲](#)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل زمانی که از هر یک از شاخص‌های آلودگی هوا در مدل استفاده شده است، در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه شده در این مدل‌ها، بزرگ‌تر از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران [\[۸\]](#) و نارایان [\[۱۷\]](#) در سطح ۵ درصد است.

حال با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران [\[۸\]](#) به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با توجه به شاخص‌های اندازه‌گیری آلودگی هوا می‌پردازیم. تعداد رگرورها $K = 7$ بوده و الگوی فوق تنها دارای جمله ثابت است. با توجه به این موضوع مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران [\[۸\]](#) در سطوح معناداری مختلف از جدول ارائه شده توسط آن‌ها استخراج و در بخش پائینی [جدول ۲](#) آمده‌اند. همچنین با توجه به این که حجم نمونه کمتر از عدد ۸۰ است، مقادیر بحرانی ارائه شده توسط نارایان [\[۱۷\]](#) نیز که بر

جدول ۲: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران [\[۸\]](#)

شاخص آلودگی هوا در مدل		طول وقفه بهینه مدل		مقدار آماره F مدل	
CO		(۱.۰۰۰.۰۰۰.۰۰۰.۰۰)		۵/۱۲**	
PM10		(۱.۱.۰.۰.۱.۰.۰.۰.۰)		۴/۹۴**	
سطح معناداری		مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران [۸]		مقادیر بحرانی آزمون نارایان [۱۷]	
		کرانه پایین I(0)		کرانه بالا I(1)	
۱۰٪	۲/۰۳	۳/۱۳	۲/۳۰	۳/۶۱	
۵٪	۲/۳۲	۳/۵۰	۲/۷۵	۴/۲۱	
۱٪	۲/۹۶	۴/۲۶	۳/۸۴	۵/۶۹	

علامت‌های *** و ** به ترتیب معناداری در سطوح ۱ و ۵ درصد است.

سطح ۵ درصد، معنی‌دار است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این شاخص، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، سرانه هزینه‌های بخش سلامت حدود ۰/۱۴ و ۰/۰۳ درصد افزایش می‌یابد. اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت انتشار PM10 به عنوان شاخص دیگر انتشار آلودگی هوا نیز بر روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت در سطح معنی‌داری ۵ درصد مثبت است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این شاخص، در

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین تمام مدل‌ها، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در [جدول ۳](#) نتایج تخمین رابطه‌های بلندمدت گزارش شده است. البته علاوه بر رابطه‌های بلندمدت، نتایج رابطه‌های کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی نیز در این جدول آمده‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده: (۱) اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت انتشار گاز مونوکسید کربن به عنوان شاخص آلودگی هوا بر روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت، مثبت و در

افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه، به طور متوسط در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، سرانه هزینه‌های بخش سلامت حدود ۰/۶۷ و ۰/۱۵ درصد افزایش می‌یابد.

بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، سرانه هزینه‌های بخش سلامت حدود ۰/۰۹ و ۰/۰۲ درصد افزایش می‌یابد. (۲) ضرایب کوتاهمدت و بلندمدت $\ln(\text{GDPpc})$ به عنوان شاخص درآمد سرانه، در هر دو مدل، مثبت می‌باشد. می‌توان گفت که با

جدول ۳: نتایج تخمین رابطه‌های تعادلی بلندمدت و کوتاهمدت به روش ARDL

متغیر	ضرایب تخمینی
متغیر وابسته: $\ln(\text{HEpc})$	
	ضرایب بلندمدت
$\ln(\text{GDPpc})$	۰/۶۸۲ (۰/۰۰۰)
$\ln(\text{PHY})$	۰/۲۸۵ (۰/۰۰۱)
$\ln(\text{POP65})$	-۰/۰۸۲ (۰/۵۱۱)
$\ln(\text{CO})$	۰/۱۴۴ (۰/۰۲۸)
$\ln(\text{PM10})$	-
$\ln(\text{UP})$	۱/۵۵۲ (۰/۰۰۰)
$\ln(\text{CO} \times \text{UP})$	۰/۰۸۱ (۰/۰۳۱)
$\ln(\text{PM10} \times \text{UP})$	-
WAR	۰/۰۲۲ (۰/۰۷۵)
عرض از مبدأ C	-۲۲/۴۴۰ (۰/۰۰۰)
	ضرایب کوتاهمدت
$\Delta \ln(\text{GDPpc})$	۰/۱۵۵ (۰/۰۰۰)
$\Delta \ln(\text{PHY})$	۰/۰۶۸ (۰/۰۰۵)
$\Delta \ln(\text{POP65})$	-۰/۰۱۹ (۰/۶۲۲)
$\Delta \ln(\text{CO})$	۰/۰۳۱ (۰/۰۲۴)
$\Delta \ln(\text{PM10})$	-
$\Delta \ln(\text{UP})$	۰/۳۸۲ (۰/۰۰۰)
$\Delta \ln(\text{CO} \times \text{UP})$	۰/۰۲۲ (۰/۰۲۹)
$\Delta \ln(\text{PM10} \times \text{UP})$	-
ΔWAR	۰/۰۰۴ (۰/۰۸۸)
ΔC	-۵/۲۸۵ (۰/۰۰۰)
ECT(-1)	-۰/۲۱۸ (۰/۰۰۰)
آزمون‌های تشخیصی	
نام آزمون	مقدار آماره
R-bar-square	۰/۸۸۲
F-statistic	۲۶۵/۱۴ (۰/۰۰۰)
Serial correlation	۰/۴۱۲ (۰/۵۲۲)
Function Form	۰/۲۵۲ (۰/۶۱۱)
Normality	۰/۰۱۵ (۰/۹۵۲)
Heteroscedasticity	۰/۰۵۱ (۰/۸۲۸)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال است.

۰/۲۵ و ۰/۰۶ درصد افزایش می‌یابد. (۴) ضرایب کوتاهمدت و بلندمدت $\ln(\text{POP65})$ به عنوان متغیر نشان‌دهنده سالمندی جمعیت، در هر دو مدل منفی می‌باشد؛ اما این متغیر در بلندمدت و کوتاهمدت اثر معنی‌داری بر روی سرانه هزینه‌های

(۳) ضرایب کوتاهمدت و بلندمدت $\ln(\text{PHY})$ در هر دو مدل مثبت و معنی‌دار می‌باشد. می‌توان گفت که با افزایش یک درصدی در سرانه پزشک، به طور متوسط در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، سرانه هزینه‌های بخش سلامت حدود

بحث

این مطالعه با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها و روش ARDL به بررسی تأثیر آلودگی هوا بر هزینه‌های بخش سلامت در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ پرداخته است. به این منظور، از متغیرهای سرانه هزینه‌های بخش سلامت و شاخص‌های آلودگی هوا، شامل میزان انتشار گاز CO و ذرات معلق PM10 و همچنین متغیرهای درآمد سرانه، سرانه پزشک، سالمندی جمعیت، نرخ شهرنشینی، اثر متقاطع آلودگی هوا و شهرنشینی و متغیر مجازی جنگ تحمیلی به‌عنوان دیگر متغیرهای توضیحی مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت استفاده شده است. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها را در ایران تأیید می‌کند. نتایج تخمین مدل‌ها به روش ARDL نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص‌های آلودگی هوا باعث افزایش سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران شده‌اند. این نتیجه با نتایج جرت و همکاران [۲]، نارایان و نارایان [۵]، ژنگ و همکاران [۶] و فتاحی و همکاران [۲] سازگار است. بر اساس انتظارات تئوریک، اثرگذاری متغیر درآمد سرانه بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت و کشش آن کمتر از یک (حدود ۰/۶۷ در بلندمدت و ۰/۱۵ در کوتاه‌مدت) است. بر این اساس می‌توان گفت که سلامت طی دوره زمانی مورد مطالعه در ایران یک کالای ضروری بوده است. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که خدمات سلامت از طریق بودجه‌های عمومی و دولتی تأمین مالی شود و دخالت دولت در خدمات سلامت و ارائه آن لازم می‌باشد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر این که سلامت یک کالای ضروری است، با نتایج مطالعات: بیلگل و تران [۱۹] و رضایی و همکاران [۲۰] هم‌سو و با نتایج مطالعات: نیوهاوس [۱] و آنگ [۲۱] مغایر است. همان‌طور که انتظار می‌رفت تأثیر متغیر سرانه پزشک بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در بلندمدت و کوتاه‌مدت، مثبت است. بر اساس ضرایب تخمینی، تأثیر مثبت تعداد پزشکان بر روی هزینه‌های سلامت از دو دیدگاه قابل توجه می‌باشد. اول این که از آنجا که عدم تقارن اطلاعاتی بین پزشکان و بیماران (به نفع پزشکان) وجود دارد، بنابراین زمانی که تعداد پزشکان در یک منطقه زیاد شود، سرانه مراجعه افراد به هر کدام از پزشکان کاهش می‌یابد و بنابراین پزشکان در راستای حفظ درآمد خود، تجویزهای غیرضروری را افزایش و در نهایت به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد که این پدیده در متون علمی اقتصاد سلامت تحت عنوان تقاضای القایی عرضه‌کننده یا «قانون روثمر» شناخته می‌شود. دوم این که، افزایش تعداد پزشکان منجر به افزایش دسترسی و تقاضا برای خدمات سلامت خواهد شد و بر اساس متون علمی اقتصاد خرد زمانی که تقاضا برای یک خدمت

بخش سلامت نداشته است. ۵) ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت Ln(UP) در هر دو مدل مثبت و معنی‌دار می‌باشد. می‌توان گفت که با افزایش یک‌درصدی در نرخ شهرنشینی، به‌طور متوسط در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، سرانه هزینه‌های بخش سلامت حدود ۱/۴۲ و ۰/۳۶ درصد افزایش می‌یابد. ۶) متغیر مجازی سال‌های جنگ تحمیلی نیز در سطح اطمینان ۱۰ درصد به لحاظ آماری در هر دو مدل تخمینی دارای اثر مثبت بر هزینه‌های بخش سلامت بوده است. ۷) ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) در هر دو مدل مطابق انتظار منفی و در سطح بالایی معنادار است. این ضریب در مدلی که شاخص اندازه‌گیری آلودگی هوا، انتشار گاز کربن مونوکسید است، برابر با مقداری حدود ۰/۲۲- است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۲۲ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در سرانه هزینه‌های بخش سلامت، در دوره بعد تعدیل می‌شود. همچنین، میانگین این ضریب در مدلی که شاخص اندازه‌گیری آلودگی هوا، ذرات معلق PM10 است، برابر با مقداری حدود ۰/۱۹- است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۱۹ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در سرانه هزینه‌های بخش سلامت، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به‌سمت تعادل در هر دو حالت، با سرعت نسبتاً پائینی صورت می‌گیرد.

بر اساس آزمون‌های تشخیصی که در قسمت پائین جدول ۳ آمده است، فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری کل رگرسیون (با استفاده از آماره F) را می‌توان و فرضیه‌های صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی، وجود فرم تبعی مناسب، توزیع نرمال و همسانی واریانس را نمی‌توان در هر دو مدل رد کرد، که این امر اعتبار نتایج را نشان می‌دهد. همچنین، بر اساس ضرایب تعیین تعدیل‌شده، قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های تخمینی در سطح قابل قبولی است. به‌منظور آزمون ثبات ساختاری الگو نیز از آماره‌های پسماند تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMQ) ارائه‌شده توسط براون و همکاران [۱۸] استفاده شده است (البته نتایج این آزمون‌ها به‌منظور صرفه‌جویی و کم اهمیت‌بودن در تحلیل نتایج، ارائه نشده‌اند و نزد نویسندگان مقاله قرار دارند). بر این اساس، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی هر دو مدل بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند؛ که این نتیجه بیان‌گر پایداری مدل‌ها در بلندمدت است. نکته مهم دیگر آن که علامت ضرایب متغیرهای کنترل در هر دو مدل از ثبات برخوردار بوده است. این نتایج نشان می‌دهد که علامت ضرایب متغیرهای کنترل به نوع شاخص آلودگی هوا حساسی نداشته که این صحت و ثبات نتایج به‌دست‌آمده را نشان می‌دهد.

اساس دولت بایستی سیاست‌هایی جدی در جهت بهبود وضعیت شهرنشینی در مناطق شهری را دنبال و همچنین امکانات لازم در مناطق روستایی را فراهم کند تا از این طریق، هزینه‌های سلامت را کاهش دهد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر اثر مثبت شهرنشینی بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت، همسویی نزدیکی با نتایج مطالعات: مگازینو و مل [۲۲] و رضایی و همکاران [۲۰] دارد. اثر متقاطع شاخص‌های آلودگی هوا و شهرنشینی بر هزینه‌های سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنی‌دار است. بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، شهرنشینی از طریق افزایش آلودگی هوا، هزینه‌های سلامت را به‌طور غیرمستقیم افزایش می‌دهد. چرا که با افزایش شهرنشینی، استفاده از زیرساخت‌ها، حمل و نقل و انرژی افزایش می‌یابد؛ انتقال از کشاورزی به صنعت نیز باعث افزایش آلودگی هوا می‌شود. بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده قابل قبول و مطابق انتظار است. در آخر، متغیر مجازی جنگ تحمیلی نیز مطابق انتظار اثر مثبت بر هزینه‌های بخش سلامت طی دوره مورد بررسی داشته است که نشان‌دهنده آنست که شرایط و عوامل محیطی نیز بر روی هزینه‌های بخش سلامت اثرگذارند. جنگ تحمیلی در ایران، به‌دلیل ناامنی، تغییر ساختارها و شرایط اقتصادی-اجتماعی جامعه، تبعات نامطلوبی بر سلامت و افزایش هزینه‌های این بخش داشته است که نتیجه به‌دست‌آمده، آن‌را تأیید می‌کند.

نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق، شاخص‌های آلودگی هوا، هزینه‌های بخش سلامت را افزایش می‌دهند. به این معنی که آلاینده‌های جوی به‌عنوان یک مقوله مهم، سلامت انسان را تهدید می‌کنند و به طرق مختلف، هم‌چون افزایش بیماری‌های قلبی، آثار زیان‌بار بلندمدت و کوتاه‌مدت بر سلامت انسان‌ها و به‌تبع آن افزایش هزینه‌های بخش سلامت دارند. بر این اساس راهکارهایی هم‌چون کاهش مصرف سوخت‌هایی با آلاینده‌های زیاد، اصلاح قوانین و مقررات 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 با در نظر گرفتن ارزش محاسبه‌شده برای آلودگی هوا و میزان نقش واحدهای مختلف در آلوده‌سازی هوا توسط دولت‌ها، مشارکت مالی شهروندان در جهت کاهش آلودگی هوا، هم‌زمان با فراهم آوردن زمینه‌های لازم برای سرمایه‌گذاری در طرح‌های کاهش آلودگی هوا مانند پارک‌ها و فضاهای سبز، گازسوز کردن خودروها و ... توسط دولت، کنترل انتشار ذرات معلق در مناطق مختلف کشور به‌ویژه مناطق کم‌پوشش، همکاری‌های منطقه‌ای و بین‌المللی

افزایش یابد، قیمت آن خدمت افزایش و در نهایت هزینه‌های سلامت افزایش خواهد یافت. با توجه به اثبات وجود تقاضای القایی در بازار عرضه پزشکان ایران، به‌نظر می‌رسد یک راه جلوگیری از القای تقاضا توسط پزشکان، نظارت بر حقوق و عملکرد پزشکان و تغییر روش‌های پرداخت باشد. نظام پرداخت می‌تواند بر انگیزه و رفتار پزشکان تأثیر جدی بگذارد. بنابراین، برای جلوگیری از افزایش غیرضروری مخارج سلامت و استفاده مناسب از منابع مالی جهت بهبود وضعیت سلامت، ممکن است تجدیدنظر در پرداخت حقوق پزشکان راه‌حل مناسبی باشد.

نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت تعداد پزشکان بر روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات رضایی و همکاران [۲۰] و مگازینو و مل [۲۲] دارد. تأثیر متغیر درصد جمعیت ۶۵ سال و به بالا بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی، اما بی‌معناست. در مورد تأثیر سالمندی بر هزینه‌های سلامت دو رویکرد وجود دارد که اولی بیان می‌کند هر چه امید به زندگی در یک جامعه بالاتر باشد، یعنی آن جامعه سالم‌تر می‌باشد و بنابراین استفاده از خدمات سلامت کمتر و هزینه‌های سلامت کمتر می‌باشد که این یافته در مطالعه صمدی و همایی‌راد [۲۳] هم نشان داده شده است. مطالعه ششامانی و گرای [۲۴] نیز نشان داده‌اند، افزایش هزینه‌های سلامت بیشتر به زمان نزدیکی به مرگ ارتباط دارد تا سن افراد و کاهش سال نزدیکی به مرگ از پنج سال به یک سال، باعث افزایش هزینه‌های سلامت در حدود ۳۰ درصد خواهد شد. مطالعات: گترن [۲۵] و مارتین و همکاران [۲۶] نشان داده است که رابطه مثبتی بین هزینه‌های سلامت و سالمندی وجود ندارد. زویفل و همکاران [۲۷] نیز نشان داده‌اند که بین هزینه‌های سلامت و سالمندی رابطه مبهمی وجود دارد و آن‌چه مهم می‌باشد، سالمندی نیست بلکه زمان نزدیکی به مرگ می‌باشد. تأثیر متغیر نرخ شهرنشینی بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنی‌دار است. این متغیر بیشترین اثرگذاری را نسبت به سایر متغیرها بر روی سرانه هزینه‌های مراقبت سلامت دارد. تأثیر مثبت شهرنشینی بر روی هزینه‌های سلامت از دو دیدگاه قابل بررسی می‌باشد. اول این‌که در مناطق شهری معمولاً خدمات سلامت و تجهیزات ارائه‌دهنده سلامت گران‌قیمتی وجود دارد. بنابراین، حتی اگر فرض کنیم که مقدار استفاده از خدمات سلامت برای افراد شهری و روستایی مساوی باشد، باز هم افزایش شهرنشینی منجر به افزایش هزینه‌های سلامت خواهد شد. دوم این‌که معمولاً دسترسی به خدمات سلامت در مناطق شهری بیشتر می‌باشد و افزایش شهرنشینی یعنی تعداد بیشتری از افراد به خدمات سلامت دسترسی خواهند داشت که این مسئله در نهایت به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد. بر این

کشورهای همسایه اشاره کرد.

در جهت کاهش جریان ذرات ریز معلق به کشور از طریق

References

1. Newhouse JP. Medical-care expenditure: a cross-national survey. *J Hum Resour.* 1977;12(1):115-25. DOI: 10.2307/145602 PMID: 404354
2. Fattahi M, Osari A, Sadegi H, Asgharpur H. [Effects of air pollution on public spending for health: Comparative developing and developed countries]. *J Econ Dev.* 2013;3(11):111-32.
3. Jerrett M, Eyles J, Dufournaud C, Birch S. Environmental influences on healthcare expenditures: an exploratory analysis from Ontario, Canada. *J Epidemiol Community Health.* 2003;57(5):334-8. PMID: 12700215
4. Zhang M, Song Y, Cai X, Zhou J. Economic assessment of the health effects related to particulate matter pollution in 111 Chinese cities by using economic burden of disease analysis. *J Environ Manage.* 2008;88(4):947-54. DOI: 10.1016/j.jenvman.2007.04.019 PMID: 17573182
5. Narayan PK, Narayan S. Does environmental quality influence health expenditures? Empirical evidence from a panel of selected OECD countries. *Ecol Econ.* 2008;65(2):367-74. DOI: 10.1016/j.ecolecon.2007.07.005
6. Zheng X, Yu Y, Zhang L, Zhang Y. Does pollution drive up public health expenditure? A Panel Unit Root and Cointegration Analysis 2010. Available from: http://static.sfruc.edu.cn/uploads/soft/100521/2_0822427571.pdf.
7. Mehrara M, Sharzei G, Mohaghegh M. [A study of the relationship between health expenditure and environmental quality in developing countries]. *J Health Admin.* 2012;14(46):79-88.
8. Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econometr.* 2001;16(3):289-326. DOI: 10.1002/jae.616
9. Banerjee A, Dolado JJ, Galbraith JW, Hendry D. Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. Oxford University Press; 1993.
10. Narayan PK, Narayan S. Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Econ Model.* 2005;22(3):423-38. DOI: 10.1016/j.econmod.2004.06.004
11. Alam I, Quazi R. Determinants of Capital Flight: An econometric case study of Bangladesh. *Int Rev Appl Econ.* 2003;17(1):85-103. DOI: 10.1080/713673164
12. Tashkini A. [Applied econometrics with Microfit]. Tehran 2005.
13. Ang JB. CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy.* 2007;35(10):4772-8. DOI: 10.1016/j.enpol.2007.03.032
14. Bai J, Perron P. Computation and analysis of multiple structural change models. *J Appl Econometr.* 2003;18(1):1-22. DOI: 10.1002/jae.659
15. Zivot E, Andrews DWK. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *J Busin Econ Statist.* 1992;10(3):251-70. DOI: 10.1080/07350015.1992.10509904
16. Lee J, Strazicich MC. Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Rev Econ Statist.* 2003;85(4):1082-9. DOI: 10.1162/003465303772815961
17. Narayan PK. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Appl Econ.* 2005;37(17):1979-90. DOI: 10.1080/00036840500278103
18. Brown RL, Durbin J, Evans JM. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *J Royal Statist Soc.* 1975;37:149-92.
19. Bilgel F, Tran KC. The determinants of Canadian provincial health expenditures: evidence from a dynamic panel. *Appl Econ.* 2011;45(2):201-12. DOI: 10.1080/00036846.2011.597726
20. Rezaei S, Dindar A, Rezapour A. [Health care expenditures and their determinants: Iran provinces (2006-2011)]. *J Health Admin.* 2016;19(63):81-90.
21. Ang J. The determinants of health care expenditure in Australia. *Appl Econ.* 2009;17(4):639-44.
22. Magazzino C, Mele M. The Determinants of Health Expenditure in Italian Regions. *Int J Econ Finance.* 2012;4(3). DOI: 10.5539/ijef.v4n3p61
23. Samadi A, Homaie Rad E. Determinants of Healthcare Expenditure in Economic Cooperation Organization (ECO) Countries: Evidence from Panel Cointegration Tests. *Int J Health Policy Manag.* 2013;1(1):63-8. DOI: 10.15171/ijhpm.2013.10 PMID: 24596838
24. Seshamani M, Gray AM. A longitudinal study of the effects of age and time to death on hospital costs. *J Health Econ.* 2004;23(2):217-35. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2003.08.004 PMID: 15019753
25. Getzen TE. Population aging and the growth of health expenditures. *J Gerontol.* 1992;47(3):S98-104. PMID: 1573213
26. Martín JJM, Puerto López del Amo González M, Dolores Cano García M. Review of the literature on the determinants of healthcare expenditure. *Appl Econ.* 2011;43(1):19-46. DOI: 10.1080/00036841003689754
27. Zweifel P, Felder S, Meiers M. Ageing of population and health care expenditure: a red herring? *Health Econ.* 1999;8(6):485-96. PMID: 10544314