

## Examining the Spatial Effects of Health Expenditures on Mortality Rates in the Provinces of Iran

**Mohsen Bonakchi**

Department of Economics, AR.C., Islamic Azad University, Arak, Iran

**Ahmad Sarlak\***

Department of Economics, AR.C., Islamic Azad University, Arak, Iran

**Maryam Sharifnezhad**

Department of Economics, AR.C., Islamic Azad University, Arak, Iran

### Abstract

Population health is one of the most important indicators of human development, and the mortality rate, as a key measure, is influenced by health-related, medical, and social factors. The aim of this study is to examine the spatial effects of health expenditures on health outcomes (mortality rate) across the provinces of Iran during the period 2011–2021. To this end, provincial-level data and a spatial weight matrix are employed to identify spatial dependence among provinces. First, the existence of spatial autocorrelation in mortality rates is confirmed using appropriate diagnostic tests. Then, the Spatial Durbin Model is applied to analyze the impact of health expenditures on health outcomes. The estimation results indicate that mortality rates exhibit significant spatial dependence, such that changes in one province can affect neighboring provinces. Moreover, health expenditures, the number of physicians, and the number of hospital beds have a negative and statistically significant effect on mortality rates, highlighting the important role of expanding health infrastructure and services in reducing mortality. In addition, the level of education shows a significant negative effect on mortality rates, confirming the importance of socio-economic factors in improving health outcomes. Based on these findings, the design and implementation of health policies require a regional and spatial approach, so

\* Corresponding Author: [ah.sarlak@iau.ac.ir](mailto:ah.sarlak@iau.ac.ir)


**How to Cite:** Bonackchi, M., Sarlak, A., Sharifnezhad, M.(X). Examining the Spatial Effects of Health Expenditures on Mortality Rates in the Provinces of Iran. Journal of Economic Research, X(X), X- X.


that through efficient allocation of resources and consideration of spatial spillover effects, a sustainable reduction in mortality rates can be achieved at the national level.


**Keywords:** health expenditures; Mortality rate; Spatial Durbin Model; Provinces of Iran.



## بررسی اثرات فضایی مخارج سلامت بر نرخ مرگ و میر در استان های ایران

محسن بنکچی  گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

احمد سرلک \* گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

مریم شریف نژاد  گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

### چکیده

سلامت جمعیت یکی از مهم ترین شاخص های توسعه انسانی است و نرخ مرگ و میر به عنوان معیاری کلیدی، تحت تأثیر عوامل بهداشتی، درمانی و اجتماعی قرار دارد. هدف این مطالعه بررسی اثرات فضایی مخارج سلامت بر خروجی سلامت (نرخ مرگ و میر) در استان های کشور در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ است. بدین منظور، از داده های استانی و ماتریس وزن فضایی برای شناسایی وابستگی فضایی میان استان ها استفاده شده است. ابتدا وجود خودهمبستگی فضایی نرخ مرگ و میر با آزمون های مناسب تأیید شد و سپس از مدل دوربین فضایی برای بررسی اثر مخارج سلامت بر خروجی سلامت استفاده گردید. نتایج برآوردها نشان می دهد که نرخ مرگ و میر دارای وابستگی فضایی معنادار است و تغییرات آن در هر استان می تواند بر استان های مجاور اثرگذار باشد. همچنین مخارج سلامت، تعداد پزشکان و تعداد تخت های بیمارستانی اثر منفی و معناداری بر نرخ مرگ و میر دارند که بیانگر نقش مهم توسعه زیرساخت ها و خدمات سلامت در کاهش مرگ و میر است. علاوه بر این، سطح آموزش نیز اثر کاهنده و معناداری بر نرخ مرگ و میر را نشان می دهد و اهمیت عوامل اجتماعی-اقتصادی در بهبود وضعیت سلامت را تأیید می کند. بر اساس یافته ها، طراحی و اجرای سیاست های سلامت نیازمند رویکردی منطقه ای و فضایی است تا با تخصیص کارآمد منابع و توجه به اثرات سرریز مکانی، کاهش پایدار نرخ مرگ و میر در سطح کشور تحقق یابد.

کلیدواژه ها: مخارج سلامت، نرخ مرگ و میر، مدل دوربین فضایی، استان های ایران

## مقدمه

در ادبیات اقتصادی، حفظ، گسترش و ارتقای سلامت در زمره اساسی ترین و کلیدی ترین سیاست‌ها برای ایجاد و توسعه عدالت اجتماعی تلقی می‌شود. از آنجایی که انسان سالم، محور توسعه پایدار است، توجه به سلامت و تلاش برای حفظ، ارتقا و گسترش آن همواره یک اولویت محسوب می‌شود. مبحث سلامت موضوعی چندبعدی است که عوامل و عناصر متعدد و متنوعی در تأمین، گسترش یا تخریب آن تأثیر گذارند و همه افراد، سیستم‌ها و سازمانها در جامعه در ایجاد و همچنین دریافت پیامدهای سلامت نقش دارند. سلامت به عنوان جنبه کیفی سرمایه انسانی مدت‌هاست که از اهمیت ویژه‌ای در ادبیات اقتصادی برخوردار شده است. توسعه کیفی منابع کار، عامل تعیین کننده اصلی ایجاد رشد پایدار و در نتیجه توسعه اقتصادی است. سرمایه سلامت شرط زندگی و رفاه است و بنابراین عاملی است که سایر اجزا بدون آن نمی‌توانند وجود داشته باشند. سرمایه سلامت، به عنوان عنصر اصلی سرمایه انسانی، به عوامل زیادی (از جمله هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی، درآمد سرانه، امکانات بهداشتی، فقر، ترکیب جمعیت، فقر، نرخ نفوذ بیمه سلامت، نرخ شهرنشینی و...) بستگی دارد (وانگ و ژائو، ۲۰۲۰).

بهبود وضعیت سلامت، سرمایه انسانی را از طریق زمان کار بیشتر و بهره‌وری ناشی از نبود بیماری افزایش می‌دهد و منجر به بهبود تولید و مصرف و همچنین بازده حاصل از سرمایه‌گذاری می‌شود. شکی نیست که گسترش نظریه سرمایه انسانی به ایجاد چارچوب نظری برای تحلیل سرمایه سلامت (گالاما و ون کیپرزلوئیس<sup>۲</sup>، ۲۰۱۳) و در نتیجه، توسعه مدل موسوم به سرمایه سلامت (گروسمن<sup>۳</sup>، ۲۰۰۰) کمک کرده است. در کشورهای در حال توسعه مخارج سلامت، با توجه به توانایی پایین مردم در پرداخت از جیب، اهمیت زیادی دارد. مطالعات تجربی موجود این واقعیت را نشان می‌دهند که نرخ مرگ‌ومیر به‌طور قابل توجهی نشان‌دهنده عملکرد سیستم‌های سلامت در طول زمان است کیروس و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۲۰).

سلامت محور توسعه پایدار است و افزایش سطح سلامت افراد یکی از مهمترین سیاست‌های کشورها است. اهمیت سرمایه سلامت در ارزیابی سطح کلی سرمایه انسانی به

<sup>۱</sup>. Wang, CY. & Xiao, H.

<sup>۲</sup>. Galama, T.J and van Kippersluis, H.

<sup>۳</sup>. Grossman, M.

<sup>۴</sup>. Kiross, G.T. et al.

ویژه در بعد کیفی قابل مشاهده است، زیرا سلامت عامل اصلی تعیین کننده کیفیت منابع نیروی کار است (آیدان و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۱).

هزینه‌های سلامت شامل تمام هزینه‌هایی است که برای تأمین و بهبود سلامت افراد استفاده می‌شود (ولف<sup>۲</sup>، ۱۹۸۶). هزینه‌های سلامت به کل مبلغ بودجه‌ای که توسط کل جامعه برای خدمات پزشکی و بهداشتی در یک دوره زمانی مشخص (معمولاً ۱ سال) در یک کشور یا منطقه مصرف می‌شود، اشاره دارد که شامل کل مبلغ پولی نیروی کار انسانی و نیروی کار مادی مصرف شده در ارائه خدمات مراقبت‌های بهداشتی است (منگ<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳). هزینه‌های سلامت یک شاخص کلان مهم اقتصاد سلامت برای ارزیابی علمی بودن چگونگی تخصیص منابع و ارتباط بین هزینه‌های سلامت و پیامدهای سلامت می‌باشد (وانگ و ژائو، ۲۰۲۰). برخی مطالعات نشان داده‌اند که هزینه‌های سلامت منجر به پیامدهای بهتر سلامت می‌شود، در حالی که برخی دیگر تأثیر ناچیزی را بیان کرده‌اند. ماسگرو<sup>۴</sup> (۱۹۹۶)، فیلمر و پریچت<sup>۵</sup> (۱۹۹۷) و فایسا و گوتما<sup>۶</sup> (۲۰۰۵)، شن و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۹)، کیروس و همکاران (۲۰۲۰) به این نتیجه رسیدند که هزینه‌های سلامت عامل تعیین کننده مهمی برای پیامدهای سلامت نیست. و هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی عمومی و خصوصی به طور قابل توجهی با خروجی سلامت همبستگی منفی دارند.

از سوی دیگر، مطالعات انجام شده توسط آنیانو و اندریو<sup>۸</sup> (۲۰۰۹)، کامیا<sup>۹</sup> (۲۰۱۰)، نویگنان و همکاران<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۲)، بین و همکاران<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۷)، رئیسی و همکاران<sup>۱۲</sup> (۲۰۱۸)، ژانگ<sup>۱۳</sup> (۲۰۱۸) و مائو و وی<sup>۱۴</sup> (۲۰۲۰) تأثیر مثبت هزینه‌های سلامت بر پیامدهای سلامت

---

1. Aydan, S. et al.

2. Wolfe, B.L.

3. Meng, QY.

4. Musgrove, P.

5. Filmer, D. & Pritchett, L.

6. Fayissa, B & Gutema, G.

7. Shen, YQ. et al.

8. Anyanwu, JC. Andrew, EO.

9. Kamiya, Y.

10. Novignon, J.

11. Bein, MA. et al.

12. Raeesi et al.

13. Zhang, N.

14. Mao, WL. Wei, LB.

را نشان می‌دهند. با این حال، رحمان و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۸) اظهار می‌کنند که تأثیر هزینه‌های سلامت خصوصی بیشتر از هزینه‌های سلامت عمومی است. ژائو و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۰) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری، دریافته‌اند که هزینه‌های سلامت در چین تأثیر قابل توجهی بر خروجی سلامت داشته است.

مطالعات سلامت نشان داده‌اند که هزینه‌های بهداشتی و سرمایه‌گذاری در نظام‌های سلامت از عوامل تعیین‌کننده وضعیت بهداشتی جمعیت و نرخ مرگ‌ومیر هستند. هزینه‌های بهداشتی معمولاً شامل منابع مالی صرف‌شده برای خدمات درمانی، بیماری‌های پیشگیری‌پذیر، مراقبت‌های اولیه و تخصصی، واکسیناسیون و بیمه‌های سلامت می‌شود. در ادبیات علمی، شواهد قوی وجود دارد مبنی بر این که افزایش منابع مالی به بخش سلامت با نتایج بهتر بهداشتی، از جمله کاهش مرگ‌ومیر نوزادان و مادران، ارتباط معناداری دارد (رحمان و همکاران، ۲۰۱۸). هزینه‌های سلامت می‌تواند به طور معنی‌داری نرخ مرگ‌ومیر مادران و نوزادان را کاهش دهد؛ این اثر در کشورهای با درآمد پایین و متوسط اهمیت بیشتری دارد (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۸). افزایش مخارج سلامت و درآمد سرانه منجر به افزایش امید به زندگی و کاهش مرگ‌ومیر می‌شود. هرچند این دیدگاه مطرح است که با افزایش درآمد سرانه، دسترسی به کالاها و خدمات با کیفیت‌تر، مسکن بهتر و خدمات مراقبت سلامت مطلوب‌تر افزایش می‌یابد (اثر مثبت) همچنین در سطوح بالای درآمدی این نظریه مطرح است که افراد به سمت سبک زندگی ناسالم و پراسترس مانند رژیم غذایی پرچرب، تحرک فیزیکی کمتر و رانندگی پرشتاب، تمایل می‌یابند (اثر منفی) (شن و همکاران، ۲۰۱۹). این نتایج نشان می‌دهد که بهبود ساختار نظام سلامت و منابع مالی اختصاص یافته به آن می‌تواند مستقیماً بر نتایج بهداشتی جمعیت تأثیر بگذارد از سوی دیگر، هزینه‌های بهداشتی با رقم بالا می‌تواند باعث شود که خانوارها مراقبت‌های ضروری را نادیده بگیرند، که این پدیده به افزایش مرگ‌ومیر در میان جمعیت‌های آسیب‌پذیر می‌انجامد (متقی، ۱۳۹۳). چنین نتایجی نشان می‌دهد که عدم دسترسی به منابع مالی کافی برای خدمات سلامت می‌تواند به مضاعف شدن مرگ‌های قابل پیشگیری منجر شود. این شواهد، اهمیت سیاست‌گذاری‌های بهداشتی مبتنی بر تقویت نظام سلامت، افزایش منابع و

<sup>۱</sup> . Rahman, MM.

<sup>۲</sup> . Zhao, TL. et al.

نام خانوادگی نویسنده اول و دوم (بیش از دو نویسنده نام خانوادگی نویسنده اول و همکاران | ۷

کاهش هزینه‌های مستقیم خانوارها را برای دستیابی به هدف کاهش مرگ‌ومیر برجسته می‌سازند (مائو و همکاران ۲۰۲۰).

مخارج سلامت به‌طور بالقوه متغیری درون‌زا است، زیرا رابطه آن با پیامدهای سلامت یک‌طرفه نیست و علیت معکوس می‌تواند وجود داشته باشد؛ به این معنا که استان‌هایی با وضعیت سلامت نامطلوب‌تر معمولاً نیازمند بودجه و مخارج بهداشتی بیشتری دریافت می‌باشند. علاوه بر این، عوامل مشاهده نشده‌ای مانند کیفیت مدیریت نظام سلامت، کارایی تخصیص منابع، سبک زندگی و زیرساخت‌های تاریخی می‌توانند هم‌زمان بر سطح سلامت و میزان مخارج اثر بگذارند و باعث همبستگی مخارج با جمله خطا شوند. تخصیص هدفمند منابع توسط دولت به استان‌های محروم یا پرریسک و نیز خطاهای اندازه‌گیری در داده‌های بودجه‌ای، این مسئله را تشدید می‌کند. در چارچوب مدل‌های فضایی، این مشکل اهمیت بیشتری می‌یابد، زیرا درون‌زایی مخارج سلامت نه تنها بر اثر مستقیم، بلکه بر برآورد اثرات سرریز منطقه‌ای نیز اثر می‌گذارد و در صورت نادیده گرفتن، می‌تواند به تورش ضرایب و تفسیر نادرست اثربخشی هزینه‌های بهداشتی منجر شود.

### پیشینه پژوهش

در جدول ۱ و ۲ خلاصه‌ای از پیشینه داخلی و خارجی بیان شده است

جدول ۱ پیشینه داخلی

محقق	موضوع	روش	یافته‌ها
مرادی شیبانی و همکاران (۱۴۰۴)	ارزیابی نوع تخصیص مصارف سلامت بر بهبود شاخص‌های عملکرد در ایران	لگوی توسعه‌یافته مبتنی بر چارچوب وضعیت سلامت بالتاجی	مخارج بودجه سلامت در وضعیت کاملاً نامتوازن قرار دارد این مخارج و مخارج درمانی بر هر سه شاخص اصلی سلامت تأثیر مثبت و بهبود دهنده دارند.
سلام جبار و صادقی (۱۴۰۴)	ارزیابی تأثیر بلندمدت مخارج سلامت عمومی بر مرگ و میر قابل اجتناب در استانهای ایران	الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پانلی	مخارج سلامت عمومی تأثیر منفی بر مرگ و میر قابل اجتناب استانها دارد. علاوه بر این، در بلندمدت، متغیرهای رشد اقتصادی، نرخ بیکاری افراد بالای ۲۵ سال و تراکم پزشکان تأثیر منفی بر نرخ مرگ و میر قابل اجتناب دارند.
احسانی و همکاران (۱۴۰۲)	اثر نامتوازن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج بهداشتی دولت بر سلامت جمعیت در ایران	الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی	تغییرات مثبت و منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج بهداشتی دولت، نشان می‌دهد که هر دو ضریب بلندمدت نامتوازن، مثبت و معنی دار هستند و رابطه مثبت

و معنی داری بین باز بودن تجارت و سلامت جمعیت در بلندمدت وجود دارد.			
در بلندمدت، اثر شوک‌های منفی مخارج بهداشت عمومی بر شاخص‌های سلامت، بیشتر از اثر شوک‌های مثبت آن است و شدت اثرگذاری شوک‌های مثبت و منفی در طول دوره‌های رکود نسبت به دوره‌های رونق، بیشتر است.	الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی	اثرات نامتقارن مخارج بهداشت عمومی بر وضعیت سلامت در دوره‌های رکود و رونق	جهانتابی نژاد و گل‌خندان (۱۴۰۱)
عوامل تعیین‌کننده مخارج بهداشتی مانند تولید ناخالص داخلی سرانه، آموزش زنان، بهداشت و شهرنشینی، پیامدهای سیاستی واضحی برای کاهش نرخ مرگ و میر در میان استان‌های ایران دارد.	DOLS و FMOLS	بررسی رابطه بلندمدت مخارج بهداشتی و نرخ مرگ و میر در استان‌های ایران	فتح‌اللهی (۱۴۰۱)
مخارج بهداشتی اثر مثبتی بر کاهش مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و نوزادان دارد.	GMM	بررسی اثر مخارج بهداشتی و حکمرانی خوب بر شاخص-های سلامت در کشورهای منا	حسین پور و همکاران (۱۳۹۹)

جدول ۲ پیشینه خارجی

محقق	موضوع	روش	یافته‌ها
کایهان و همکاران <sup>۱</sup> (۲۰۲۵). در	ارزیابی انواع نظام‌های تأمین مالی سلامت از طریق امید به زندگی سالم و مرگ‌ومیر نوزادان در کشورهای OECD	GMM	نظام‌هایی با هزینه‌های عمومی بالا بیشترین موفقیت را در شاخص‌های سلامت داشتند و موفقیت در بالاترین چارک را بیشتر کسب کردند، در حالی که نظام‌های متوسط/درحال‌ظهور موفقیت اندکی نشان دادند.
ورزارو <sup>۲</sup> (۲۰۲۵)	ارزیابی روابط میان هزینه‌ها و پیامدهای سلامت در نظام‌های مراقبت بهداشتی	رویکرد مبتنی بر طراحی سیستم	هزینه‌های بهداشتی خانوارها با نرخ مرگ‌ومیر، رابطه‌ای منفی داشته و به‌طور معناداری موجب بهبود سال‌های زندگی سالم و امید به زندگی می‌شود
سلطانا و دیگران <sup>۳</sup> (۲۰۲۴)	اثر هزینه‌های بهداشتی بر پیامدهای سلامت، شامل کاهش نرخ‌های مختلف مرگ و میر و شیوع بیماری‌های عفونی در بنگلادش	مدل خودبازگشتی برداری	هزینه سلامت سرانه و تعداد پزشکان تأثیر مثبت و معناداری بر امید به زندگی و سلامت مادر و کودک دارند.

<sup>1</sup>. Kayhan, T. et al.

<sup>2</sup>. Varzarua, A.A.

<sup>3</sup>. Sultana, S. et al.

ژائو و همکاران <sup>۱</sup> (۲۰۲۴)	تحلیل فضایی زمانی شاخص‌های توسعه بر مرگ‌ومیر زیر پنج سال در چین	اقتصادسنجی فضایی	مخارج بهداشتی، سرانه تخت و سطح آموزش تأثیر مثبت بر خروجی سلامت دارند و این اثر دارای سرریز فضایی است؛ سرمایه‌گذاری در یک استان سلامت استان‌های همجوار را نیز بهبود می‌بخشد
رایان <sup>۲</sup> (۲۰۲۳)	تحلیل فضایی زمانی شاخص‌های توسعه بر مرگ‌ومیر زیر پنج سال	اقتصادسنجی فضایی	درصد مخارج فعلی سلامت با نرخ مرگ‌ومیر زیر پنج سال رابطه دارد، اما اثر آن در طول فضا و زمان متفاوت است و لزوماً همیشه کاهش مرگ‌ومیر را تضمین نمی‌کند.
ایوانکوا و همکاران <sup>۳</sup> (۲۰۲۲)	ارزیابی روابط بین مخارج سلامت، مرگ‌ومیر تنفسی قابل درمان و GDP در کشورهای OECD	تحلیل توصیفی، رگرسیونی و خوشه‌ای	افزایش هزینه‌های بهداشتی در کشورهای دارای سیستم سلامت مبتنی بر مالیات بیشتر از کشورهای دارای سیستم سلامت مبتنی بر بیمه منجر به کاهش مرگ‌ومیر قابل درمان می‌شود.
ریاز <sup>۴</sup> (۲۰۱۹)	ارتباط استفاده از خدمات درمانی و نتایج سلامت در آمریکا یک تحلیل فضایی(۲۰۱۹)	اقتصادسنجی فضایی	نحوه هزینه‌کرد بودجه سلامت مهم‌تر از حجم آن است و وجود همبستگی فضایی قوی در نتایج سلامت مشاهده شد؛ نادیده گرفتن اثرات فضایی باعث ناکارآمدی برآوردها می‌شود.
پرز و همکاران <sup>۵</sup> (۲۰۱۹)	هزینه‌های دولت در حوزه سلامت و مرگ‌ومیر مادری در مکزیک: تحلیل اقتصادسنجی فضایی	اقتصادسنجی فضایی	توزیع مرگ‌ومیر مادری و هزینه‌های دولت به‌صورت فضایی توزیع شده‌اند و مناطق آسیب‌پذیر مرگ‌ومیر بالاتری دارند؛ رابطه مستقیم بین هزینه‌های سلامت و مرگ‌ومیر مادری ضعیف بود
موسکانی و همکاران <sup>۶</sup> (۲۰۱۹)	بررسی رابطه بین میزان استفاده از خدمات درمانی و پیامدهای سلامت، با تأکید بر نقش وابستگی‌های مکانی	اقتصادسنجی فضایی	افزایش سطح کلی مخارج درمانی لزوماً منجر به کاهش مرگ‌ومیر نمی‌شود، بلکه نحوه تخصیص و ترکیب خدمات درمانی نقش مهم‌تری در بهبود پیامدهای سلامت ایفا می‌کند. همچنین وجود خودهمبستگی فضایی معنادار در داده‌ها تأیید می‌شود،

بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که به دلیل کمبود داده‌های استانی، بخش عمده‌ای از این تحقیقات به صورت بین کشوری و یا سری زمانی انجام گرفته است. علاوه بر این، تعداد بسیار کمی از مطالعات پیشین از روش رگرسیون فضایی برای بررسی

<sup>1</sup>. Xu, P. et al

<sup>2</sup>. Rain. J.

<sup>3</sup>. Ivankova, V.

<sup>4</sup>. Reis, J.

<sup>5</sup>. Pérez, p. et al

<sup>6</sup>. Moscone, F. et al.

تأثیر مخارج بهداشتی بر سلامت در استان‌ها استفاده نمودند. بررسی انجام شده از متون اقتصادی نشان می‌دهد که هیچ نتیجه‌گیری ثابتی در مورد اثرات هزینه‌های سلامت بر پیامدهای سلامت وجود ندارد. و اکثر محققان از مدل‌های اثر تصادفی و ثابت، آزمون همجمعی و مدل تصحیح خطای برداری برای بررسی اثرات هزینه‌های سلامت بر پیامدهای سلامت استفاده کرده‌اند که احتمالاً باعث ایجاد خطا یا سوگیری در تخمین و تحلیل فرآیند می‌شود و همبستگی مکانی خروجی‌های سلامت و اینکه آیا اثرات سرریز مکانی هزینه‌های سلامت وجود دارد یا خیر را در نظر نمی‌گیرند. این مطالعه با بررسی اثرات فضایی مخارج سلامت بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران، برخلاف بیشتر پژوهش‌های پیشین که تنها روابط ساده بین مخارج سلامت و مرگ‌ومیر را بررسی کرده‌اند، از تحلیل‌های داده‌های فضایی استفاده می‌کند و تأثیرات همسایگی استان‌ها را نیز در نظر می‌گیرد. علاوه بر این، به طور هم‌زمان چند متغیر کلیدی سلامت شامل مخارج سلامت، سرانه پزشک، سرانه تخت بیمارستانی و سطح سرانه آموزش را بررسی می‌کند که کمتر در مطالعات ایران انجام شده است. استفاده از این رویکرد امکان شناسایی الگوهای نابرابری منطقه‌ای و اثرات متقابل بین استان‌ها را فراهم می‌آورد و نتایج آن می‌تواند مبنای سیاست‌گذاری مبتنی بر شواهد برای تخصیص بهینه منابع سلامت و توسعه زیرساخت‌ها باشد. بدین ترتیب، این مطالعه نه تنها ارتباط بین منابع سلامت و نرخ مرگ‌ومیر را روشن می‌کند، بلکه اهمیت اثرات فضایی و همکاری منطقه‌ای در کاهش نابرابری‌های سلامت را نشان می‌دهد. بنابراین این تحقیق از نوآوری لازم در این زمینه برخوردار است.

## روش<sup>۱</sup>

منطق اقتصادی استفاده از مدل‌های فضایی برای بررسی اثربخشی هزینه‌های بهداشتی در استان‌ها کاملاً قوی و قابل دفاع است و ایده‌ی اصلی این است که سلامت ذاتاً پدیده‌ای فضایی است (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۸). استان‌ها معمولاً سیستم بسته‌ای نیستند. تقلید سیاست‌های موفق از یکدیگر توسط استان‌ها انجام می‌شود و حتی رقابت در جذب منابع و پزشک وجود دارد. کنترل بیماری در یک استان منجر به کاهش احتمال شیوع در استان‌های همجوار می‌شود. بیماران برای درمان تخصصی به استان‌های همجوار مراجعه می‌کنند. بیمارستان‌های مرجع چند استان را پوشش می‌دهند. واکسیناسیون، کنترل بیماری‌های

واگیردار و مراقبت‌های پیشگیرانه تأثیری برون استانی دارد. مهاجرت موقت (درمان، کار، تحصیل) از یک استان به استان دیگر، دسترسی متفاوت استان‌ها به مراکز درمانی پیشرفته، تمرکز پزشکان متخصص در چند استان خاص و موارد مشابه همگی نشان از فضایی بودن تأثیر هزینه‌های بهداشتی است و می‌توان گفت سلامت یک «کالای عمومی فضایی» است. این مطالعه، رابطه بین هزینه‌های سلامت و توسعه سلامت را بر اساس تابع تولید سلامت گراسمن (۱۹۷۲) و «عوامل اجتماعی تعیین‌کننده سلامت» توسط سازمان بهداشت جهانی<sup>۱</sup>، یک مدل تابع تولید سلامت کلان به همانند ژائو و همکاران (۲۰۲۴) به صورت رابطه (۱) در نظر می‌گیرد:

(۱)

$$\ln Health_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln HI_{it} + \beta_2 \ln Edu_{it} + \beta_3 \ln Bed_{it} + \beta_4 \ln Doc_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن  $i$  استان،  $t$  سال،  $\alpha$  ثابت،  $\varepsilon$  خطای تصادفی و  $\beta_1$  تا  $\beta_4$  به ترتیب ماتریس ضرایب هر متغیر را نشان می‌دهند و میزان تأثیر هر متغیر بر متغیر توضیح داده شده را اندازه‌گیری می‌کنند. مقاطع یا بلوک‌ها در این تحقیق شامل ۳۱ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ می‌باشد.

خروجی سلامت (سلامت): بررسی‌ها نشان می‌دهد که شاخص‌های اندازه‌گیری خروجی سلامت عموماً بر امید به زندگی سرانه، مرگ و میر نوزادان، مرگ و میر مادران، مرگ و میر، مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و غیره تمرکز دارند. با توجه به در دسترس بودن داده‌ها و اعتبار شاخص‌ها، طبق تحقیقات یانگ و لو<sup>۲</sup> (۲۰۱۹) و همچنین ژائو و همکاران (۲۰۲۴)، از شاخص نرخ مرگ و میر استاندارد شده<sup>۳</sup> سالانه جمعیت (%) استانی برای اندازه‌گیری سلامت به عنوان متغیر وابسته، استفاده شده است. نرخ مرگ و میر استاندارد شده نرخ است که با حذف اثر تفاوت‌های سنی (و گاهی جنسی) جمعیت‌ها و با استفاده از یک جمعیت استاندارد محاسبه می‌شود تا امکان مقایسه علمی و عادلانه مرگ و میر بین جمعیت‌ها یا در دوره‌های زمانی مختلف فراهم شود. سایر متغیرها، مستقل هستند. شرح و منابع خاص متغیرهای وابسته و مستقل به شرح زیر است:

<sup>1</sup>. World Health Organization

<sup>2</sup>. Yang, M. Lu, B.

<sup>3</sup>. Standardized Mortality Rate

مخارج سلامت استانی (HI) نشان‌دهنده هزینه‌های سلامت و ورودی‌های سلامت هر استان است. هزینه‌های سلامت به کل مبلغ بودجه مصرف شده از محل بودجه استانی در امور سلامت شامل، درمان، بهداشت و تحقیق و توسعه در امور سلامت می‌باشد که در این تحقیق مخارج سلامت به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی استان بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ استفاده شده است. تعداد تخت در هر هزار نفر (Bed) به تعداد تخت‌های پزشکی به ازای هر هزار نفر در هر استان اشاره دارد که نشان‌دهنده یکی از امکانات پزشکی و سطح خدمات هر استان است. افزایش تعداد تخت‌های بیمارستانی، دسترسی ساکنان برای سلامت را افزایش می‌دهد، به طوری که وضعیت سلامت آنها بهبود یافته و سطح سلامت ارتقا می‌یابد (رتزلاف روبرت و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۴). تعداد پزشکان به ازای هر هزار نفر (Doc) نیز متغیر بعدی مد نظر در این تحقیق است. تعداد پزشکان تأثیر مثبت قابل توجهی بر خروجی سلامت دارد (منگک، ۲۰۱۳). تعداد پزشکان در هر هزار نفر (Doc) به تعداد پرسنل فنی سلامت در هر هزار نفر اشاره دارد که نمایانگر پرسنل فنی پزشکی در هر منطقه است و منعکس کننده سطح خدمات بهداشتی در یک منطقه است (لی و وانگ<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸). در زمینه کمبود منابع انسانی سلامت، افزایش ورودی انسانی می‌تواند خروجی سلامت بالاتری را به دست آورد. لی و وانگ (۲۰۱۸) و شن و ژنگ<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های پانل پویا و روش تخمین GMM دریافته‌اند که تعداد پزشکان در هر هزار نفر می‌تواند به طور قابل توجهی سطح سلامت را بهبود بخشد.

سطح سرانه آموزش (Edu) به میانگین سطح آموزش در یک منطقه اشاره دارد. معمولاً به شاخصی اشاره دارد که بیان می‌کند به‌طور متوسط چقدر منابع آموزشی یا دسترسی به آموزش به ازای هر نفر در جمعیت وجود دارد. این شاخص می‌تواند به شکل‌های مختلف تعریف شود، از جمله: تعداد دانش‌آموزان به ازای جمعیت (مثلاً نسبت دانش‌آموز به جمعیت ۶-۱۸ سال)، نرخ پوشش تحصیلی<sup>۴</sup> در مقاطع مختلف (ابتدایی، متوسطه، عالی)، تعداد کلاس، معلم یا امکانات آموزشی به ازای هر دانش‌آموز یا جمعیت و... که در این تحقیق به

<sup>۱</sup> Retzlaff-Roberts, D. et al.

<sup>۲</sup> Li, HM. Wang, YQ.

<sup>۳</sup> Shen, SG. Zheng, OY.

<sup>۴</sup> Enrollment Rate

همانند ژائو و همکاران (۲۰۲۴) از نرخ پوشش تحصیلی مقطع متوسطه<sup>۱</sup> (اول و دوم) استفاده شده است. طبق تحقیقات گروسمن، آموزش خوب نقش مهمی در به دست آوردن فرصت‌های شغلی، تغذیه، شکل‌گیری سبک زندگی خوب و استفاده کارآمد از داروها دارد (گروسمن، ۱۹۷۲). این امر در بهبود کیفیت زندگی و سطح سلامت از اهمیت بالایی برخوردار است. سطح سرانه آموزش تأثیر مثبت قابل توجهی بر خروجی سلامت دارد (شن و دیگران، ۲۰۱۹). اطلاعات و داده‌های مربوط به تمامی متغیرهای مدل از مرکز آمار ایران در طی دوره مورد بررسی استخراج شده است.

برای بررسی و اندازه‌گیری اثرات فضایی احتمالی، از مدل وقفه فضایی<sup>۳</sup> (SLM)، مدل خطای فضایی<sup>۴</sup> (SEM) و مدل دروین فضایی<sup>۵</sup> (SDM) استفاده می‌شود، SDM از ادغام SLM و SEM بدست می‌آید. SLM شامل مدل رگرسیون وابستگی فضایی از طریق اضافه کردن یک متغیر وابسته با وقفه است. SEM بیانگر آن است که همبستگی فضایی متغیرها ممکن است از طریق اضافه کردن متغیر وابسته، جمله خطای مدل رگرسیون را نادیده بگیرد، در حالی که SEM نه تنها اثر سرریز فضایی متغیر وابسته را در مناطق مجاور نشان می‌دهد، بلکه تأثیر متغیرهای مستقل در مناطق مجاور را بر متغیرهای وابسته خود نیز لحاظ می‌کند که یک مدل رایج برای آزمون تجربی اثر سرریز فضایی است (الهورست، ۲۰۱۷). این سه مدل اقتصادسنجی فضایی به شرح زیر بیان نموده است:

SLM:

(۲)

$$\ln Health_{it} = \rho W \ln Health_{it} + \beta_1 \ln HI_{it} + \beta_2 \ln Edu_{it} + \beta_3 \ln Bed_{it} + \beta_4 \ln Doc_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \approx N(0, \delta^2 I_n)$$

SEM:

(۳)

$$\ln Health_{it} = \beta_1 \ln HI_{it} + \beta_2 \ln Edu_{it} + \beta_3 \ln Bed_{it} + \beta_4 \ln Doc_{it} + \mu_i + \lambda_t + \phi_{it}$$

<sup>۱</sup>- نرخ پوشش تحصیلی از تقسیم تعداد دانش‌آموزان ثبت‌نام‌شده در دوره متوسطه به جمعیت واجد شرایط سنی همان دوره بدست می‌آید

<sup>۲</sup>.Shen, YQ. et al.

<sup>۳</sup>.spatial lag model

<sup>۴</sup>.spatial error model

<sup>۵</sup>. spatial Durbin model

<sup>۶</sup>.Elhorst, JP.

$$\phi_{ii} = \eta \sum_{j=1}^N W_{ij} \phi_{ij} + \varepsilon_{ii}, \varepsilon_{ii} \approx N(0, \delta^2 I_n)$$

SDM:

(۴)

$$\begin{aligned} \text{LnHealth}_{ii} = & \rho \text{WLnHealth}_{ii} + \beta_1 \text{LnHI}_{ii} + \beta_2 \text{LnEdu}_{ii} + \beta_3 \text{LnBed}_{ii} + \\ & \beta_4 \ln \text{Doc}_{ii} + W(\theta_1 \text{LnHI}_{ii} + \theta_2 \text{LnDoc}_{ii} + \theta_3 \text{LNBed}_{ii} + \theta_4 \text{LnEdu}_{ii}) + \\ & \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{ii}, \varepsilon_{ii} \approx N(0, \delta^2 I_n) \end{aligned}$$

که در آن نشان دهنده ضریب مستقیم متغیر مستقل است که نشان دهنده تأثیر اعمال شده توسط متغیر مستقل بر متغیر وابسته است.  $\theta_i$  نشان دهنده ضریب تأخیر فضایی متغیر مستقل است که نشان دهنده تأثیر اعمال شده توسط متغیر مستقل در استان‌های اطراف بر متغیر وابسته در استان مد نظر است.  $\rho$  نشان دهنده ضریب خودهمبستگی فضایی است که نشان دهنده درجه وابستگی فضایی متغیر وابسته است.  $\lambda_i$  نشان دهنده اثر ثابت زمانی و  $\mu_i$  به اثر ثابت مکانی اشاره دارد.  $W$  نشان دهنده ماتریس وزن فضایی است. ماتریس وزن فضایی ( $W$ )، تشکیل شده از سه ماتریس به شکل زیر می باشد (تیان و سان، ۲۰۱۸).

۱- ماتریس وزن فضایی ۰-۱ که منطبق بر جغرافیای اقتصادی است. اگر مرز مشترکی بین مناطق ۱ و ۲ وجود داشته باشد، وزن مربوطه ۱، در غیر این صورت، ۰ است که با عنوان  $W_1$  در نظر می گیریم.

۲- ماتریس وزنی فضایی فاصله جغرافیایی بر اساس معکوس مجذور طول و فاصله ( $d_{ij}$ ) جغرافیایی مراکز استان‌های مختلف تنظیم می شود  $W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$ . این ماتریس را با عنوان  $W_2$  در نظر می گیریم.

۳- ماتریس وزن فضایی فاصله اقتصادی، همبستگی‌های اقتصادی و جغرافیایی بین مناطق مختلف را در نظر می گیرد. این ماتریس را با عنوان  $W_3$  در نظر می گیریم.

$$W_3 = W_2 * \text{diag}(\bar{y}_1 / \bar{y}, \bar{y}_2 / \bar{y}, \dots) \quad (۱۲)$$

که در آن متغیر اقتصادی  $\bar{y}_i$  میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه منطقه ۱ را نشان می دهد و  $\bar{y}$  میانگین تولید ناخالص داخلی (الهورست، ۲۰۱۷).

در معادلات (۲) تا (۴)،  $W_x$  و  $W_y$  نشان دهنده عبارات تأخیر فضایی متغیر وابسته و متغیر مستقل هستند که به ما امکان تجزیه و تحلیل اثرات سرریز متغیرهای مستقل را می‌دهد.  $\varepsilon_{it}$  نشان دهنده یک بردار خطای تصادفی است که در  $\varepsilon_{it} \approx N(0, \delta_{it}^2)$  صدق می‌کند. شدت تأثیر خطای متغیر وابسته را در استان‌های همسایه اندازه‌گیری می‌کند.  $\alpha$  تعداد واحدهای استانی و  $t$  نشان دهنده سال است.

برای قضاوت در مورد اینکه کدام مدل اقتصادسنجی فضایی مناسب‌تر است، الهورست (۲۰۱۷) یک روش آزمون پیشنهاد کرد: برای آزمون و جمع‌بندی دو فرضیه مدل پانلی SDM از طریق آزمون والد و آزمون LR بر اساس  $H_0: \theta = 0$  و  $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ . اگر هر دو فرض رد شوند، باید از مدل پانلی SDM استفاده شود. اگر  $\theta = 0$  باشد و آزمون LM و آزمون LM قوی نشان دهند که متغیرهای وابسته همبستگی فضایی دارند، SDM به یک SLM تبدیل می‌شود. اگر  $\theta + \rho\beta = 0$  باشد و آزمون LM و آزمون LM قوی نشان دهند که باقیمانده دارای خودهمبستگی فضایی است، SDM به یک SEM ساده تبدیل می‌شود. مدل اقتصادسنجی خاص معادلات (۲) تا (۴) است. همه متغیرها به صورت لگاریتمی ارائه شده‌اند تا ناهمسانی واریانس احتمالی از بین برود. ابتدا، با استفاده از دو آزمون ضریب لاگرانژ (یعنی آزمون LM برای عدم تأخیر فضایی و آزمون LM مقاوم<sup>۱</sup> برای عدم تأخیر فضایی، و آزمون LM برای عدم خطای فضایی و آزمون LM مقاوم برای عدم خطای فضایی) می‌توان مشخص نمود که آیا اثر تأخیر فضایی یا اثر خطای فضایی معنادار است (انسلین<sup>۲</sup>، ۱۹۸۸). اگر یک آزمون LM اثر معناداری را نشان دهد در حالی که اثر دیگر معنادار نباشد بایستی از مدل اثر فضایی استفاده نمود. اگر نتایج آزمون LM نشان دهد که دو اثر معنادار هستند یا به طور همزمان معنادار نیستند، باید SDM را اتخاذ نمود و با استفاده از آزمون والد یا نسبت درستنمایی (LR) تعیین نمود که آیا SDM می‌تواند به SLM یا SEM تبدیل شود یا خیر. از طریق آزمون هاسمن و آزمون معناداری مشترک LR (یعنی اثر ثابت فضایی یا اثر ثابت زمانی)، می‌توان تعیین نمود که آیا مدل اقتصادسنجی فضایی باید اثر ثابت جمعی، اثر ثابت فضایی، اثر ثابت زمانی یا اثر ثابت فضایی-زمانی را اتخاذ کند.

<sup>۱</sup>. robust

<sup>۲</sup>. Anselin.

از آنجا که SDM به طور مشترک تأثیر متغیر وابسته با تأخیر فضایی و متغیرهای توضیحی با تأخیر فضایی را در نظر گرفته است، ممکن است مسئله درون‌زایی وجود داشته باشد که فرضیات کلاسیک روش حداقل مربعات معمولی (OLS) را نقض می‌کند. از این رو، لیسج و پیس<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) روش حداکثر درست‌نمایی (ML) را برای حل مؤثر مسئله درون‌زایی ارائه دادند و چارچوب نظری را برای تخمین یا تحلیل مقادیر تأخیر فضایی متغیرهای وابسته و مستقل (اثرات مستقیم و غیرمستقیم) ارائه دادند. فرآیندهای استخراج خاص به صورت زیر بازنویسی می‌شوند:

$$(I_n - \rho W)Y = \beta X + \lambda WX + \varepsilon \quad (5)$$

$$Y = (I_n - \rho W)^{-1}(I_n \beta + W \lambda)X + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (6)$$

$$Y = (I_n - \rho W)^{-1}(I_n \beta + W \lambda)X + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (7)$$

$$Y = \sum_{s=1}^l K(W)X_s + M(W)\varepsilon \quad (8)$$

$$M(W) = (I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots \quad (9)$$

$$K_s W = M(W)(I_n \beta_s + W \lambda_s)$$

که در معادلات فوق  $I_n$  یک ماتریس واحد مرتبه  $n$  می‌باشد.  $\beta_s$  ضریب رگرسیون متغیر توضیحی مربوطه است و  $\lambda_s$  ضریب رگرسیون  $WX$  می‌باشد.

بعد از باز نویسی معادله (۷) بفرم ماتریسی و باز نمودن آن خواهیم داشت.

$$(10)$$

$$Y = \sum_{s=1}^l (K_s(W)X_{1s} + K_s(W)X_{2s} + K_s(W)X_{3s} + \dots + K_s(W)X_{ns}) + M(W)\varepsilon$$

در رابطه (۱۰) با مشتق‌گیری جزئی  $Y$  نسبت به  $X_{js}$  خواهیم داشت.

<sup>۱</sup>. Lesage and Pace

$$\frac{\partial Y_i}{\partial X_{js}} = K_s(W)_{ij} \quad (11)$$

$$\frac{\partial Y_i}{\partial X_{is}} = K_s(W)_{ii} \quad (12)$$

بهمین ترتیب می‌توان سایر مشتق‌های جزئی را محاسبه نمود. معادلات (۱۱) و (۱۲) بیان می‌کنند که متغیرهای توضیحی یک منطقه ممکن است بر متغیرهای توضیح داده شده در سایر مناطق و منطقه محلی تأثیر بگذارند. اثرات روی متغیرهای توضیح داده شده در مناطق دیگر را اثر غیرمستقیم، در حالی که اثرات روی متغیرهای توضیح داده شده در مناطق محلی را اثر مستقیم می‌نامند. مجموع اثرات غیرمستقیم و اثرات مستقیم اثر کل را نتیجه می‌دهد (الهورست ۲۰۱۷).

$\rho$  نشان دهنده ضریب خودهمبستگی فضایی،  $W$  نشان دهنده ماتریس وزن فضایی غیر منفی،  $X$  نشان دهنده متغیرهای مستقل و  $\beta$  و  $\lambda$  ضرایب رگرسیون فضایی هستند.  $W_y$  و  $W_x$  نشان دهنده عبارات تأخیر فضایی متغیر وابسته و متغیر مستقل هستند که به ما امکان می‌دهد اثرات سرریز متغیرهای مستقل را تجزیه و تحلیل کنیم.  $I$  نشان دهنده یک ماتریس واحد  $N \times 1$ ، (تعداد استان‌ها)،  $(I - \rho W) - 1$  نشان دهنده ماتریس معکوس لئونتیف فضایی، است.

جهت برآورد مناسب لازم است خودهمبستگی فضایی و ناهمگنی مدل نیز آزمون شود. آزمون موران<sup>۱</sup> یکی از مهمترین آزمون‌ها برای تشخیص خودهمبستگی فضایی و ناهمگنی فضایی است که چگونگی محاسبه آن در رابطه (۱۳) نشان داده شده است

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (13)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2, \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$$

$Y_i$ ، نشان دهنده مقدار مشاهده شده منطقه،  $n$  نشان دهنده تعداد کل استان‌ها و  $W_{ij}$  نشان دهنده ماتریس وزنی فضایی است. مقادیر شاخص موران از -۱ تا ۱ متغیر است. اگر مقدار

<sup>۱</sup>. Moran test

شاخص موران بزرگتر از صفر باشد همبستگی مکانی مثبت وجود دارد و مقدار کمتر از صفر به این معنی است که همبستگی مکانی منفی وجود دارد، و مقدار برابر با صفر به این معنی است که هیچ همبستگی مکانی وجود ندارد. معنی‌داری آماره موران از طریق آزمون  $Z$  مورد بررسی قرار می‌گیرد و مقدار  $Z$  استاندارد آماره موران از طریق رابطه (۱۴) محاسبه می‌شود. مقادیر به دست آمده از این رابطه با مقادیر  $Z$  جدول آماری قابل مقایسه است.

$$Z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (14)$$

### یافته‌ها

آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه در جدول ۳ ارائه شده است. مطالعه توصیفی داده‌ها برای درک بهتر آنها قبل از بکارگیری تکنیک‌های آماری مهم است تا بتوان به تخمین‌های قابل اعتماد و بی‌طرفانه از پارامترها دست یافت. هر متغیر شامل ۳۴۱ مشاهده است. میانگین نرخ مرگ و میر جمعیت به عنوان شاخص سلامت ۵/۴ درصد با حداقل و حداکثر مقادیر ۴/۳ درصد و ۷/۶ درصد است. مخارج بهداشتی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی هر استان دارای میانگین ۵/۷۶ درصد و حداقل و حداکثر آن به ترتیب ۴/۶۵ و ۷/۹۸ است. اطلاعات سایر متغیرها در جدول قابل بررسی است.

جدول ۳ آمار توصیفی

متغیر	نماد	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	بیشترین	کمترین
سلامت (نرخ مرگ و میر جمعیت)	Health	۳۴۱	۵/۴	۰/۷۴	۷/۶	۴/۳
مخارج بهداشتی (درصدی از gdp)	HI	۳۴۱	۵/۷۶	۱/۷۳	۷/۹۸	۴/۶۵
سرانه پزشک (هر هزار نفر)	Doc	۳۴۱	۱/۱۷	۰/۱۶۵	۱/۹۳	۰/۷۶
سرانه تخت (هر هزار نفر)	Bed	۳۴۱	۱/۸	۰/۰۵۳	۲/۴	۰/۸۲
سطح سرانه آموزش	Edu	۳۴۱	۸۵/۲	۱/۷۱	۹۱	۵۴

ماخذ: مرکز آمار ایران

### آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب، می‌بایست از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل نمود. اگر مقادیر ویژه ماتریس مجاورت  $W$  در بازه  $(1 و -1)$  قرار بگیرند، ماتریس فضایی مانا است. بنابراین اگر ضریب متغیر فضایی در مدل روش مدل خودرگرسیون فضایی<sup>۱</sup> (SAR) در این بازه قرار داشته و معنی‌دار باشد، نشان از معنی‌داری متغیر وابسته است و معنی‌داری همزمان ضریب متغیر فضایی در مدل مدل خطای فضایی (SEM) به معنای مانایی متغیرهای توضیحی و کل مدل همراه با وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است (ژانگ و همکاران، ۲۰۲۰). نتایج این آزمون در جدول ۴ بیان شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون مانایی در مدل SAR و SEM

نوع ماتریس (وزن)	مدل	مقدار آزمون $t$	مقدار
$W_1$	SAR	۱۱/۰۲	۰/۶۸
	SEM	۱۰/۳۲	۰/۴۲
$W_2$	SAR	۹/۲۸	۰/۴۶
	SEM	۷/۴۶	۰/۵۷
$W_3$	SAR	۸/۲۵	۰/۴۹
	SEM	۷/۱۲	۰/۴۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این مرحله می‌بایست درون‌زایی بالقوه مخارج سلامت مورد آزمون قرار گیرد. مراحل آزمون درون‌زایی در مدل‌های سنجی فضایی به‌طور کلی شامل شناسایی متغیرهای مشکوک به درون‌زایی، انتخاب متغیرهای ابزار مناسب، برآورد مدل با روش معمول همانند OLS و محاسبه آماره‌های آزمون (مانند آزمون دروین، وو، هاسمن<sup>۲</sup>) است؛ در این فرآیند ابتدا فرض صفر مبنی بر عدم وجود درون‌زایی مطرح می‌شود، سپس با بررسی همبستگی متغیرهای توضیحی با خطای مدل یا با مقایسه برآوردگرهای OLS و ابزارمحور مشخص می‌شود که آیا درون‌زایی وجود دارد یا خیر، و در صورت رد فرض صفر، از روش‌هایی مانند برآوردگرهای فضایی ابزارمحور برای اصلاح برآوردها استفاده می‌شود. نتایج آزمون

1. Spatial Autoregressive Models (SAR)

2. Durbin-Wu- Hausman

دروبین، وو، هاسمن نشان می دهد که مقدار آماره  $t$  این آزمون برابر  $1/05$  می باشد که کمتر از مقدار بحرانی آن است و فرض صفر رد نمی شود. نتایج این آزمون نشان می دهد که متغیر توضیحی مخارج سلامت برونزا می باشد و متغیر توضیحی با جمله خطا همبستگی ندارد و تاثیر آن بر متغیر وابسته خالص و بدون تورش قابل برآورد است. در مواقعی که بودجه هزینه های بهداشتی بصورت غیر هدفمند و بر اساس فرمول های ثابت همچون سهم جمعیت استان از کل جمعیت کشور، یا سهم بودجه استان از کل بودجه کشور و... تنظیم شود، می تواند از جمله موارد پذیرش برونزا بودن مخارج سلامت باشد.

برای بررسی خودهمبستگی فضایی از شاخص موران استفاده شده است. همانطور که در جدول ۵ نشان داده شده است، شاخص موران هر متغیر به طور قابل توجهی مثبت است که نشان می دهد سلامت، مخارج بهداشتی، سرانه پزشک، سرانه تخت و سرانه تحصیل در ۳۱ استان کشور دارای خودهمبستگی فضایی هستند. نتایج این آزمون نشان می دهد که فرضیه صفر (عدم وجود خودهمبستگی فضایی) رد می شود. به عبارت دیگر نتایج آزمون موران برای استان های کشور بیانگر وجود تأثیرات همسایگی می باشد.

جدول ۵ نتایج آزمون شاخص موران برای متغیرهای اصلی

سال	سلامت		مخارج بهداشتی		سرانه پزشک		سرانه تخت		سطح سرانه آموزش	
	شاخص موران	آماره Z	شاخص موران	آماره Z	شاخص موران	آماره Z	شاخص موران	آماره Z	شاخص موران	آماره Z
۱۳۹۰	۰/۱۵۱*	۱/۶۷۹	۰/۱۰۱*	۱/۶۱۹	۰/۱۸۱*	۱/۶۸۴	۰/۱۱۱***	۴/۸۹۹	۰/۱۲۶*	۱/۶۸۵
۱۳۹۱	۰/۱۷۵***	۱/۹۵۶	۰/۱۰۵***	۱/۹۶۷	۰/۱۶۶***	۴/۲۱۶	۰/۱۴۵***	۲/۰۵۶	۰/۱۸۵***	۱/۹۷۱
۱۳۹۲	۰/۱۲۸*	۱/۶۵۱	۰/۱۸۳*	۱/۷۱۲	۰/۱۴۲*	۱/۶۶۱	۰/۲۱۸*	۱/۶۰۱	۰/۲۳۸***	۲/۱۲۱
۱۳۹۳	۰/۱۳۱***	۲/۰۲۱	۰/۲۱۳***	۲/۲۳۱	۰/۱۵۴***	۲/۱۱۱	۰/۱۵۱*	۱/۸۱۵	۰/۲۳۱***	۲/۱۲۱
۱۳۹۴	۰/۲۱۲***	۲/۲۱۲	۰/۱۱۸***	۲/۰۹۲	۰/۱۳۵***	۲/۰۴۱	۰/۱۲۱***	۳/۹۹۶	۰/۳۴۸***	۵/۱۲۴
۱۳۹۵	۰/۱۶۳*	۱/۸۶۱	۰/۲۵۶*	۱/۸۱۲	۰/۱۰۳*	۱/۷۸۲	۰/۲۴۳*	۱/۷۱۲	۰/۱۱۳*	۱/۸۱۱
۱۳۹۶	۰/۱۷۱*	۱/۷۲۶	۰/۱۵۱*	۱/۶۹۶	۰/۱۲۱*	۱/۸۱۶	۰/۱۴۵***	۱/۹۸۲	۰/۲۰۱*	۱/۷۹۱
۱۳۹۷	۰/۱۲۲***	۲/۳۲۱	۰/۱۴۸***	۲/۴۳۱	۰/۱۲۸***	۲/۴۱۱	۰/۱۶۵***	۲/۱۱۱	۰/۲۰۲***	۲/۳۳۱
۱۳۹۸	۰/۱۴۱*	۱/۶۲۱	۰/۱۶۱*	۱/۵۷۹	۰/۲۱۱*	۱/۵۸۴	۰/۲۴۱*	۱/۵۸۶	۰/۱۷۱**	۲/۰۰۹
۱۳۹۹	۰/۱۶۵*	۱/۷۰۱	۰/۱۴۸***	۱/۹۹۸	۰/۱۹۵***	۱/۹۵۶	۰/۱۹۶***	۴/۹۰۶	۰/۱۷۵***	۲/۰۱۹

نام خانوادگی نویسنده اول و دوم (بیش از دو نویسنده نام خانوادگی نویسنده اول و همکاران | ۲۱

۱/۷۱۱	۰/۱۶۸*	۱/۶۷۱	۰/۱۲۸*	۱/۶۷۱	۰/۱۴۸*	۲/۱۵۱	۰/۱۶۲**	۱/۹۸۱	۰/۱۶۸**	۱۴۰۰
۲/۲۱۴	۰/۱۴۱**	۳/۹۶۱	۰/۱۳۱**	۲/۱۳۱	۰/۱۶۹**	۴/۹۱۱	۰/۱۴۵**	۴/۱۲۱	۰/۱۸۹***	۱۴۰۱
۲/۲۹۲	۰/۱۹۶**	۲/۲۲۱	۰/۱۴۸**	۲/۲۳۲	۰/۲۰۸**	۲/۲۱۲	۰/۱۶۲**	۱/۷۱۰	۰/۱۶۱*	۱۴۰۲
۱/۹۶۵۱	۰/۲۰۳**	۱/۸۱۴	۰/۱۶۳*	۴/۸۷۱	۰/۲۰۶**	۱/۹۹۸	۰/۲۴۳**	۲/۱۲۴	۰/۱۴۷**	۱۴۰۳

ماخذ: محاسبات تحقیق  $\times \times \times$  به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند

قبل از انجام تحلیل رگرسیون اقتصادسنجی فضایی، لازم است آزمون ضریب لاگرانژ (LM) روی مدل انجام شود تا مشخص شود که آیا مدل وابستگی فضایی دارد یا خیر. فرض اصلی آزمون LM این است که هیچ عبارت تأخیر فضایی و عبارت خطای فضایی وجود ندارد. در جدول ۶، هم آزمون LM و هم آزمون LM مقاوم، فرضیه صفر را در سطح معنی‌داری ۱۰٪ رد می‌کنند. بنابراین، معرفی ماتریس وزن فضایی ضروری و مؤثر است. بنابراین با توجه به معنادار بودن وابستگی فضایی، از پانل فضایی استفاده شود. از اینرو در این مرحله برای بررسی اثرات مخارج بهداشتی بر نرخ مرگ و میر استان‌های کشور از روش پانل فضایی استفاده می‌کنیم.

جدول ۶ نتایج آزمون LM و هاسمن

متغیر	آماره	احتمال
LM_lag	۳/۰۴۱*	۰/۰۶۹
LM_error	۴/۱۴۱**	۰/۰۳۸
Robust LM_lag	۳/۴۹*	۰/۰۶۱
Robust LM_error	۴/۳۱**	۰/۰۳۶
Hausman	۱۱/۸۹***	۰/۰۰۱

ماخذ: محاسبات تحقیق  $\times \times \times$  به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند

جهت تعیین اینکه آیا مدل باید از روش اثرات ثابت یا تصادفی برآورد گردد آزمون هاسمن، انجام شده است. نتایج آزمون هاسمن فرضیه مدل اثرات تصادفی را در سطح معنی‌داری ۱٪ رد می‌کند. برای انتخاب مدل دروین فضایی (SDM) در مقایسه با مدل وقفه فضایی (SLM) و مدل خطای فضایی (SEM) معمولاً از ترکیب مبانی نظری، آزمون‌های آماری و تفسیر اقتصادی استفاده می‌شود. مدل وقفه فضایی (SLM) وقتی مناسب است که

سرریز مستقیم رفتار یا پدیده بین مناطق وجود دارد و مدل خطای فضایی وقتی متغیرهای حذف شده یا شوک‌های مشترک فضایی وجود دادر مناسب تر است. مدل دروین فضایی در برگیرنده وابستگی فضایی هم در متغیر وابسته و هم در متغیرهای توضیحی است بدین خاطر جامع ترین مدل است. جهت تشخیص نوع مدل فضایی از آزمون‌های والد و نسبت درستنمایی (LR) استفاده می شود. فرض صفر این آزمون ها این است که اگر مدل واقعی SLM یا SEM باشد، SDM می تواند به آن‌ها تقلیل پیدا کند. اگر فرض صفر این آزمون ها رد شود نشانه قوی برای استفاده از مدل SDM است.

نتایج آزمون برای تعیین اینکه آیا مدل بهینه SDM باید به مدل های SLM یا SEM تبدیل شود در جدول ۷، بیان شده است. نتایج هر دو آزمون والد و LR فرضیه صفر را رد نموده و فرضیه مبنی بر اینکه SDM در سطح معنی داری ۱٪ مناسب است را رد نمی کنند.

جدول ۷ آزمون والد و آزمون LR برای مدل پانل فضایی

مدل		اثر ثابت فضایی		اثر ثابت زمانی		اثر ثابت فضا-زمان	
آزمون		مقدار	احتمال	مقدار	احتمال	مقدار	احتمال
Wald_spatial_lag		۲/۲۲	۰/۶۹۲	۱۸/۹۳***	۰/۰۰۴۵	۱۹/۹۴***	۰/۰۰۲۹
LR_spatial_lag		۲/۵۱	۰/۵۷۱	۱۶/۴۳***	۰/۰۰۹۱	۱۸/۶۹***	۰/۰۰۴۶
Wald_spatial_error		۱۷/۶۳***	۰/۰۰۲۹	۱۸/۴۱***	۰/۰۰۴۷	۲۱/۸۵***	۰/۰۰۱۸
LR_spatial_error		۱۶/۹۷***	۰/۰۰۴۶	۱۹/۶۲***	۰/۰۰۳۱	۲۴/۹۳***	۰/۰۰۱۶

ماخذ: محاسبات تحقیقی  $\times\times\times$ ،  $\times\times$ ،  $\times$  به ترتیب نشان دهنده سطوح معنی داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند

نتایج چهار اثر در مدل پانل SDM در جدول ۸ بیان شده است. الهورست (۲۰۱۷) معتقد است که می توان از شاخص ضریب تعیین تعدیل شده جهت مقایسه نیکویی برازش مدل‌ها، استفاده نمود و از بین مدل‌های برآورد شده، بهترین را نسبت به سایر مدل‌ها انتخاب نمود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل اثر ثابت زمانی به وضوح بزرگتر از سه مدل دیگر است. همچنین مقدار لگاریتم درستنمایی (log-L) مدل اثر ثابت زمانی به طور قابل توجهی بزرگتر از سه مدل دیگر است. تمامی متغیرهای مدل حداقل در سطح ۱۰ درصد معنادار می باشند. به طور خلاصه، در این مطالعه مدل اثر ثابت زمانی به عنوان یک مدل اقتصادسنجی فضایی

نام خانوادگی نویسنده اول و دوم (بیش از دو نویسنده نام خانوادگی نویسنده اول و همکاران | ۲۳

مناسب برای بررسی تأثیر مخارج بهداشتی بر خروجی سلامت در استانهای ایران انتخاب گردید.

جدول ۸ تنظیم نتایج چهار اثر در مدل پانلی SDM

بدون اثر ثابت	اثر ثابت فضایی	اثر ثابت زمانی	دو گانه ثابت	
۰/۰۲۳ (۰/۵۹)	۰/۰۱۱۸ (۰/۶۸)	-۰/۰۶۵۱*** (-۴/۱۵)	-۰/۰۶۵۱*** (-۵/۱۳)	LnHI
-۰/۰۲۴۱* (-۱/۷۵)	-۰/۰۶۲* (-۱/۶۸)	-۰/۱۱۱*** (-۴/۱۷)	-۰/۱۵۱*** (-۵/۱۴)	LnDOC
-۰/۰۳۱۱* (-۱/۸۵)	۰/۰۵۱* (۱/۶۲)	-۰/۰۴۹*** (-۴/۶۰۵)	-۰/۰۶۱*** (-۳/۹۸)	LnBED
-۰/۰۵۵۱*** (-۱/۷۹)	-۰/۰۳۱* (-۱/۸۸)	-۰/۰۱۱* (-۱/۶۵)	-۰/۰۳۱*** (-۵/۶۸)	LNEDU
۰/۳۴۸*** (۳/۱۵۸)	۰/۲۶۸*** (۴/۵۴۲)	۰/۵۱۲*** (۶/۱۴۳)	۰/۴۱۶*** (۴/۱۳۳)	$\rho$
۰/۰۴۸ ۱/۱۰۵)	-۰/۰۶۱ (-۰/۳۲۸)	-۰/۰۶۴* (-۱/۷۱۵)	-۰/۰۵۱*** (-۴/۶۸)	W*LNHI
۰/۰۳۱ (۰/۹۲۵)	-۰/۰۸۱ (-۰/۱۲۸)	-۰/۰۰۵۱*** (-۴/۱۴۶)	-۰/۰۶۱** (-۳/۲۸)	W*LNDDOC
-۰/۰۴۱* (-۱/۷۴۱)	-۰/۰۳۸ (-۰/۹۱۸)	-۰/۰۰۵۱** (-۲/۱۰۵)	-۰/۰۵۳*** (-۵/۱۶)	W*LNBED
-۰/۰۳۵ (-۱/۰۰۵)	۰/۱۱ (۰/۱۶۸)	-۰/۰۰۳۱* (-۱/۶۵)	-۰/۰۰۵۱*** (-۵/۶۸)	W*LNEDU
۰/۱۲* (۱/۶۵)	۰/۳۱* (۱/۷۸)	۰/۰۶۰۱* (۱/۸۵)	۰/۰۶۶*** (۵/۱۸)	W*dep.var
۰/۴۵	۰/۸۶	۰/۹۱	۰/۹۳	ضریب تعیین
۰/۴۳	۰/۷۹	۰/۸۹	۰/۹۱	ضریب تعیین تصحیح شده
۵۷/۸۶	۲۱۶/۴۶	۲۵۱/۲۴	۶۲/۱۶	LogL

ماخذ: محاسبات تحقیق  $\times \times \times$  به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند  
اعداد داخل پرانتز مقدار آماره  $t$  می‌باشد

پس از برآورد مدل SDM، می‌بایست آزمون حساسیت نسبت به انواع مختلف ماتریس وزن فضایی انجام شود. همان‌طور که جدول ۹ نشان می‌دهد، علامت و معناداری ضرایب متغیرهای توضیحی و ضریب وابستگی فضایی در تمامی Wها ثابت باقی مانده و معیارهای برازش مدل تغییرات جزئی دارند. بنابراین نتایج مدل نسبت به انتخاب ماتریس وزن فضایی از پایداری مناسبی برخوردار است.

جدول ۹ آزمون حساسیت مدل SDM نسبت به انواع ماتریس وزن فضایی (w)

متغیر	$W_1$	$W_2$	$W_3$
سرانه پزشک (هر هزار نفر)	۰/۳۱(۴/۲۱)**	۰/۲۹(۴/۲۶)**	۰/۲۷(۳/۵۶)**
سرانه تخت (هر هزار نفر)	-۰/۳۳(۵/۲۶)**	-۰/۳۲(۴/۲۸)**	-۰/۳(۳/۱۸)**
سطح سرانه آموزش	-۰/۲۲(۳/۰۶)**	-۰/۲(۵/۲۲)**	-۰/۱۸(۲/۲۶)*
ضریب وابستگی فضایی (ρ)	۰/۳۵(۴/۹۸)**	۰/۳۳(۳/۶۶)**	۰/۳۰(۲/۰۶)*
ثابت	۱/۰۷(۵/۱۷)**	۱/۰۲(۳/۲۶)**	۰/۹۹(۳/۹۶)**
Log-Likelihood	-۲۶۹/۱	-۲۷۵/۲	-۲۷۲/۲
AIC	۶۳۲/۷	۶۲۰/۹	۶۲۸/۶
نتیجه آزمون حساسیت	پایدار	پایدار	پایدار

اعداد داخل پرانتز = آماره Z \* معنادار در سطح ۵٪ — \*\* معنادار در سطح ۱٪

جدول ۸ نشان می‌دهد که ضریب مدل فضایی (ρ) تحت سه وزن فضایی به طور قابل توجهی مثبت است. بنابراین، اثرات سرریز فضایی سلامت استانی در ایران بسیار قابل توجه است. رابطه بین سلامت و مخارج بهداشتی باید از منظر اقتصاد فضایی بررسی شود. مقدار تخمینی LnHI برابر با ۰/۰۶۵۱- و در سطح معنی‌داری ۱٪ است. LnHI نقش مهمی در ارتقای سلامت (کاهش نرخ مرگ و میر) در استان‌های کشور ایفا کرده است و افزایش هزینه‌های سلامت ضروری است

سرمایه‌گذاری در خدمات سلامت باعث بهبود دسترسی به مراقبت‌های پزشکی، پیشگیری از بیماری‌ها و ارتقای کیفیت درمان می‌شود. افزایش این هزینه‌ها معمولاً به تشخیص زودهنگام بیماری‌ها، کنترل بهتر بیماری‌های مزمن و کاهش مرگ‌های قابل پیشگیری منجر می‌گردد. در مقابل، پایین بودن هزینه‌های بهداشتی می‌تواند موجب ضعف نظام سلامت و افزایش نرخ مرگ‌ومیر، به‌ویژه در گروه‌های آسیب‌پذیر شود.

ضریب  $W*LnHI$  برابر با  $-۰/۰۶۴$  و معنی دار است، به این معنی که مخارج بهداشتی در هر استان برای بهبود سلامت در استان‌های مجاور مفید است.  $LnHI$  اثر سرریز فضایی قوی در فضای جغرافیایی مجاور دارد. مخارج بهداشتی در یک استان با بهبود زیرساخت‌ها، ارتقای کیفیت خدمات درمانی و افزایش دسترسی به مراقبت‌های پزشکی، می‌تواند موجب کاهش نرخ مرگ‌ومیر در مناطق اطراف نیز شود. این سرریز فضایی به‌ویژه در مناطق با تعاملات جمعیتی و خدماتی بالا اهمیت دارد و نشان می‌دهد سیاست‌های بهداشتی منطقه‌ای می‌تواند آثار گسترده‌تری بر سلامت عمومی داشته باشند. مخارج بهداشتی یک استان می‌تواند علاوه بر کاهش نرخ مرگ‌ومیر در همان استان، اثرات فضایی بر استان‌های همجوار نیز داشته باشد. افزایش بودجه سلامت در یک استان ممکن است با ارتقای زیرساخت‌ها، افزایش کیفیت خدمات و کاهش فشار بر مراکز درمانی، دسترسی بیماران استان‌های نزدیک را نیز بهبود دهد. به‌علاوه، کاهش کمبودهای درمانی در یک استان می‌تواند باعث کاهش مراجعات بیمارستانی از استان‌های همجوار شود و بنابراین نرخ مرگ‌ومیر آن‌ها نیز تحت تأثیر مثبت قرار گیرد. نتایج بدست آمده همراستا با نتایج تحقیق ژائو و همکاران (۲۰۲۴)، خان و دیگران (۲۰۲۳)، ورزارو (۲۰۲۵)، سلام، جبار و صادقی (۱۴۰۴) و جهانتابی و گل خندان (۱۴۰۱) می‌باشد.

ضریب  $LnDoc$  منفی و معنی دار است. پزشکان نقش اساسی در کاهش نرخ مرگ‌ومیر دارند، زیرا با تشخیص به‌موقع بیماری‌ها، ارائه درمان مناسب و پیگیری مستمر بیماران از بروز عوارض جدی و مرگ‌های قابل پیشگیری جلوگیری می‌کنند. همچنین آموزش بیماران درباره پیشگیری، سبک زندگی سالم و مصرف صحیح داروها از سوی پزشکان به بهبود سلامت عمومی کمک می‌کند. دسترسی کافی به پزشکان متخصص و عمومی، به‌ویژه در مناطق محروم، می‌تواند کیفیت خدمات درمانی را افزایش داده و به طور مؤثری نرخ مرگ‌ومیر را کاهش دهد.

ضریب  $W*LnDoc$  برابر با  $-۰/۰۰۵۱$  و معنادار است، به این معنی که  $LnDoc$  در هر استان برای بهبود سلامت در استان‌های مجاور مفید است. سرانه پزشک در یک استان علاوه بر تأثیر مستقیم بر دسترسی به مراقبت‌های پزشکی در همان استان، می‌تواند اثرات فضایی داشته باشد. در مناطقی که سرانه پزشک بالاتر است، بیماران استان‌های همجوار ممکن است برای دریافت خدمات تخصصی به آن استان مراجعه کنند، که این جریان باعث کاهش بار

مراجعات غیرمستقیم و ارتقای کیفیت مراقبت در استان‌های مجاور می‌شود. برعکس، کمبود پزشک در یک استان می‌تواند باعث افزایش فشار بر سیستم سلامت استان‌های همسایه و افزایش مرگ‌ومیر در آن‌ها شود. نتایج بدست آمده با نتایج تحقیق ژائو وهمکاران (۲۰۲۴)، ورزارو (۲۰۲۵)، رایان (۲۰۲۳)، آینانو و اندریو (۲۰۰۹) و سلام، جبار و صادقی (۱۴۰۴) همراستا می‌باشد.

ضریب LnBed برابر با  $-۰/۰۴۹$  و در سطح  $۱\%$  معنادار است. تعداد کافی تخت‌های بیمارستانی نقش مهمی در کاهش نرخ مرگ‌ومیر دارد، زیرا امکان بستری به‌موقع بیماران و ارائه مراقبت‌های مناسب را فراهم می‌کند. افزایش ظرفیت تخت‌ها باعث کاهش ازدحام مراکز درمانی، تسریع در روند درمان و بهبود کیفیت مراقبت‌های پزشکی می‌شود. در مقابل، کمبود تخت می‌تواند منجر به تأخیر در پذیرش بیماران و افزایش مرگ‌های قابل پیشگیری گردد. بنابراین توسعه زیرساخت‌های درمانی، به‌ویژه افزایش تخت‌های بیمارستانی، یکی از عوامل مؤثر در کاهش نرخ مرگ‌ومیر است. LnBed نقش مهمی در ارتقای سلامت ایفا کرده است و افزایش تعداد تخت به ازای هر هزار نفر ضروری است.

ضریب  $W*LnBed$  برابر با  $-۰/۰۵۱$  و معنادار است، به این معنی که LnBed در استان‌های محلی برای بهبود سلامت در استان‌های مجاور مفید است. LnBed اثر سرریز مکانی قوی در فضای جغرافیایی مجاور دارد. ظرفیت تخت بیمارستانی نیز دارای اثرات فضایی است، زیرا استان‌هایی با تعداد تخت پایین ممکن است بیماران را به استان‌های همجوار هدایت کنند. افزایش سرانه تخت در یک استان علاوه بر کاهش مرگ‌ومیر داخلی، می‌تواند بار مراکز درمانی استان‌های نزدیک را کاهش دهد و امکان ارائه خدمات بهتر به جمعیت آن‌ها را فراهم کند. در مقابل، کمبود تخت در یک استان می‌تواند موجب فشار بر بیمارستان‌های استان‌های همجوار و کاهش کیفیت خدمات شود. نتایج بدست آمده همراستا با نتایج تحقیق ژائو وهمکاران (۲۰۲۴)، پرز (۲۰۱۹)، ایوانکووا و همکاران (۲۰۲۲)، فتح‌اللهی (۱۴۰۱) و حسین پور وهمکاران (۱۳۹۹) می‌باشد.

ضریب LnEdu (نرخ پوشش تحصیلی به عنوان شاخص سطح سرانه آموزش) منفی و معنادار است. LnEdu نقش مهمی در ارتقای سلامت در استان‌های محلی ایفا کرده است. پوشش تحصیلی تأثیر قابل توجهی بر کاهش نرخ مرگ‌ومیر دارد، زیرا آموزش باعث افزایش آگاهی افراد نسبت به بهداشت، پیشگیری از بیماری‌ها و انتخاب سبک زندگی سالم می‌شود.

افراد تحصیل کرده معمولاً دسترسی و استفاده بهتری از خدمات درمانی دارند و رفتارهای پرخطر کمتری از خود نشان می‌دهند. همچنین گسترش آموزش به بهبود وضعیت اقتصادی و اجتماعی منجر شده که خود نقش مهمی در ارتقای سلامت و کاهش مرگ‌ومیر ایفا می‌کند.

ضریب  $W * LnEdu$  برابر با  $-0/0031$  است که در سطح معنی داری  $10\%$  معنادار است، به این معنی که  $LnEdu$  در استان‌های محلی برای بهبود سلامت در استان‌های مجاور مفید است. اثر فضایی نرخ پوشش تحصیلی بر کاهش نرخ مرگ‌ومیر نشان می‌دهد که گسترش آموزش در یک منطقه تنها به بهبود سلامت همان ناحیه محدود نمی‌شود، بلکه می‌تواند بر مناطق همجوار نیز تأثیرگذار باشد. بنابراین سطح آموزش، به ویژه سواد سلامت، اثر فضایی غیرمستقیم دارد. استان‌هایی با سطح آموزش بالاتر، رفتارهای پیشگیرانه و مراقبت‌های بهداشتی بهتری را در جمعیت خود ایجاد می‌کنند که می‌تواند به کاهش شیوع بیماری‌ها در مناطق همجوار نیز کمک کند، زیرا انتشار بیماری‌ها و عادات بهداشتی اغلب مرز استانی نمی‌شناسند. از طرف دیگر، استان‌هایی با سطح آموزش پایین ممکن است بار بیماری‌های قابل پیشگیری را به استان‌های همجوار منتقل کنند و اثر منفی بر مرگ‌ومیر آن‌ها داشته باشند. نتایج بدست آمده همراستا با نتایج تحقیق ژائو و همکاران (۲۰۲۴)، ایاز (۲۰۱۹)، و رزارو (۲۰۲۵)، سلام، جبار و صادقی (۱۴۰۴) و حسین پور و همکاران (۱۳۹۹) می‌باشد.

ضریب خودرگرسیون فضایی روی  $W * dep.var$  برابر با  $0/061$  است که در سطح اطمینان  $10\%$  معنادار است و نشان می‌دهد که متغیر وقفه فضایی تأثیر مثبت و معناداری بر سلامت دارد. یعنی، اثر متقابل خروجی سلامت در ۳۱ استان معنادار است و اثر سرریز مثبت مکان‌هایی با سطح سلامت بالا به مناطق اطراف گسترش می‌یابد و نقش مثبتی در ارتقای آن ایفا می‌کند. بنابراین، استان‌های ایران باید به حفظ شتاب افزایش سرمایه‌گذاری در حوزه سلامت، بهبود سطح سلامت مردم و سپس ارتقای رفاه مشترک سایر مناطق ادامه دهند. علاوه بر این، سیاست‌های سلامت نباید به صورت جداگانه تدوین شوند، بلکه باید وضعیت کلی کشور را در نظر گرفته و با هماهنگی سایر استان‌ها توسعه یابند.

برای بررسی بیشتر اثرات فضایی ضرایب رگرسیون در مدل اقتصادسنجی فضایی، اثرات مستقیم و غیرمستقیم ناشی از تغییرات در نهاده‌های سلامت و مجموع اثرات آنها را تخمین می‌زنیم. جدول ۷ نتایج تجزیه  $SDM$  را نشان می‌دهد.

لوساز و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) و الهورست (۲۰۱۷) روش دیفرانسیل جزئی برای اندازه گیری اثر مستقیم، اثر غیرمستقیم و اثر کل را پیشنهاد دادند که نتایج آن در جدول ۷ نشان داده شده است.

جدول ۷ تفکیک اثر مستقیم و غیر مستقیم و اثر کل بر اساس مدل اثر ثابت زمانی

متغیر	اثر مستقیم		اثر غیر مستقیم		اثر کل	
	مقدار	آماره T	مقدار	آماره T	مقدار	آماره T
لگاریتم مخارج بهداشتی	-۰/۰۶۵۱***	-۴/۱۶	-۰/۰۱۴۱*	-۱/۶۹	-۰/۰۷۹۲***	-۳/۶۵
لگاریتم سرانه دکتر	-۰/۱۱۱***	-۴/۱۸	-۰/۰۲۶۱**	-۲/۲۲	-۰/۱۳۷***	-۶/۵۷
لگاریتم سرانه تخت	-۰/۰۴۹***	-۴/۶۲	-۰/۰۲۲*	-۱/۸۱	-۰/۰۷۱***	-۵/۱۴
لگاریتم سطح سرانه آموزش	-۰/۰۱۱*	-۱/۶۶	-۰/۰۰۹۱*	-۱/۷۶	-۰/۰۲۱***	-۳/۶۷

ماخذ: محاسبات تحقیق

ضریب اثر مستقیم لگاریتم مخارج بهداشتی برابر با  $-۰/۰۶۵۱$  است که در سطح معنی داری  $۱/۱$  معنی دار است. ضریب اثر غیرمستقیم  $-۰/۰۱۴۱$  و معنی دار است. بهبود مخارج بهداشتی در هر استان می تواند سلامت استان مورد نظر و مناطق مجاور را بهبود بخشد. این اثربخشی مثبت و معنی دار است که نشان می دهد LnHI سلامت را بهبود می بخشد و تأثیر مثبتی بر استان های همسایه برای افزایش ورودی و خروجی سلامت دارد.

اثرات مستقیم و غیرمستقیم LnDoc بر سلامت در سطح اطمینان ۱ معنادار هستند. آزمون معناداری نشان می دهد که LnDoc اثرات سرریز مکانی معناداری دارد. اثر مستقیم LnDoc بیشتر از اثر غیرمستقیم است. اثر کل منفی و معنادار است که با نتیجه گیری برخی از محققان آنیووان (۲۰۰۹) و رزاتلف روبرترز (۲۰۰۷) سازگار است. این نشان می دهد که افزایش تعداد پرسنل بهداشتی در این منطقه، خروجی بهداشتی این منطقه را ارتقا می دهد،

<sup>۱</sup> LeSage et al

ضریب اثر مستقیم LnBed برابر با  $-0/049$  است که در سطح اطمینان ۱٪ معنادار است. ضریب اثر غیرمستقیم  $-0/022$  است که در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار است. بهبود LnBed باعث ارتقای سلامت در استان‌های محلی و همسایه می‌شود. طبق مدل گروسمن (۱۹۷۲)، افزایش تعداد تخت‌ها، تقاضای ساکنان برای سلامت را افزایش می‌دهد، به طوری که وضعیت سلامت آنها را بهبود می‌بخشد و سطح سلامت آنها را بهبود می‌بخشد. ضریب اثر مستقیم LnEdu برابر با  $-0/011$  می‌باشد که در سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار است. ضریب اثر غیرمستقیم  $-0/0091$  است. بهبود LnEdu سلامت را در مناطق محلی ارتقا می‌دهد (شن و دیگران، ۲۰۱۹). این نشان می‌دهد که بهبود سطح تحصیلات ساکنان محلی نقش مهمی در ارتقای افراد برای دستیابی به فرصت‌های شغلی، بهبود کیفیت زندگی، ایجاد یک سبک زندگی خوب و دستیابی به شرایط پزشکی خوب و بهبود سطح سلامت آنها خواهد داشت.

### بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، اثر هزینه‌های بهداشتی، سرانه پزشکی، سرانه تخت‌های بیمارستانی و سطح آموزش بر نرخ مرگ‌ومیر استانی بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که میان استان‌ها وابستگی فضایی معناداری در نرخ مرگ‌ومیر وجود دارد؛ به گونه‌ای که شرایط بهداشتی و اجتماعی هر استان نه تنها بر وضعیت خود، بلکه بر استان‌های مجاور نیز اثرگذار است. این یافته بر ضرورت استفاده از رویکردهای فضایی در تحلیل‌های سلامت عمومی تأکید می‌کند. به عبارتی پیامد سلامت هر استان نه تنها از ورودی‌های سلامت همان استان، بلکه از ورودی‌های سلامت استان‌های دیگر نیز تأثیر می‌پذیرد.

نتایج این مطالعه نشان داد که مخارج بهداشتی، سرانه پزشکی، سرانه تخت بیمارستانی و سطح سرانه آموزش نقش مهمی در تعیین نرخ مرگ‌ومیر استان‌های ایران دارند و اثرات آنها به صورت فضایی نیز قابل مشاهده است. افزایش مخارج بهداشتی با تخصیص بهینه منابع به استان‌ها، کاهش مرگ‌ومیر را تسهیل می‌کند و استان‌هایی که منابع کمتری دریافت می‌کنند بی‌شتری بهره را از افزایش بودجه می‌برند. سرانه پزشکی و سرانه تخت بیمارستانی نیز به طور مستقیم با دسترسی به خدمات

درمانی مرتبط بوده و استان‌هایی با کمبود این شاخص‌ها نرخ بالاتری از مرگ‌ومیر دارند. علاوه بر این، سطح سرانه آموزش با افزایش سواد سلامت و پذیری رفتارهای پیشگیری‌رانه ارتباط دارد و می‌تواند تأثیر بلندمدت بر کاهش مرگ‌ومیر داشته باشد. تحلیل فضای نشان داد که اثرات این متغیرها نه تنها در استان خود، بلکه در استان‌های همجوار نیز ملموس است و بنابراین سیاست‌های سلامت باید به صورت منطقه‌ای و با در نظر گرفتن همبستگی‌های فضای طراحی شوند. این یافته‌ها تأکید می‌کنند که ارتقای منابع مالی سلامت، افزایش زیرساخت‌ها و نیروی انسانی پزشکی و تقویت آموزش سلامت می‌توانند نقش مهمی در کاهش نابرابری‌ها و بهبود سلامت جمعیت استان‌های ایران داشته باشند. بنابراین، برای بهره‌گیری کامل از اثر سرریز مکانی ورودی‌های سلامت و ارتقای بیشتر سلامت منطقه‌ای، پیشنهادت زیر ارائه می‌شود:

دولت بایستی همکاری‌های بهداشتی بین استان‌های همسایه را تقویت کند و جریان آزاد منابع، متخصصان سلامت و سایر عناصر را بین استان‌ها ترویج دهد. دولت باید برنامه‌ریزی ملی بهداشت، تبادلات و همکاری بین مناطق مختلف، استفاده از سرریز و وابستگی متقابل بین استانی نهاده‌های سلامت و بهبود محیط سخت افزاری خدمات پزشکی مانند بیمارستان‌ها، مراکز درمانی و کلینیک‌ها و ایجاد سیستم پزشکی و بهداشتی مدرن کارآمد و معقول برای کاهش شکاف سطح فناوری پزشکی بین استان‌ها و مناطق را تقویت نماید.

با توجه به اهمیت مخارج بهداشتی و تفاوت‌های فضای بین استان‌ها، تخصیص منابع سلامت باید بر اساس نیاز واقعی و نرخ مرگ‌ومیر استان‌ها صورت گیرد. استان‌هایی که نرخ مرگ‌ومیر بالاتر و دسترسی محدودتر به خدمات درمانی دارند، باید سهم بیشتری از بودجه دریافت کنند تا عدالت در سلامت افزایش یابد و اثرات مثبت اقتصادی و اجتماعی سرمایه‌گذاری‌های سلامت به حداکثر برسد. تحلیل فضای این تخصیص می‌تواند نقاط بحرانی را شناسایی و منابع را به شکل بهینه توزیع کند.

سرانه پزشک یکی از شاخص‌های کلیدی دسترسی به مراقبت‌های پزشکی است و کمبود پزشک می‌تواند مرگ‌ومیر را افزایش دهد. سیاست‌های حمایتی شامل مشوق‌های مالی، فرصت‌های آموزشی و شرایط رفاهی بهتر برای جذب و نگهداری پزشکان در استان‌های کم‌پزشک می‌تواند دسترسی به خدمات درمانی را بهبود دهد. این

اقدام باعث کاهش مرگ‌ومیر ناشی از کمبود مراقبت‌های پزشکی و ارتقای کیفیت خدمات در سراسر کشور می‌شود.

سرانه تخت بی‌مارستانی یکی دی‌گر از عوامل تعیین‌کننده نرخ مرگ‌ومیر است، زیرا کمبود تخت‌ها باعث محدودیت دسترسی به مراقبت‌های حیاتی می‌شود. توسعه مراکز درمانی و افزایش تعداد تخت‌ها در استان‌های با کمبود زیرساخت، به ویژه در مناطق با جمعیت بالا یا نرخ مرگ‌ومیر بالا، می‌تواند ظرفیت درمانی را افزایش داده و مرگ‌ومیر قابل‌پیشگیری را کاهش دهد. این اقدام همچنین فشار بر بی‌مارستان‌ها را کاهش می‌دهد و کیفیت خدمات را بهبود می‌بخشد.

سطح سرانه آموزش با سواد سلامت و پذیرش رفتارهای پیشگیری‌رانه ارتباط مستقیم دارد. افزایش آموزش عمومی سلامت، برگزاری کمپین‌های پیشگیری از بیماری‌های مزمن و واگیری، و ارتقای آگاهی جامعه در مورد رفتارهای سالم می‌تواند موجب کاهش بیماری‌های قابل‌پیشگیری شود. این اقدامات اثرات بلندمدت بر کاهش نرخ مرگ‌ومیر دارند و همزمان هزینه‌های درمان را کاهش می‌دهند، به ویژه در استان‌هایی که شاخص‌های آموزشی پای‌ن‌تر و مرگ‌ومیر بالاتری دارند.

در مجموع، نتایج حاکی از آن است که سیاست‌های سلامت باید با نگاه منطقه‌ای و فضای طراحی شوند و تمرکز صرف بر یک استان بدون توجه به اثرات سرریز فضای می‌تواند کارایی سیاست‌ها را کاهش دهد. بنابراین، تخصیص منابع بهداشتی، توسعه نیروی انسانی پزشکی، گسترش زیرساخت‌های درمانی و ارتقای سطح آموزش به صورت هماهنگ و با در نظر گرفتن پیوندهای فضای استان‌ها انجام گیرد تا کاهش پای‌دار نرخ مرگ‌ومیر در سطح ملی محقق شود.



دو محدودیت در این مطالعه وجود دارد. اول، مدل مورد استفاده بر اساس داده‌های پانل فضای ۳۱ استان طراحی گردید. اما بیشتر فعالیت‌های مدیریتی سلامت در شهرها انجام می‌شود، در حالی که استفاده از داده‌های سطح استانی، نمی‌تواند ناهمگونی فضای شهرهای مختلف را بیان کند، بنابراین استفاده از داده‌های سطح شهرستان برای افزایش قابلیت اطمینان تخمین‌ها ضروری است. دوم، این مقاله صرفاً از ورودی‌های سلامت یک استان برای اندازه‌گیری تأثیر شاخص‌های ورودی سلامت بر خروجی سلامت استفاده نمود، بدون اینکه تأثیر بر خروجی سلامت را از منظر ویژگی‌های

ساختاری ورودی سلامت در نظر بگردد. در این راستا می‌توان تأثیر شاخص‌های ورودی سلامت بر خروجی سلامت را از نظر هزینه‌های سلامت خصوصی، هزینه‌های سلامت اجتماعی و سایر متغیرها استفاده نمود.

## تعارض منافع

تعارض منافع ندارد

## ORCID

Mohsen Bonackchi		<a href="https://orcid.org/0009-0001-2260-9699">https://orcid.org/0009-0001-2260-9699</a>
Ahmad Sarlak		<a href="http://orcid.org/0000-0001-7237-2880">http://orcid.org/0000-0001-7237-2880</a>
Maryam Sharifnezhad		<a href="http://orcid.org/0000-0002-7199-2946">http://orcid.org/0000-0002-7199-2946</a>

## منابع

- احسانی، زهرا. دشتبان فاروجی، مجید. خوشنودی، عبدا... دشتبان فاروجی، سحر (۱۴۰۲). بررسی اثر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج بهداشتی دولت بر سلامت جمعیت در ایران. *اقتصاد با ثبات*. (۲). ۴. ۱۴۶-۱۷۳.
- جهانتابی‌ژاد، آزاده. گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۴۰۱). تأثیر شوک‌های مثبت و منفی مخارج بهداشت عمومی در طی دوره‌های تجاری بر وضعیت سلامت در ایران. مدیریت بهداشت و درمان. (۱۳). ۴. ۱۰۹-۸۷.
- حسین پور، بدریه. سرلک، احمد. فطرس، محمد حسن (۱۳۹۹). اثر مخارج بهداشتی و حکمرانی خوب بر شاخص‌های سلامت کشورهای منا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. مدیریت بهداشت و درمان. (۱۱). ۳. ۶۷-۷۸.
- فتح‌الهی، الهام (۱۴۰۱). تأثیر بلندمدت مخارج بهداشتی بر وضعیت سلامت در استان‌های ایران: ارزیابی تجربی با استفاده از تجزیه و تحلیل داده‌های پانل. *فصلنامه پژوهش سلامت*، (۴). ۷. ۱۴-۳۵.
- لباب‌سلام، جمال. صادقی، سیدکمال (۱۴۰۴). بررسی تأثیر بلندمدت هزینه‌های سلامت عمومی بر مرگ‌ومیر قابل‌پیشگیری در استان‌های ایران: رویکرد ARDL داده‌های پانلی. *فصلنامه علمی - پژوهشی رفاه اجتماعی*، (۴). ۲۵. ۳۷-۶۳.
- متقی، سمیرا (۱۳۹۳). عوامل مؤثر بر امید به زندگی در کشورهای منتخب اسلامی (براساس گروه‌های همگن درآمدی). *پژوهشنامه اقتصادی*، (۵۵). ۱۴. ۱۸۵-۲۰۵.

مرادی شببانی، مهدی. سحابی، بهرام، فرجی دیزجی، سجاد و عباسیان، عزت الله (۱۴۰۴). ارزیابی نوع تخصیص مصارف سلامت بر بهبود شاخص های عملکرد در ایران. نشریه راهبرد توسعه. ۲۱(۳). ۱۴۷-۱۲۱.

## References

- Anyanwu JC, Andrew EO (2009). Health expenditures and health outcomes in Africa. *African Development Review*. 2(1). 400–433.
- Aydan S, Bayin Donar G, Arıkan C (2021). The effects of public health and social spendings on health outcomes: a panel data analysis of OECD countries. *Hacettepe Sağlık İdaresi Dergisi*. 2(4). 469–482.
- Bein MA, Unluçan D, Olowu G, Kalifa W (2017). Healthcare spending and health outcomes: evidence from selected East African countries. *African Health Sciences*. 2(4). 254-268.
- Ben-Porath, Y. (1967). The production of human capital and the life cycle of earnings. *Journal of Political Economy*, 75(4), 352-365
- Elhorst. JP. (2017). Matlab software for spatial panels. *International Regional Science Review*.
- Fayissa B, Gutema, P. (2005). The determinants of health status in Sub-Saharan Africa (SSA). *American Economic Review*. 4(9).60–76.
- Filmer D, Pritchett, L. (1997). Child Mortality and Public Spending on Health: How Much Does oney Matter? Washington, DC: *World Bank Publications*.
- Galama, T.J., van Kippersluis, H.( 2013). Health inequalities through the lens of health-capital theory: issues, solutions, and future directions. In P.R. Dias, and O. O'Donnell (Eds.). *Health and Inequality, Research on Economic Inequality*
- Grossman, M. (1972). On The Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 8(1), 223-255.
- Grossman, M. (2000). The Human Capital Model. In A.J. Culyer, and J.P. Newhouse (Eds.). *Handbook of Health Economics*. Amsterdam, Elsevier.

- Ivankova, V., Gavurova, B., and Khouri, S. (2022). Understanding the Relationships between Health Spending, Treatable Mortality and Economic Productivity in OECD Countries. *Public Health*.
- Kamiya, Y.(2010). Determinants of Health in Developing Countries: Cross-Country Evidence. Discussion Paper. Osaka: *Osaka School of International Public Policy (OSIPP)*
- Kayhan, T., Vatansever, E. and Yilmaz, B. (2025) Evaluating Health Financing Typologies Through Healthy Life Expectancy and Infant Mortality: Evidence from OECD Countries and Türkiye. *Healthcare*, 13(23), 31-49.
- Kiross G T, Chojenta C, Barker D, Loxton D (2020). The effects of health expenditure on infant mortality in sub-Saharan Africa: evidence from panel data analysis. *Health Economics Review*. 8(5). 31-48.
- Li HM, Wang YQ(2018). Health resource investment and health China Construction: a value-based health system perspective. *China Admin*. 8(9). 65–82.
- Mao. WL, Wei LB.(2020). Research on the impact of government health expenditure scale on residents' health. *Faculty of Social Sciences,Zhejiang University*.8(5). 12-33.
- Meng QY(2013). Health Economics. Beijing: People's Medical Publishing House.
- Moscone, F., Skinner, J., Tosetti, E. and Yasaitis, L. (2019) The association between medical care utilization and health outcomes: A spatial analysis. *Regional Science and Urban Economics*, 7(7), 306–314.
- Musgrove, P. (1996). Public and Private Roles in Health: Theory and Financing Patterns. *Washington, DC: World Bank*.
- Mushkin, S.J. (1962). Health as an Investment. *Journal of Political Economy*, 70(5), 129-157.
- Novignon J, Olakojo S A, Nonvignon J (2012). The effects of public and private health care expenditure on health status in sub-Saharan Africa: new evidence from panel data analysis. *Health Economics Review*. 2(1). 1–18.
- Oreopoulos, P. (2006). Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education when Compulsory Schooling Laws Really Matter. *American Economic Review*, 96(1), 152-175.
- Pérez-Pérez, E., Cervantes-Morales, E., Nigenda, G., Ávila-Burgos, L. & Meyer-Folks, D.,(2019). Government expenditure on health and maternal mortality in México: A spatial-econometric analysis. *International Journal of Health Planning and Management*, 34(2), 619–635.
- Rahman MM, Khanam R, Rahman, M. (2018). Health care expenditure and health outcome nexus: new evidence from the SAARC-ASEAN region. *Global Health*. 14(1). 1–11.
- Rain. J.(2023). Spatiotemporal analysis of development indicators on under-five mortality. *International Journal of Health Geographics*, 22(5). 36-54.

- Reis, J. (2019). The association between medical care utilization and health outcomes: A spatial analysis. *Health Policy and Management*, 34(2), 41-63.
- Retzlaff-Roberts D, Chang CF, Rubin RM.(2004). Technical efficiency in the use of health care resources: a comparison of OECD countries. *Health Policy*. 6(9). 55-72.
- Shen YQ, Sheng HQ, Ma GF, Ma AN(2019). OECD countries' health input and health output: Econometric Analysis Based on Dynamic Panel System GMM model. *Chinese Health Economics*. 1(7). 64-86.
- Shen, SG, Zheng QY.(2017). Research on health productivity and its influencing factors in China. *Journal Sun Yat sen University*. 5(7).153-166.
- Sultana, S., Hossain, M.E., Khan, M.M.A., Saha, S.M.R., Amin, M.R. & Prodhan, M.M.H. (2024). Effects of healthcare spending on public health status: An empirical investigation from Bangladesh. *Heliyon*, 10(1), 24-45.
- Värzaru, A.A. (2025) Assessing the Relationships of Expenditure and Health Outcomes in Healthcare Systems: *A System Design Approach*. *Healthcare*, 13(4), 35-51.
- Wang, CY. Xiao, H.(2020). Study on the prediction and influencing factors of the total health expenditure in Hubei Province. *Medical Sociology*. 3(3).11-25.
- Wolfe BL.(1986). Health status and medical expenditures: is there a link? *Soc Sci Med*. 2(2):993-9.
- Xu, P. Zhao, X. Li, H. & Guo, X.(2024). Spatial Effect Analysis of Health Expenditure and Health Output in China From 2011 to 2018. *Frontiers in Public Health*, 2(5). 32-48.
- Yang M, Lu. B.(2019). An assessment of mortality and life expectancy for china's provinces: based on the 2010 provincial census data. *popular response*. 4(3).18- 35.
- Zhang, N. (2018). Dynamic econometric analysis of the impact of health resource investment on residents' health in Beijing. *Chinese Journal of Health Management*. 4(3). 25-43.
- Zhao TL, Pang J, Zhao, JM.(2020). The relationship between total health expenditure and health output in China: an empirical analysis based on vector error correction model. *Chin Journal Health Manage*.3(7).9-24.

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری محسن بنکچی رشته اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی اراک است