-- Journal of Economic Research-------
Volume 25, Issue 97, Summer 2025, 199-244
joer.atu.ac.ir
https://doi.org/ 10.22054/joer.2026.90639.1315

Original Research
Received: 25/ 12/2025 Revise: 1/2/2026 Accepted: 6/5/2026
ISSN: 1735-210x
eISSN: 2476-6453

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

**Mohsen Bonakchi** PhD Student, Department of Economics, AR.C., Islamic Azad University, Arak, Iran.

**Ahmad Sarlak*** Associate Professor, Department of Economics, AR.C., Islamic Azad University, Arak, Iran.

**Maryam Sharifnezhad** Assistant Professor, 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 government 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

* Corresponding Author: ah. sarlak@iau. ac. ir

**How to Cite:** Bonackchi, M., Sarlak, A., Sharifnezhad, M. (2025). Examining the Spatial Effects of Health Expenditures on Mortality Rates in the Provinces of Iran. *Journal of Economic Research*, 25 (97), 199- 244.

mortality rates is confirmed using appropriate diagnostic tests. Then, the Spatial Durbin Model is applied to analyze the impact of government health expenditures on health outcomes. The estimation results indicate that mortality rates exhibit significant spatial dependence, such that changes in mortality rates in one province can affect neighboring provinces. Moreover, government 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 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.

## 1. Introduction

Human capital has long been interpreted narrowly in economic thought, but it has become increasingly clear that labor resources cannot be understood primarily in quantitative terms. This has led to a completely new approach to the field of economic activity. According to this broader approach, the qualitative dimensions of human capital have gained increasing importance. Healthcare is one of the most vital sectors in any national economy. Improving health status significantly increases human capital through greater productivity and longer working lives through reduced illness, leading to improved production and consumption, as well as returns

on investment. Health studies have shown that health spending and investment in health systems are determinants of population health status and mortality rates. Health spending usually includes financial resources spent on medical services, preventable diseases, primary and specialized care, vaccinations, and health insurance. The aim of this study is to investigate the spatial effects of government health spending on health outcomes (mortality rates) in the country's provinces during the period 2011–2021. For this purpose, provincial data and a spatial weight matrix were used to identify spatial dependencies between provinces.

## 2. Methods and Material

This study considers the relationship between health expenditures and health development based on Grossman's (1972) health production function and the "social determinants of health" by the World Health Organization, a macro health production function model similar to Zhao et al. (2024) as equation (1):

$$\ln\text{health}_{ij} = \beta_1 \ln\text{hi}_{ij} + \beta_2 \ln\text{edu}_{ij} + \beta_3 \ln\text{bed}_{ij} + \beta_4 \ln\text{doc}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

The spatial units in this study comprise 31 provinces of the country during the period 2011–2021. To investigate and measure potential spatial effects, the Spatial Lag Model (SLM), the Spatial Error Model (SEM), and the Spatial Durbin Model (SDM) are employed. The SDM is derived from the integration of the SLM and SEM. The SLM captures spatial dependence by incorporating a spatially lagged dependent variable into the regression framework. The SEM, on the other hand, assumes that spatial correlation among variables is reflected in the regression error term rather than through the inclusion of a lagged dependent variable. In contrast, the SDM not

only accounts for spatial spillover effects of the dependent variable across neighboring regions, but also incorporates the influence of independent variables in adjacent regions on the dependent variable of a given region. Consequently, the SDM is widely used for empirical testing of spatial spillover effects (Elhorst, 2017). To determine which spatial econometric model is more appropriate, Elhorst (2017) proposed a testing procedure. Specifically, two hypotheses of the panel SDM are examined and summarized using the Wald test and the likelihood ratio (LR) test based on the restrictions $\theta = 0$ and $\theta + \rho\beta = 0$. If both null hypotheses are rejected, the panel SDM should be employed. If $\theta = 0$ and both the LM test and the robust LM test indicate spatial dependence in the dependent variable, the SDM reduces to an SLM. If $\theta + \rho\beta = 0$ and the LM and robust LM tests suggest that the residuals exhibit spatial autocorrelation, the SDM simplifies to an SEM.

## 3. Results and Discussion

Each variable consists of 341 observations. The average population mortality rate, used as a health indicator, is 4.5 percent, with minimum and maximum values of 3.4 percent and 6.7 percent, respectively. Health expenditures, measured as a percentage of provincial gross domestic product, have an average value of 5.76 percent, with minimum and maximum values of 4.65 percent and 7.98 percent, respectively. The Moran's I index for each variable is significantly positive, indicating the presence of spatial autocorrelation in health status, health expenditures, physicians per capita, hospital beds per capita, and education per capita across the 31 provinces of the country. The coefficient of the spatial model is significantly positive under all three spatial weight matrices. This

finding indicates the existence of strong spatial spillover effects in provincial health outcomes in Iran. Therefore, the relationship between health status and government health expenditures should be examined from a spatial economics perspective. Investment in health services improves access to medical care, enhances disease prevention, and raises the quality of treatment. Increased health spending is generally associated with earlier disease detection, better management of chronic conditions, and a reduction in preventable mortality. In contrast, insufficient health expenditures may weaken the health system and lead to higher mortality rates, particularly among vulnerable population groups.

## 4. Conclusion

This study employed spatial econometric models to examine the effects of health expenditures, physicians per capita, hospital beds per capita, and education level on provincial mortality rates. The results reveal a significant spatial dependence in mortality rates across provinces, indicating that the health and socioeconomic conditions of each province affect not only its own outcomes but also those of neighboring provinces. This finding underscores the necessity of adopting spatial approaches in public health analyses. The estimations further show that increased health expenditures are significantly associated with lower mortality rates, highlighting the importance of targeted investment in health infrastructure and services. Moreover, increases in the number of physicians and hospital beds exert a significant negative effect on mortality, emphasizing the critical role of physical and human access to healthcare services. Finally, education level, as a key socioeconomic determinant, exhibits a significant negative impact on mortality

rates, suggesting that improvements in education contribute to reduced mortality through healthier behaviors, greater awareness, and more effective utilization of healthcare services.

**Keywords:** Health Expenditures, Mortality Rate, Spatial Durbin Model, Provinces of Iran

**JEL Classification:** I15, I25, O18

-- پژوهشنامه اقتصادی ---------
دوره ۲۵، شماره ۹۷، تابستان ۱٤۰٤، ۱۹۹-۲٤٤
joer.atu.ac.ir
https://doi.org/ 10.22054/joer.2026.90639.1315

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۰۴ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۲/۱۶
ISSN:۱۷۳۵-۲۱۰X eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۵۳

# بررسی اثرات فضایی مخارج سلامت بر نرخ مرگ ومیر در استان‌های ایران

**محسن بنکچی** دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

**احمد سرلک** * دانشیارگروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

**مریم شریف نژاد** استادیارگروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

## چکیده

سلامت جمعیت یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه انسانی است و نرخ مرگ و میر به عنوان معیاری کلیدی، تحت تاثیر عوامل بهداشتی، درمانی و اجتماعی قرار دارد. هدف این مطالعه بررسی اثرات فضایی مخارج سلامت بر خروجی سلامت (نرخ مرگ و میر) در استان‌های کشور در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ است. برای این منظور از داده‌های استانی و ماتریس وزن فضایی برای شناسایی وابستگی فضایی میان استان‌ها استفاده شده است. ابتدا وجود خودهمبستگی فضایی نرخ مرگ و میر با آزمون‌های مناسب تایید شد و سپس از مدل دوربین فضایی برای بررسی اثر مخارج سلامت بر خروجی سلامت استفاده گردید. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که نرخ مرگ و میر دارای وابستگی فضایی معنادار است و تغییرات آن در هر استان می‌تواند بر استان‌های مجاور اثرگذار باشد. همچنین مخارج سلامت، تعداد پزشکان و تعداد تخت‌های بیمارستانی اثر منفی و معناداری بر نرخ مرگ و میر دارند که بیانگر نقش مهم توسعه زیرساخت‌ها 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 می‌دهد و اهمیت عوامل اجتماعی-اقتصادی در بهبود وضعیت سلامت را تایید می‌کند. بر اساس یافته‌ها، طراحی و اجرای سیاست‌های سلامت نیازمند رویکردی منطقه‌ای 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.

**کلیدواژه‌ها:** مخارج سلامت، نرخ مرگ و میر، مدل دوربین فضایی، استان‌های ایران.
**طبقه‌بندی JEL:** I15, I25, O18

* نویسنده مسئول: ah.sarlak@iau.ac.ir

### ۱. مقدمه

در ادبیات اقتصادی، حفظ، گسترش و ارتقای سلامت در زمره اساسی‌ترین و کلیدی‌ترین 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 چندبُعدی است که عوامل و عناصر متعدد و متنوعی در تامین، گسترش یا تخریب آن تاثیرگذارند 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 ویژه ای در ادبیات اقتصادی برخوردار شده است. توسعه کیفی منابع کار، عامل تعیین‌کننده 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[1]، ۲۰۲۰: ۱۳).

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[2]،۲۰۱۳: ۲۷۰) و در نتیجه، توسعه مدل موسوم به سرمایه سلامت (گروسمن[3]؛ ۲۰۰۰: ۳۶) 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

1 Wang, C. Y., & Xiao, H.
2 Galama, T. J . & Van Kippersluis, H.
3 Grossman, M.

مرگ و میر به‌طور قابل توجهی نشان‌دهنده عملکرد سیستم‌های سلامت در طول زمان است (کیروس و همکاران[۱]، ۲۰۲۰: ۴۱).

«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 ویژه در بعد کیفی قابل مشاهده است، زیرا سلامت عامل اصلی تعیین‌کننده کیفیت منابع نیروی کار است (آیدان و همکاران[۲]، ۲۰۲۱: ۴۷۰).

هزینه‌های سلامت شامل تمام هزینه‌هایی است که برای تامین و بهبود سلامت افراد استفاده می‌شود (ولف[۳]، ۱۹۸۶: ۴۷۷). هزینه‌های سلامت به کل مبلغ بودجه‌ای که توسط کل جامعه برای خدمات پزشکی و بهداشتی در یک دوره زمانی مشخص (معمولا یک 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[۴]، ۲۰۱۳: ۳۹).

هزینه‌های سلامت یک شاخص‌کلان مهم اقتصاد سلامت برای ارزیابی علمی بودن چگونگی تخصیص منابع و ارتباط بین هزینه‌های سلامت و پیامدهای سلامت است(وانگ و ژائو، ۲۰۲۰:۱۴). برخی مطالعات نشان داده‌اند که هزینه‌های سلامت منجر به پیامدهای بهتر سلامت می‌شود؛ در حالی که برخی دیگر تاثیر ناچیزی را بیان کرده‌اند. ماسگرو[۵] (۱۹۹۶)، فیلمر و پریچت[۶] (۱۹۹۷) و فایسا و گوتما[۷] (۲۰۰۵)، شن و همکاران[۸] (۲۰۱۹)، کیروس و همکاران[۹] (۲۰۲۰) به این نتیجه رسیدند که هزینه‌های سلامت عامل تعیین‌کننده مهمی برای پیامدهای سلامت نیست و هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی عمومی و خصوصی به طور قابل توجهی با خروجی سلامت همبستگی منفی دارند.

1 Kiross, G. T., et al.
2 Aydan, S., et al.
3 Wolfe, B. L.
4 Meng, Q. Y.
5 Musgrove, P.
6 Filmer, D. & Pritchett, L.
7 Fayissa, B. & Gutema, G.
8 Shen, Y. Q., et al.
9 Cyrus, C., et al

علاوه بر این، مطالعات انجام شده توسط آنیانو و اندریو[1] (۲۰۰۹)، کامیا[2] (۲۰۱۰)، نویگنان و همکاران[3] (۲۰۱۲)، بین و همکاران[4] (۲۰۱۷)، رئیسی و همکاران[5] (۲۰۱۸)، ژانگ[6] (۲۰۱۸) و مائو و وی[7] (۲۰۲۰) تاثیر مثبت هزینه‌های سلامت بر پیامدهای سلامت را نشان می‌دهند. با این حال، رحمان و همکاران[8] (۲۰۱۸) اظهار می‌کنند که تاثیر هزینه‌های سلامت خصوصی بیشتر از هزینه‌های سلامت عمومی است. ژائو و همکاران[9] (۲۰۲۰) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری،دریافتند که هزینه‌های سلامت در چین تاثیر 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 مرگ و میر هستند. هزینه‌های بهداشتی معمولا 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 اینکه افزایش منابع مالی به بخش سلامت با نتایج بهتر بهداشتی از جمله کاهش مرگ و میر نوزادان و مادران، ارتباط معناداری دارد (رحمان و همکاران ،۲۰۱۸: ۷). هزینه‌های سلامت می‌تواند به طور معنی‌داری نرخ مرگ و میر مادران و نوزادان را کاهش دهد؛ این اثر در کشورهایی با درآمد پایین و متوسط اهمیت بیشتری دارد (ژانگ و همکاران،۲۰۱۸: ۳۲). افزایش مخارج سلامت و درآمد سرانه منجر به افزایش امید به زندگی و کاهش مرگ و میر می‌شود. 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)

1 Anyanwu, JC. & Andrew, EO.
2 Kamiya, Y.
3 Novignon, J.
4 Bein, M. A., et al.
5 Raeesi, et al
6 Zhang, N.
7 Mao, WL. Wei, LB
8 Rahman, MM. et al.
9 Zhao, TL. et al.

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: ۷۰). این نتایج نشان می‌دهد که بهبود ساختار نظام سلامت و منابع مالی اختصاص‌یافته به آن می‌تواند به طور مستقیم بر نتایج بهداشتی جمعیت تاثیر بگذارد. علاوه بر این، هزینه‌های بهداشتی با رقم بالا می‌تواند باعث شود که خانوارها مراقبت‌های ضروری را نادیده بگیرند که این پدیده به افزایش مرگ و میر 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 کاهش هزینه‌های مستقیم خانوارها را برای دستیابی به هدف کاهش مرگ و میر برجسته می‌سازند (مائو و همکاران، ۲۰۲۰: ۱۷).

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 معمولا نیازمند بودجه و مخارج بهداشتی بیشتری دریافت هستند. 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 نه‌تنها بر اثر مستقیم، بلکه بر برآورد اثرات سرریز منطقه‌ای نیز اثر می‌گذارد و در صورت نادیده‌گرفتن، می‌تواند به تورش ضرایب و تفسیر نادرست اثربخشی هزینه‌های بهداشتی منجر شود.

با توجه به آنچه تشریح شد، ساختار مقاله در ادامه به این صورت است که در بخش دوم مروری بر پژوهش‌های گذشته صورت می‌گیرد، در بخش سوم و چهارم به ترتیب به

روش و یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود و در نهایت در بخش پنج اقدام به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری شده است.

## ۲. پیشینه پژوهش

در جدول‌های (۱) و (۲) خلاصه‌ای از پیشینه داخلی وخارجی بیان شده است.

**جدول ۱. پیشینه داخلی**

| محقق | موضوع | روش | یافته‌ها |
|---|---|---|---|
| مرادی شیبانی و همکاران (۱٤۰٤) | ارزیابی نوع تخصیص مصارف سلامت بر بهبود شاخص‌های عملکرد در ایران | الگوی توسعه‌یافته مبتنی بر چارچوب وضعیت سلامت بالتاجی | مخارج بودجه سلامت در وضعیت کاملا نامتوازن قرار دارد. این مخارج و مخارج درمانی بر هر سه شاخص اصلی سلامت تاثیر مثبت و بهبوددهنده دارند. |
| سلام جبار و صادقی (۱٤۰٤) | ارزیابی تاثیر بلندمدت مخارج سلامت عمومی بر مرگ و میر قابل اجتناب در استان‌های ایران | الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی پانلی[1] | مخارج سلامت عمومی تاثیر 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 تاثیر منفی بر نرخ مرگ و میر قابل اجتناب دارند. |
| احسانی و همکاران (۱٤۰۲) | اثر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج بهداشتی دولت بر سلامت جمعیت در ایران | الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[2] | تغییرات مثبت و منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج بهداشتی دولت، نشان می‌دهد که هر دو ضریب بلندمدت نامتقارن، مثبت و معنی‌دار هستند و رابطه مثبت و معنی‌داری بین باز بودن تجارت و سلامت جمعیت در بلندمدت وجود دارد. |

1 Panel Autoregressive Distributed Lag Model
2 Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model

**جدول ۱. پیشینه داخلی**

| محقق | موضوع | روش | یافته‌ها |
|---|---|---|---|
| جهانتابی‌نژاد و گل‌خندان (۱۴۰۱) | اثرات نامتقارن مخارج بهداشت عمومی بر وضعیت سلامت در دوره‌های رکود و رونق | الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی | 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. |
| فتح‌اللهی (۱۴۰۱) | بررسی رابطه بلندمدت مخارج بهداشتی و نرخ مرگ ومیر در استان‌های ایران | FMOLS[1] و DOLS[2] | 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. |
| حسین پور و همکاران (۱۳۹۹) | بررسی اثر مخارج بهداشتی و حکمرانی خوب بر شاخص‌های سلامت در کشورهای منا | GMM[3] | مخارج بهداشتی اثر مثبتی بر کاهش مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و نوزادان دارد. |

**جدول ۲. پیشینه خارجی**

| محقق | موضوع | روش | یافته‌ها |
|---|---|---|---|
| کایهان و همکاران[4] (۲۰۲۵) | ارزیابی انواع نظام‌های تامین مالی سلامت از طریق امید به زندگی سالم و مرگ و میر 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/ در حال ظهور موفقیت اندکی نشان دادند. |

1 Fully Modified Ordinary Least Squares
2 Dynamic Ordinary Least Squares
3 Generalized Method of Moments
4 Kayhan, T., et al .

**ادامه جدول ۲.**

| محقق | موضوع | روش | یافته‌ها |
|---|---|---|---|
| ورزارو[1] (۲۰۲۵) | ارزیابی روابط میان هزینه‌ها و پیامدهای سلامت در نظام‌های مراقبت بهداشتی | رویکرد مبتنی بر طراحی سیستم | هزینه‌های بهداشتی خانوارها با نرخ مرگ و میر، رابطه‌ای منفی داشته و به طور معناداری موجب بهبود سال‌های زندگی سالم و امید به زندگی می‌شود. |
| سلطانا و دیگران[2] (۲۰۲٤) | اثر هزینه‌های بهداشتی بر پیامدهای سلامت، شامل کاهش نرخ‌های مختلف مرگ و میر و شیوع بیماری‌های عفونی در بنگلادش | مدل خودبازگشتی برداری[3] | هزینه سلامت سرانه و تعداد پزشکان تاثیر مثبت و معناداری بر امید به زندگی و سلامت مادر و کودک دارند. |
| ژائو و همکاران[4] (۲۰۲٤) | تحلیل فضایی‌زمانی شاخص‌های توسعه بر مرگ و میر زیر پنج سال در چین | اقتصادسنجی فضایی[5] | مخارج بهداشتی، سرانه تخت و سطح آموزش تاثیر مثبت بر خروجی سلامت دارند و این اثر دارای سرریز فضایی است؛ سرمایه‌گذاری در یک استان سلامت استان‌های همجوار را نیز بهبود می‌بخشد. |
| رایان[6] (۲۰۲۳) | تحلیل فضایی‌زمانی شاخص‌های توسعه بر مرگ و میر زیر پنج سال | اقتصادسنجی فضایی | درصد مخارج فعلی سلامت با نرخ مرگ و میر زیر پنج سال رابطه دارد، اما اثر آن در طول فضا و زمان متفاوت است و لزوما همیشه کاهش مرگ و میر را تضمین نمی‌کند. |
| ایوانکووا و همکاران[7] (۲۰۲۲) | ارزیابی روابط بین مخارج سلامت، مرگ ومیر تنفسی قابل درمان و GDP در کشورهای OECD | تحلیل توصیفی، رگرسیونی و خوشه‌ای[8] | افزایش هزینه‌های بهداشتی در کشورهای دارای سیستم سلامت مبتنی بر مالیات بیشتر از کشورهای دارای سیستم سلامت مبتنی بر بیمه منجر به کاهش مرگ ومیر قابل درمان می‌شود. |

1. Varzarua, A. A.
2 Sultana, S., et al.
3 Vector Autoregressive Model
4 Xu, P., et al.
5 Spatial Econometrics
6 Rain, J.
7 Ivankova, V., et al.
8 Descriptive, Regression, and Cluster Analysis

**ادامه جدول ۲.**

| محقق | موضوع | روش | یافته‌ها |
|---|---|---|---|
| ریاز[1] (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 وهمکاران[2] (۲۰۱۹) | هزینه‌های دولت در حوزه سلامت و مرگ و میر مادری در مکزیک: تحلیل اقتصادسنجی فضایی | اقتصادسنجی فضایی | توزیع مرگ و میر مادری و هزینه‌های دولت به‌صورت فضایی توزیع شده‌اند و مناطق آسیب‌پذیر مرگ و میر بالاتری دارند؛ رابطه مستقیم بین هزینه‌های سلامت و مرگ و میر مادری ضعیف بود |
| موسکانی وهمکاران[3] (۲۰۱۹) | بررسی رابطه بین میزان استفاده از خدمات درمانی و پیامدهای سلامت، با تاکید بر نقش وابستگی‌های مکانی | اقتصادسنجی فضایی | افزایش سطح کلی مخارج درمانی لزوماً منجر به کاهش مرگ و میر نمی‌شود، بلکه نحوه تخصیص و ترکیب خدمات درمانی نقش مهم‌تری در بهبود پیامدهای سلامت ایفا می‌کند. همچنین وجود خودهمبستگی فضایی معنادار در داده‌ها تایید می‌شود، |

بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش 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 تاثیر مخارج بهداشتی بر سلامت در استان‌ها استفاده کردند. بررسی انجام شده از متون اقتصادی نشان می‌دهدکه 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 احتمالا باعث ایجاد خطا یا سوگیری در تخمین و تحلیل

1 Reis, J.
2 Pérez, P., et al
3 Moscone, F., et al.

فرآیند می‌شود و همبستگی مکانی خروجی‌های سلامت و اینکه آیا اثرات سرریز مکانی هزینه‌های سلامت وجود دارد یا خیر را در نظر نمی‌گیرند.

پژوهش حاضر با بررسی اثرات فضایی مخارج سلامت بر نرخ مرگ و میر در استان‌های ایران، برخلاف بیشتر پژوهش‌های پیشین که تنها روابط ساده بین مخارج سلامت و مرگ و میر را بررسی کرده‌اند از تحلیل‌های داده‌های فضایی استفاده می‌کند و تاثیرات 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. به این ترتیب، این مطالعه نه تنها ارتباط بین منابع سلامت و نرخ مرگ و میر 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.

## ۳. روش[1]

منطق اقتصادی استفاده از مدل‌های فضایی برای بررسی اثربخشی هزینه‌های بهداشتی در استان‌ها کاملا قوی و قابل دفاع است و ایده اصلی این است که سلامت به طور ذاتی پدیده‌ای فضایی است (ژانگ ،۲۰۱۸: ۳۲). استان‌ها معمولا 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 تاثیری برون استانی دارد. مهاجرت موقت

1 method

(درمان، کار و 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 تاثیر 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[1]، یک مدل تابع تولید سلامت کلان همانند ژائو و همکاران (۲۰۲۴) به صورت رابطه (۱) در نظر می‌گیرد.

$$\ln health_{ij} = \alpha + \beta_1 \ln hi_{ij} + \beta_2 \ln edu_{ij} + \beta_3 \ln bed_{ij} + \beta_4 \ln doc_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، $i$ استان، $j$ سال، $\alpha$ ثابت، $\varepsilon$ خطای تصادفی و $\beta_1$ تا $\beta_4$ به ترتیب ماتریس ضرایب هر متغیر را نشان می‌دهند و میزان تاثیر هر متغیر بر متغیر توضیح داده شده را اندازه‌گیری می‌کنند. مقاطع یا بلوک‌ها در این تحقیق شامل ۳۱ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ است.

* خروجی سلامت (سلامت): بررسی‌ها نشان می‌دهد که شاخص‌های اندازه‌گیری خروجی سلامت عموما بر امید به زندگی سرانه، مرگ و میر نوزادان، مرگ و میر مادران و مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال و ... تمرکز دارند. با توجه به در دسترس بودن داده‌ها و اعتبار شاخص‌ها، طبق تحقیقات یانگ و لو[2] (۲۰۱۹) و همچنین ژائو وهمکاران (۲۰۲۴) از شاخص نرخ مرگ و میر استاندارد شده[3] سالانه جمعیت (درصد) استانی برای اندازه‌گیری سلامت به عنوان متغیر وابسته، استفاده شده است. نرخ مرگ و میر استانداردشده نرخی است که با حذف اثر تفاوت‌های سنی (و گاهی جنسی) جمعیت‌ها و با استفاده از یک

1 World Health Organization
2 Yang M. Lu, B.
3 Standardized Mortality Rate

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:

- 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 است که در این پژوهش مخارج سلامت به عنوان 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 (رتزالف روبرت و همکاران[1]، ۲۰۰۴: ۶۰)

- تعداد پزشکان به ازای هر هزار نفر (Doc) نیز متغیر بعدی مدنظر در این پژوهش است. تعداد پزشکان تاثیر مثبت قابل توجهی بر خروجی سلامت دارد (منگ،۲۰۱۳: ۲۵). 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 منعکس‌کننده سطح خدمات بهداشتی در یک منطقه است (لی و وانگ[2]۲۰۱۸:۷۰). 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[3] (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های پانل پویا و روش تخمین GMM دریافتند 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. این متغیر به شاخصی اشاره دارد که بیان می‌کند به‌طور متوسط چقدر منابع آموزشی یا دسترسی

1 Retzlaff-Roberts, D., et al.
2 Li, HM. Wang, YQ.
3 Shen, SG., Zheng, OY.

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 (به عنوان مثال، نسبت دانش‌آموز به جمعیت ۱۸-۶ سال)، نرخ پوشش تحصیلی[۱] در مقاطع مختلف (ابتدایی، متوسطه و عالی)، تعداد کلاس، معلم یا امکانات آموزشی به ازای هر دانش‌آموز یا جمعیت و... که در این تحقیق همانند ژائو و همکاران (۲۰۲۴) از نرخ پوشش تحصیلی مقطع متوسطه[۲] (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: ۲۳۶). این امر در بهبود کیفیت زندگی و سطح سلامت از اهمیت بالایی برخوردار است. سطح سرانه آموزش تاثیر مثبت قابل توجهی بر خروجی سلامت دارد (شن و دیگران[۳]،۲۰۱۹: ۷۰). اطلاعات و داده‌های مربوط به تمامی متغیرهای مدل از مرکز آمار ایران طی دوره مورد بررسی استخراج شده است.

برای بررسی و اندازه‌گیری اثرات فضایی احتمالی، از مدل وقفه فضایی (SLM)[۴]، مدل خطای فضایی (SEM)[۵] و مدل دوربین فضایی (SDM)[۶] استفاده می‌شود؛ SDM از ادغام SLM وSEM به دست می‌آید. SLM شامل مدل رگرسیون وابستگی فضایی از طریق اضافه کردن یک متغیر وابسته با وقفه است. SEM بیانگرآن است که همبستگی فضایی متغیرها ممکن است از طریق اضافه کردن متغیر وابسته، جمله خطای مدل رگرسیون را نادیده بگیرد؛ در حالی که SLM نه تنها اثر سرریز فضایی متغیر وابسته را در مناطق مجاور نشان می‌دهد، بلکه تاثیر متغیرهای مستقل در مناطق مجاور را بر متغیرهای وابسته خود نیز لحاظ می‌کند که یک مدل رایج برای آزمون تجربی اثر سرریز فضایی است

1 Enrollment Rate

۲ نرخ پوشش تحصیلی از تقسیم تعداد دانش‌آموزان ثبت‌نام شده در دوره متوسطه به جمعیتِ واجدِ شرایط سنی همان دوره به دست می‌آید.

3 Shen, YQ., et al
4 Spatial Lag Model
5 Spatial Error Model
6 Spatial Durbin Model

(الهورست[1]، ۲۰۱۷: ۱۳). این سه مدل اقتصادسنجی فضایی به صورت رابطه‌های (۲)، (۳) و (۴) بیان می‌شود.

SLM:

$$\begin{aligned} \mathrm{lnhealth_{ij}} = {} & \rho \mathrm{wlnhealth_{ij}} + \beta_1 \mathrm{lnhi_{ij}} + \beta_2 \mathrm{lnedu_{ij}} + \beta_3 \mathrm{lnbed_{ij}} \\ & + \beta_4 \mathrm{lndoc_{ij}} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \qquad (۲)$$

$$\varepsilon_{ij} \approx \mathrm{N}(0 \;\; \sigma 2 \mathrm{I_n})$$

SEM:

$$\begin{aligned} & lnhealth_{ij} = \beta_1 lnhi_{ij} + \beta_2 lnedu_{ij} + \beta_3 lnbed_{ij} + \beta_4 lndoc_{ij} + \\ & \mu_i + \lambda_i + \phi_{ij} \;\; \varepsilon_{ij} \approx N(0 \; \sigma 2 I_n) \end{aligned} \qquad (۳)$$

$$\phi_i = \lambda \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \, \phi_j + \varepsilon_i \;\; ; \; \varepsilon_i \approx N(0, \sigma 2 I_n)$$

SDM:

$$\begin{aligned} \mathrm{lnhealth_{ij}} = {} & \rho \mathrm{wlnhealth_{ij}} + \beta_1 \mathrm{lnhi_{ij}} + \beta_2 \mathrm{lnedu_{ij}} + \beta_3 \mathrm{lnbed_{ij}} \\ & + \beta_4 \mathrm{lndoc_{ij}} + \mathrm{w}(\theta_1 \mathrm{lnhi_{ij}} + \theta_2 \mathrm{lndoc_{ij}} + \theta_3 \mathrm{lnbed_{ij}} \\ & + \theta_4 \mathrm{lnedu_{ij}}) + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{ij} \;\; \varepsilon_{ij} \approx \mathrm{N}(0 \;\; \sigma 2 \mathrm{I_n}) \end{aligned} \qquad (۴)$$

در سه رابطه (۲)، (۳) و (۴)، $\beta_i$ نشان‌دهنده ضریب مستقیم متغیر مستقل است که نشان‌دهنده تاثیر اعمال شده توسط متغیر مستقل بر متغیر وابسته است. $\theta_i$ نشان‌دهنده ضریب تاخیر فضایی متغیر مستقل است که نشان‌دهنده تاثیر اعمال شده توسط متغیر مستقل در

1 Elhorst, JP.

استان‌های اطراف بر متغیر وابسته ر استان مدنظر است $\rho$ نشان‌دهنده ضریب خودهمبستگی فضایی است که نشان‌دهنده درجه وابستگی فضایی متغیر وابسته است. $\lambda_i$ نشان‌دهنده اثر ثابت زمانی و $\mu_i$ به اثر ثابت مکانی اشاره دارد. $W$ نشان‌دهنده ماتریس وزن فضایی است. ماتریس وزن فضایی ($W$)، تشکیل شده از سه ماتریس به صورت زیر است (تیان و سان[1]، ۲۰۱۸:۷۳):

- ماتریس وزن فضایی «صفر و یک» که منطبق بر جغرافیای اقتصادی است. اگر مرز مشترکی بین مناطق $i$ و $j$ وجود داشته باشد، وزن مربوطه یک و در غیر این صورت صفر است که با عنوان $\beta_1$ در نظر گرفته می‌شود.
- ماتریس وزنی فضایی فاصله جغرافیایی بر اساس معکوس مجذور طول و فاصله $d_{ij}$ جغرافیایی مراکز استان‌های مختلف تنظیم می‌شود که معکوس آن با عنوان $w_2$ در نظر گرفته می‌شود.
- ماتریس وزن فضایی فاصله اقتصادی، همبستگی‌های اقتصادی و جغرافیایی بین مناطق مختلف را در نظر می‌گیرد. این ماتریس با عنوان $w_3$ در نظر گرفته می‌شود.

دو ماتریس $w_2$ و $w_3$ به صورت رابطه (۵) فرموله می‌شود.

$$w_3 = w_2 * \mathrm{diag}\left(\frac{\bar{A}_1}{\bar{A}}, \frac{\bar{A}_2}{\bar{A}}, \dots\dots\right) \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، متغیر اقتصادی $\bar{A}_i$ میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه منطقه $i$ را نشان می‌دهد و $\bar{A}$ میانگین تولید ناخالص داخلی (الهورست، ۲۰۱۷:۴۱).

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

1 Tian Y. & Sun v.

به یک SLM تبدیل می‌شود. اگررابطه $\theta + \rho\beta$ برابر صفرباشد و آزمون LM و آزمون LM قوی نشان دهند که باقیمانده دارای خودهمبستگی فضایی است آنگاه SDM به یک SEM ساده تبدیل می‌شود. مدل اقتصادسنجی خاص رابطه‌های (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 تاخیر فضایی، آزمون LM مقاوم[1] برای عدم تاخیر فضایی، آزمون LM برای عدم خطای فضایی و آزمون LM مقاوم برای عدم خطای فضایی) می‌توان مشخص نمود که آیا اثر تاخیر فضایی یا اثر خطای فضایی معنادار است (انسلین[2]،۱۹۸۸:۶۶). اگر یک آزمون LM اثر معناداری را نشان دهد در حالی که اثر دیگر معنادار نباشد باید 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 تجمعی، اثر ثابت فضایی، اثر ثابت زمانی یا اثر ثابت فضایی- زمانی را اتخاذ کند.

از آنجا که SDM به طور مشترک تاثیر متغیر وابسته با تاخیر فضایی و متغیرهای توضیحی با تاخیر فضایی را در نظر گرفته، ممکن است مسئله درون‌زایی وجود داشته باشد که فرضیات کلاسیک روش حداقل مربعات معمولی (OLS) را نقض می‌کند. از این رو، لیسیج و پیس[3] (۲۰۰۸) روش حداکثر درستنمایی (ML) را برای حل موثر مسئله درون‌زا ارائه دادند و چارچوب نظری را برای تخمین یا تحلیل مقادیر تاخیر فضایی متغیرهای وابسته و مستقل (اثرات مستقیم و غیرمستقیم) ارائه دادند. فرآیندهای استخراج خاص به صورت رابطه (۶)، (۷)، (۸)، (۹)، (۱۰) و (۱۱) بازنویسی می‌شوند.

1 robust
2 Anselin.
3 Lesage., A. & Pace., C.

$$(I_n - \rho w)Y = X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (۶)$$

$$Y = (I_n - \rho w)^{-1}(X\beta - WX\theta)X + (I_n - \rho w)^{-1}\varepsilon \quad (۷)$$

$$M(W) = (I_n - \rho w)^{-1} = I_n + \rho w + \rho^2 w^2 + \rho^3 w^3 + \cdots \quad (۸)$$

$$K_s = M(W)(I_n\beta_s + \theta_s W) \quad (۹)$$

در روابط (۶) تا(۹)، $I_n$ یک ماتریس واحد مرتبه n، $\beta_s$ ضریب رگرسیونی متغیر توضیحی مربوطه و $\theta_s$ ضریب رگرسیونی WX است.

بعد از باز نویسی معادله (۸) به صورت ماتریسی و باز نمودن آن رابطه (۱۰) را خواهیم داشت.

$$Y = \sum_{s=1}^{j}(K_s(W)X_{1s} + K_s(W)X_{2s} + K_s(W)X_{3s} + \cdots + M(W)\varepsilon \quad (۱۰)$$

در رابطه(۱۱) با مشتق گیری جزئی Y نسبت به $X_{js}$ ، رابطه (۱۲) و (۱۳) به دست خواهد آمد.

$$\frac{\partial Y_i}{\partial X_{js}} = K_s(W)_{js} \quad (۱۱)$$

به این ترتیب می‌توان سایر مشتق‌های جزئی را محاسبه نمود. معادلات (۱۳) و (۱۴) بیان می‌کنند که متغیرهای توضیحی یک منطقه ممکن است بر متغیرهای توضیح داده شده در سایر مناطق و منطقه محلی تاثیر بگذارند. اثرات روی متغیرهای توضیح داده شده در

مناطق دیگر را اثر غیرمستقیم و 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،۲۰۱۷:۷۷).

در رابطه‌های (۶) تا (۱۰)، $\rho$ نشان‌دهنده ضریب خودهمبستگی فضایی، W نشان‌دهنده ماتریس وزن فضایی غیرمنفی، X نشان‌دهنده متغیرهای مستقل و $\beta$ و $\lambda$ ضرایب رگرسیون فضایی هستند. $W_y$ و $W_x$ نشان‌دهنده عبارات تاخیر فضایی متغیر وابسته و متغیر مستقل هستند که به ما امکان می‌دهد اثرات سرریز متغیرهای مستقل را تجزیه و تحلیل کنیم. I نشان‌دهنده یک ماتریس واحد N×1، (تعداد استان‌ها)، ((I-ρw)-1) نشان‌دهنده ماتریس معکوس لئونتیف فضایی است.

جهت برآورد مناسب لازم است خودهمبستگی فضایی و ناهمگنی مدل نیز آزمون شود. آزمون موران[1] یکی از مهم‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص خودهمبستگی فضایی و ناهمگنی فضایی است که چگونگی محاسبه آن در رابطه(۱۲) نشان داده شده است.

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}(Y_i-\bar{y})(Y_j-\bar{y})}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j}^{n} w_{ij}} \qquad (۱۲)$$

$$s^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{y}) \text{ و } \bar{y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Y_i \qquad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳)، $Y_i$ نشان‌دهنده مقدار مشاهده شده منطقه، n نشان‌دهنده تعداد کل استان‌ها و $W_{ij}$ نشان‌دهنده ماتریس وزنی فضایی است. مقادیر شاخص موران از ۱- تا ۱ متغیر است. اگر مقدار 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

1 Moran Test

طریق رابطه (۱۴) محاسبه می‌شود. مقادیر به دست آمده از این رابطه با مقادیر $Z$ جدول آماری قابل مقایسه است.

$$Z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \qquad (۱۴)$$

## ۳. یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه در جدول (۳) ارائه شده است. مطالعه توصیفی داده‌ها برای درک بهترآنها قبل از به‌کارگیری 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 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 (۳) قابل بررسی است.

**جدول ۳. آمار توصیفی**

| متغیر | نماد | مشاهدات | میانگین | انحراف معیار | بیشترین | کمترین |
|---|---|---|---|---|---|---|
| سلامت (نرخ مرگ و میر جمعیت) | Health | ۳٤۱ | ٥/٤ | ۰/۷٤ | ۷/٦ | ٤/۳ |
| مخارج بهداشتی (درصدی از gdp) | HI | ۳٤۱ | ٥/۷٦ | ۱/۷۳ | ۷/۹۸ | ٤/٦٥ |
| سرانه پزشک (هر هزار نفر) | Doc | ۳٤۱ | ۱/۱۷ | ۰/۱٦٥ | ۱/۹۳ | ۰/۷٦ |
| سرانه تخت (هر هزار نفر) | Bed | ۳٤۱ | ۱/۸ | ۰/۰٥۳ | ۲/٤ | ۰/۸۲ |
| سطح سرانه آموزش | Edu | ۳٤۱ | ۸٥/۲ | ۱/۷۱ | ۹۱ | ٥٤ |

منبع: مرکز آمار ایران

### ٤-١. آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب باید از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل نمود. اگر مقادیر ویژه ماتریس مجاورت w در بازه (۱ و ۱-) قرار بگیرند، ماتریس فضایی مانا است. بنابراین، اگر ضریب متغیر فضایی در مدل روش مدل خودرگرسیون فضایی (SAR)[1] 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 باوجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است (ژانگ وهمکاران،۲۰۲۰:۴۲). نتایج این آزمون در جدول (۴) بیان شده است.

**جدول ٤. نتایج آزمون مانایی در مدل SAR وSEM**

| نوع ماتریس (وزن) | مدل | مقدار آزمون t | مقدار |
|---|---|---|---|
| $w_1$ | SAR | ۱۱/۰۲ | ۰/٦۸ |
| | SEM | ۱۰/۳۲ | ۰/٤۲ |
| $w_2$ | SAR | ۹/۲۸ | ۰/٤٦ |
| | SEM | ۷/٤٦ | ۰/۵۷ |
| $w_3$ | SAR | ۸/۲۵ | ۰/٤۹ |
| | SEM | ۷/۱۲ | ۰/٤۵ |

منبع: یافته‌های پژوهش

در این مرحله باید درون‌زایی بالقوه مخارج سلامت مورد آزمون قرار گیرد. مراحل آزمون درون‌زایی در مدل‌های سنجی فضایی به طور کلی شامل شناسایی متغیرهای مشکوک به درون‌زایی، انتخاب متغیرهای ابزار مناسب، برآورد مدل با روش معمول همانند OLS و محاسبه آماره‌های آزمون (مانند آزمون دروبین، وو، هاسمن[2]) 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

1 Spatial Autoregressive Models (SAR)
2 Durbin-Wu- Hausman

روش‌هایی مانند برآوردگرهای فضایی ابزارمحور برای اصلاح برآوردها استفاده می‌شود. نتایج آزمون دروبین، وو، هاسمن نشان می‌دهد که مقدار آماره t این آزمون برابر ۱/۰۵ بوده که کمتر از مقدار بحرانی آن است و فرض صفر رد نمی‌شود. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که متغیر توضیحی مخارج سلامت برون‌زا بوده 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 هزینه‌های بهداشتی بصورت غیر هدفمند و بر اساس فرمول‌های ثابت همچون سهم جمعیت استان از کل جمعیت کشور یا سهم بودجه استان از کل بودجه کشور و... تنظیم شود، می‌تواند 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 می‌دهد سلامت، مخارج بهداشتی، سرانه پزشک، سرانه تخت و سرانه تحصیل در ۳۱ استان کشور دارای خودهمبستگی فضایی هستند. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر (عدم وجود خودهمبستگی فضایی) رد می‌شود. به عبارت دیگر، نتایج آزمون موران برای استان‌های کشور بیانگر وجود تاثیرات همسایگی است.

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 تاخیر 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 درصد رد می‌کنند. بنابراین، معرفی ماتریس وزن فضایی ضروری و موثر و با توجه به معنادار بودن وابستگی فضایی از پانل فضایی استفاده می‌شود. از این رو در این مرحله برای بررسی اثرات مخارج بهداشتی بر نرخ مرگ و میر استان‌های کشور از روش پانل فضایی استفاده می‌کنیم.

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

×××، ××، × به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: محاسبات یافته‌های پژوهش

جدول ٦. نتایج آزمون LM و هاسمن

| متغیر | آماره | احتمال |
|---|---|---|
| LM_lag | ۳/۰٤۱* | ۰/۰٦۹ |
| LM_error | ٤/۱٤۱** | ۰/۰۳۸ |
| Robust LM_lag | ۳/٤۹* | ۰/۰٦۱ |
| Robust LM_error | ٤/۳۱** | ۰/۰۳٦ |
| Hausman | ۱۱/۸۹*** | ۰/۰۰۱ |

×××، ××، × به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

جهت تعیین اینکه آیا مدل باید از روش اثرات ثابت یا تصادفی برآورد شود، آزمون هاسمن، انجام شده است. نتایج آزمون هاسمن فرضیه مدل اثرات تصادفی را در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌کند. برای انتخاب مدل دوربین فضایی (SDM) در مقایسه با مدل وقفه فضایی (SLM) و مدل خطای فضایی (SEM) معمولا 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 حذف‌شده یا شوک‌های مشترک فضایی وجود دارد، مناسب‌تر است. مدل دوربین فضایی در بر گیرنده وابستگی فضایی هم در متغیر وابسته و هم در متغیرهای توضیحی است؛ از این رو، جامع‌ترین مدل است. جهت تشخیص نوع مدل فضایی از آزمون‌های والد و نسبت درستنمایی (LR) استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون‌ها این است که اگر مدل واقعی SLM یا SEM باشد، SDM می‌تواند به آن‌ها تقلیل پیدا کند. اگر فرض صفر این آزمون‌ها رد شود، نشانه قوی برای استفاده از مدل SDM است.

نتایج آزمون برای تعیین اینکه آیا مدل بهینه SDM باید به مدل‌های SLM یا SEM تبدیل شود در جدول (۷) بیان شده است. نتایج هر دو آزمون والد و LR فرضیه صفر را رد کرده و فرضیه مبنی بر اینکه SDM در سطح معنی‌داری یک درصد مناسب است را رد نمی‌کنند.

**جدول ۷. آزمون والد و آزمون LR برای مدل پانل فضایی**

| مدل / آزمون | اثر ثابت فضایی | | اثر ثابت زمانی | | اثر ثابت فضا-زمان | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | مقدار | احتمال | مقدار | احتمال | مقدار | احتمال |
| Wald_spatial_lag | ۲/۲۲ | ۰/۶۹۲ | ۱۸/۹۳*** | ۰/۰۰۴۵ | ۱۹/۹٤*** | ۰/۰۰۲۹ |
| LR_spatial_lag | ۲/۵۱ | ۰/۵۷۱ | ۱٦/٤۳*** | ۰/۰۰۹۱ | ۱۸/٦۹*** | ۰/۰۰٤٦ |
| Wald_spatial_error | ۱۷/٦۳*** | ۰/۰۰۲۹ | ۱۸/٤۱*** | ۰/۰۰٤۷ | ۲۱/۸۵*** | ۰/۰۰۱۸ |
| LR_spatial_error | ۱٦/۹۷*** | ۰/۰۰٤٦ | ۱۹/٦۲*** | ۰/۰۰۳۱ | ۲٤/۹۳*** | ۰/۰۰۱٦ |

×××، ××، × به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج چهار اثر در مدل پانل SDM در جدول (۸) بیان شده است. الهورست (۲۰۱۷) معتقد است که می‌توان از شاخص ضریب تعیین تعدیل شده جهت مقایسه نیکویی برازش مدل‌ها استفاده کرده 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 می‌باشند. به طور خلاصه، در این مطالعه مدل اثر ثابت زمانی به عنوان یک مدل اقتصادسنجی فضایی مناسب برای بررسی تاثیر مخارج بهداشتی بر خروجی سلامت در استانهای ایران انتخاب شد.

**جدول ۸. تنظیم نتایج چهار اثر در مدل پانلی SDM**

| | بدون اثر ثابت | اثر ثابت فضایی | اثر ثابت زمانی | دو گانه ثابت |
|---|---|---|---|---|
| LnHI | ۰/۰۲۳<br>(۰/۵۹) | ۰/۰۱۱۸<br>(۰/٦۸) | -۰/۰٦۵۱***<br>(-٤/۱۵) | -۰/۰٦۵۱***<br>(-۵/۱۳) |
| LnDOC | -۰/۰۲٤۱*<br>(-۱/۷۵) | -۰/۰٦۲*<br>(-۱/٦۸) | -۰/۱۱۱***<br>(-٤/۱۷) | -۰/۰۱۵۱***<br>(-۵/۱٤) |
| LnBED | -۰/۰۳۱۱*<br>(-۱/۸۵) | ۰/۰۵۱*<br>(۱/٦۲) | -۰/۰٤۹***<br>(-٤/٦۰۵) | -۰/۰٦۱***<br>(-۳/۹۸) |

**ادامه جدول ۸**

| | بدون اثر ثابت | اثر ثابت فضایی | اثر ثابت زمانی | دو گانه ثابت |
|---|---|---|---|---|
| LNEDU | -۰/۰۵۵۱*** (-۱/۷۹) | -۰/۰۳۱* (-۱/۸۸) | -۰/۰۱۱* (-۱/٦٥) | -۰/۰۳۱*** (-٥/٦٨) |
| ρ | ۰/۳٤۸*** (۳/۱٥۸) | ۰/۲٦۸*** (٤/٥٤۲) | ۰/٥۱۲*** (٦/۱٤۳) | ۰/٤۱٦*** (٤/۱۳۳) |
| W*LNHI | ۰/۰٤۸ ۱/۱۰٥) | -۰/۰٦۱ (-۰/۳۲۸) | -۰/۰٦٤* (-۱/۷۱٥) | -۰/۰٥۱*** (-٤/٦٨) |
| W*LNDOC | ۰/۰۳۱ (۰/۹۲٥) | -۰/۰۸۱ (-۰/۱۲۸) | -۰/۰۰٥۱*** (-٤/۱٤٦) | -۰/۰٦۱** (-۳/۲۸) |
| W*LNBED | -۰/۰٤۱* (-۱/۷٤۱) | -۰/۰۳۸ (-۰/۹۱۸) | -۰/۰۰٥۱** (-۲/۱۰٥) | -۰/۰٥۳*** (-٥/۱٦) |
| W*LNEDU | -۰/۰۳٥ (-۱/۰۰٥) | ۰/۱۱ (۰/۱٦۸) | -۰/۰۰۳۱* (-۱/٦٥) | -۰/۰۰٥۱*** (-٥/٦٨) |
| W*dep.var | ۰/۱۲* (۱/٦٥) | ۰/۳۱* (۱/۷۸) | ۰/۰٦۰۱* (۱/۸٥) | ۰/۰٦٦*** (٥/۱۸) |
| ضریب تعیین | ۰/٤٥ | ۰/۸٦ | ۰/۹۱ | ۰/۹۳ |
| ضریب تعیین تصحیح شده | ۰/٤۳ | ۰/۷۹ | ۰/۸۹ | ۰/۹۱ |
| LogL | ٥۷/۸٦ | ۲۱٦/٤٦ | ۲٥۱/۲٤ | ٦۲/۱٦ |

×××، ××، × به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

- اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از برآورد مدل SDM باید 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(٤/۲۱) ** | ۰/۲۹(٤/۲٦) ** | ۰/۲۷(۳/٥٦) ** |
| سرانه تخت (هر هزار نفر) | -۰/۳۳(٥/۲٦) ** | -۰/۳۲(٤/۲۸) ** | -۰/۳(۳/۱۸) ** |
| سطح سرانه آموزش | -۰/۲۲(۳/۰٦) ** | -۰/۲(٥/۲۲) ** | -۰/۱۸(۲/۲٦) * |
| ضریب وابستگی فضایی | ۰/۳٥(٤/۹۸) ** | ۰/۳۳(۳/٦٦) ** | ۰/۳۰(۲/۰٦) * |
| ثابت | ۱/۰۷(٥/۱۷) ** | ۱/۰۲(۳/۲٦) ** | ۰/۹۹(۳/۹٦) ** |
| Log-Likelihood | -۲٦۹/۱ | -۲۷٥/۲ | -۲۷۲/۲ |
| AIC | ٦۳۲/۷ | ٦۲۰/۹ | ٦۲۸/٦ |
| نتیجه آزمون حساسیت | پایدار | پایدار | پایدار |

اعداد داخل پرانتز = آماره Z * معنادار در سطح ۵ درصد ** معنادار در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۹) نشان می‌دهد که ضریب مدل فضایی 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 یک درصد است. LnHI نقش مهمی در ارتقای سلامت (کاهش نرخ مرگ و میر) در استان‌های کشور ایفا کرده 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 معمولا 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 مرگ و میر، به‌ویژه در گروه‌های آسیب‌پذیر شود.

ضریب W*LnHI برابر با ۰/۰۶۴- و معنی‌دار 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 مرگ و میر 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 می‌توانند آثار گسترده‌تری بر سلامت عمومی داشته باشند. مخارج بهداشتی یک استان می‌تواند علاوه بر کاهش نرخ مرگ و میر 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. علاوه بر این، کاهش کمبودهای درمانی در یک استان می‌تواند باعث کاهش مراجعات بیمارستانی از استان‌های همجوار شود و بنابراین نرخ مرگ و میر آن‌ها نیز تحت تاثیر مثبت قرار گیرد. نتایج به دست آمده همراستا با نتایج تحقیق ژائو وهمکاران (۲۰۲۴)، خان و دیگران (۲۰۲۳)، ورزارو (۲۰۲۵)، سلام، جبار و صادقی (۱۴۰۴) و جهانتابی و گل خندان (۱۴۰۱) است.

ضریب LnDoc منفی و معنی‌دار است. پزشکان نقش اساسی در کاهش نرخ مرگ و میر 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 موثری نرخ مرگ و میر 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 تاثیر 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 مرگ و میر در آن‌ها شود. نتایج به دست 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 یک درصد معنادار است. تعداد کافی تخت‌های بیمارستانی نقش مهمی در کاهش نرخ مرگ و میر دارد، زیرا امکان بستری به موقع 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 تاخیر در پذیرش بیماران و افزایش مرگ‌های قابل پیشگیری گردد. بنابراین توسعه زیرساخت‌های درمانی -به‌ویژه افزایش تخت‌های بیمارستانی- یکی از عوامل موثر در کاهش نرخ مرگ و میر است. LnBed نقش مهمی در ارتقای سلامت ایفا کرده و افزایش تعداد تخت به ازای هر هزار نفر ضروری است.

ضریب W*LnBed برابر با ۰/۰۰۵۱- 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 مرگ و میر 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 به دست آمده همراستا با نتایج تحقیق ژائو وهمکاران (۲۰۲۴)، پرز (۲۰۱۹))، ایوانکووا و همکاران (۲۰۲۲)، فتح اللهی (۱۴۰۱) و حسین پور وهمکاران (۱۳۹۹) است.

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 تاثیر قابل توجهی بر کاهش نرخ مرگ و میر دارد، زیرا آموزش باعث افزایش آگاهی افراد نسبت به بهداشت، پیشگیری از بیماری‌ها و انتخاب سبک زندگی سالم می‌شود. افراد تحصیلکرده معمولا 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 مرگ و میر ایفا می‌کند.

ضریب W*LnEdu برابر با ۰/۰۰۳۱- است که در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد 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 مرگ و میر نشان می‌دهد که گسترش آموزش در یک منطقه تنها به بهبود سلامت همان ناحیه محدود نمی‌شود، بلکه می‌تواند بر مناطق همجوار نیز تاثیرگذار 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. علاوه بر این، استان‌هایی با سطح آموزش پایین ممکن است بار بیماری‌های قابل پیشگیری را به استان‌های همجوار منتقل کنند و اثر منفی بر مرگ و میر آن‌ها داشته باشند. نتایج به دست آمده همراستا با نتایج تحقیق ژائو و همکاران (۲۰۲۴)، ایاز (۲۰۱۹)، ورزارو (۲۰۲۵)، سلام، جبار و صادقی (۱۴۰۴) و حسین‌پور وهمکاران (۱۳۹۹) است.

ضریب خودرگرسیونی فضایی روی W*dep.var برابر با ۰/۰۶۱است که در سطح اطمینان ۱۰ درصد معنادار است و نشان می‌دهد که متغیر وقفه فضایی تاثیر 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. لوساژ و همکاران[1] (۲۰۱۰) و الهورست (۲۰۱۷) روش دیفرانسیل جزئی برای اندازه‌گیری اثر مستقیم، اثر غیرمستقیم و اثر کل را پیشنهاد دادند که نتایج تجزیه SDM در جدول (۱۰) نشان داده شده است.

**جدول ۱۰. 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*** | -٤/١٦ | -۰/۰۱٤۱* | -۱/٦۹ | -۰/۰۷۹۲*** | -۳/٦٥ |
| لگاریتم سراانه دکتر | -۰/۱۱۱*** | -٤/١٨ | -۰/۰۲٦۱** | -۲/۲۲ | -۰/۱۳۷*** | -٦/٥۷ |
| لگاریتم سرانه تخت | -۰/۰٤۹*** | -٤/٦۲ | -۰/۰۲۲* | -۱/۸۱ | -۰/۰۷۱*** | -٥/١٤ |
| لگاریتم سطح سرانه آموزش | -۰/۰۱۱* | -۱/٦٦ | -۰/۰۰۹۱* | -۱/۷٦ | -۰/۰۲۱*** | -۳/٦۷ |

×××،سطح معناداری ۱ درصد ××،۵ درصد؛ × ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب اثر مستقیم لگاریتم مخارج بهداشتی برابر با ۰/۰۶۵۱- است که در سطح معنی‌داری ۱ درصد است. ضریب اثر غیرمستقیم ۰/۰۱۴۱- و معنی‌دار است. بهبود مخارج بهداشتی در هر استان می‌تواند سلامت استان مورد نظر و مناطق مجاور را بهبود بخشد. این

1 LeSage., et al.

اثربخشی مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد LnHI سلامت را بهبود می‌بخشد و تاثیر مثبتی بر استان‌های همسایه برای افزایش ورودی و خروجی سلامت دارد.

اثرات مستقیم و غیرمستقیم LnDoc بر سلامت در سطح اطمینان ۱ درصد معنادار هستند. آزمون معناداری نشان می‌دهد که LnDoc اثرات سرریز مکانی معناداری دارد. اثر مستقیم LnDoc بیشتر از اثر غیرمستقیم است. اثر کل منفی و معنادار است که با نتیجه‌گیری برخی از محققان آنیووان[1] (۲۰۰۹) و رزاتلف روبرترز[2] (۲۰۰۷) سازگار است. این نشان می‌دهد که افزایش تعداد پرسنل بهداشتی در این منطقه، خروجی بهداشتی این منطقه را ارتقا می‌دهد.

ضریب اثر مستقیم LnBed برابر با ۰/۰۴۹- است که در سطح اطمینان یک درصد معنادار است. ضریب اثر غیرمستقیم ۰/۰۲۲- است که در سطح اطمینان ۱۰ درصد 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 ۰/۰۱۱- بوده که در سطح اطمینان ۱۰ درصد معنادار است. ضریب اثر غیرمستقیم ۰/۰۰۹۱- است. بهبود LnEdu سلامت را در مناطق محلی ارتقا می‌دهد (شن و دیگران،۶۹:۲۰۱۹) 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.

## ۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، اثر هزینه‌های بهداشتی، سرانه پزشک، سرانه تخت‌های بیمارستانی و سطح آموزش بر نرخ مرگ و میر استانی بررسی

[1] Aniwan., K.
[2] Rosalie,. R.

شد. نتایج نشان می‌دهد که میان استان‌ها وابستگی فضایی معناداری در نرخ مرگ و میر وجود دارد؛ به‌گونه‌ای 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 تاکید می‌کند. به عبارت دیگر، پیامد سلامت هر استان نه تنها از ورودی‌های سلامت همان استان، بلکه از ورودی‌های سلامت استان‌های دیگر نیز تاثیر می‌پذیرد.

نتایج این مطالعه نشان داد که مخارج بهداشتی، سرانه پزشک، سرانه تخت بیمارستانی و سطح سرانه آموزش نقش مهمی در تعیین نرخ مرگ و میر استان‌های ایران دارند و اثرات آنها به صورت فضایی نیز قابل مشاهده است. افزایش مخارج بهداشتی با تخصیص بهینه منابع به استان‌ها، کاهش مرگ و میر را تسهیل می‌کند و استان‌هایی که منابع کمتری دریافت می‌کنند بیشترین بهره را از افزایش بودجه می‌برند. سرانه پزشک و سرانه تخت بیمارستانی نیز به طور مستقیم با دسترسی به خدمات درمانی مرتبط بوده و استان‌هایی با کمبود این شاخص‌ها نرخ بالاتری از مرگ و میر دارند. علاوه بر این، سطح سرانه آموزش با افزایش سواد سلامت و پذیرش رفتارهای پیشگیرانه ارتباط دارد و می‌تواند تاثیر بلندمدت بر کاهش مرگ و میر داشته باشد. تحلیل فضایی 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 فضایی طراحی شوند. این یافته‌ها تاکید 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.

برای بهره‌گیری کامل از اثر سرریز مکانی ورودی‌های سلامت و ارتقای بیشتر سلامت منطقه‌ای، پیشنهاداتی در ادامه ارائه می‌شود:

- دولت باید 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 سخت‌افزاری 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 فضایی بین استان‌ها، تخصیص منابع سلامت باید بر اساس نیاز واقعی و نرخ مرگ و میر استان‌ها صورت گیرد. استان‌هایی که نرخ مرگ و میر 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 فضایی 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 مرگ و میر 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 مرگ و میر ناشی از کمبود مراقبت‌های پزشکی و ارتقای کیفیت خدمات در سراسر کشور می‌شود.

- سرانه تخت بیمارستانی یکی دیگر از عوامل تعیین‌کننده نرخ مرگ و میر 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 مرگ و میر بالا- می‌تواند ظرفیت درمانی را افزایش داده و مرگ و میر قابل پیشگیری 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 پیشگیرانه ارتباط مستقیم دارد. افزایش آموزش عمومی سلامت، برگزاری کمپین‌های پیشگیری از بیماری‌های مزمن و واگیر و ارتقای آگاهی جامعه در مورد رفتارهای سالم می‌تواند موجب کاهش بیماری‌های قابل پیشگیری شود. این اقدامات اثرات بلندمدت بر کاهش نرخ مرگ و میر دارند و

همزمان هزینه‌های درمان را کاهش می‌دهند؛ به ویژه در استان‌هایی که شاخص‌های آموزشی پایین‌تر و مرگ و میر بالاتری دارند.

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

دو محدودیت در این مطالعه وجود دارد؛ اول، مدل مورد استفاده بر اساس داده‌های پانل فضایی ۳۱ استان طراحی شد، اما بیشتر فعالیت‌های مدیریت سلامت در شهرها انجام می‌شود؛ این در حالی است که استفاده از داده‌های سطح استانی، نمی‌تواند ناهمگونی فضایی شهرهای مختلف را بیان کند، بنابراین، استفاده از داده‌های سطح شهرستان برای افزایش قابلیت اطمینان تخمین‌ها ضروری است. دوم، این مقاله تنها از ورودی‌های سلامت یک استان برای اندازه‌گیری تاثیر شاخص‌های ورودی سلامت بر خروجی سلامت استفاده نمود، بدون اینکه تاثیر بر خروجی سلامت را از منظر ویژگی‌های ساختاری ورودی سلامت در نظر بگیرد. در این راستا می‌توان تاثیر شاخص‌های ورودی سلامت بر خروجی سلامت را از نظر هزینه‌های سلامت خصوصی، هزینه‌های سلامت اجتماعی و سایر متغیرها استفاده نمود.

## تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

## سپاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند، مراتب تشکر صمیمانه خود را از همکاری سردبیر، اعضای محترم هیئت تحریریه و داوران محترم به عمل آورند.

**ORCID**

Mohsen Bonackchi https://orcid.org/0009-0001-2260-9699

Ahmad Sarlak http://orcid.org/0000-0001-7237-2880

Maryam Sharifnezhad http://orcid.org/0000-0002-7199-2946

## منابع

احسانی، زهرا، دشتبان فاروجی، مجید، خشنودی، عبدالله، دشتبان فاروجی، سحر. (۱۴۰۲). بررسی اثر نامتقارن سرمایه گذاری مستقیم خارجی و مخارج بهداشتی دولت بر سلامت جمعیت در ایران. *فصلنامه اقتصاد با ثبات*، ۴(۲)، ۱۷۳-۱۴۶. https://doi.org/10.22111/sedj.2023.45946.1357

جهانتابی‌راد، آزاده. گل خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۱). تاثیر شوک‌های مثبت و منفی مخارج بهداشت عمومی در طی دوره‌های تجاری بر وضعیت سلامت در ایران. *فصلنامه مدیریت بهداشت و درمان*، (۱۳)۴، ۱۰۹-۸۷. https://doi.org/10.30495/jhm.2023.72293.11113

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. *فصلنامه مدیریت بهداشت و درمان*، (۱۱)۳، ۶۷-۷۸.

فتح الهی، الهام. (۱۴۰۱). تاثیر 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. https://doi.org/10.32598/refahj.25.96.4521.1

لباب سلام، جمال، صادقی، سیدکمال. (۱۴۰۴). بررسی تاثیر بلندمدت هزینه‌های سلامت عمومی بر مرگ ومیر قابل پیشگیری در استان‌های ایران: رویکرد ARDL داده‌های پانلی. *فصلنامه علمی - پژوهشی رفاه اجتماعی*، ۲۵(۴). ۶۳-۳۷. https://doi.org/10.32598/refahj.25.96.4521.1

متقی، سمیرا. (۱۳۹۳). عوامل موثر بر امید به زندگی در کشورهای منتخب اسلامی (براساس گروه‌های همگن درآمدی). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، (۵۵)۱۴، ۲۰۵-۱۸۵.

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

## References

Anyanwu, J. C., & Andrew, E. O. (2009). Health expenditures and health outcomes in Africa. *African Development Review, 21*(2), 400–433. https://doi.org/10.1111/j.1467-8268.2009.00215.x

Aydan, S., Bayin Donar, G., & Arikan, C. (2021). The effects of public health and social spendings on health outcomes: A panel data analysis of OECD countries. *Hacettepe Saglik Idaresi Dergisi, 24*(2), 469–482.

Bein, M. A., Unlucan, D., Olowu, G., & Kalifa, W. (2017). Healthcare spending and health outcomes: Evidence from selected East African countries. *African Health Sciences, 17*(1), 254-268. https://doi.org/10.4314/ahs.v17i1.30

Ben-Porath, Y. (1967). The production of human capital and the life cycle of earnings. *Journal of Political Economy, 75*(4), 352-365.

Ehsani, Z., Dashtban Farooji, M., Khosnoudi, A., & Dashtban Farooji, S. (2022). Studying the asymmetric effect of foreign direct investment and government health spending on population health in Iran. *Quarterly Journal of Stable Economics, 2*(4), 146-173. https://doi.org/10.22111/sedj.2023.45946.1357 [In Persian]

Elhorst, J. P. (2017). Matlab software for spatial panels. *International Regional Science Review*.

Fatholahi, E. (2023). The long-term impact of health spending on health status in Iranian provinces: An empirical assessment using panel data analysis. *Quarterly Journal of Health Research, 7*(4), 14-35. https://doi.org/10.32598/refahj.25.96.4521.1 [In Persian]

Fayissa, B., & Gutema, P. (2005). The determinants of health status in Sub-Saharan Africa (SSA). *American Economic Review, 94*(9), 60–76. https://doi.org/10.1177/056943450504900

Filmer, D., & Pritchett, L. (1997). *Child mortality and public spending on health: How much does money matter?* 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 *Health and inequality* (Research on Economic Inequality, Vol. 21, pp. 263-284). https://doi.org/10.1108/S1049-2585(2013)0000021013

Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy, 80*(1), 223-255.

Grossman, M. (2000). The human capital model. In A. J. Culyer & J. P. Newhouse (Eds.), *Handbook of health economics*. Elsevier.

Hosseinpour, B., Sarlak, A., & Fotros, M. H. (2019). The effect of health spending and good governance on health indicators in MENA countries using the generalized moments method. *Journal of Health Management, 11*(3), 67-78. [In Persian]

Ivankova, V., Gavurova, B., & Khouri, S. (2022). Understanding the relationships between health spending, treatable mortality and economic productivity in OECD countries. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. Advance online publication.

Jahantabirad, A., & Golkhandan, A. (2021). The impact of positive and negative shocks in public health spending during business cycles on health status in Iran. *Quarterly Journal of Health Management, 13*(4), 87-109. https://doi.org/10.30495/jhm.2023.72293.11113 [In Persian]

Kamiya, Y. (2010). *Determinants of health in developing countries: Cross-country evidence* (OSIPP Discussion Paper). Osaka School of International Public Policy.

Kayhan, T., Vatansever, E., & 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. https://doi.org/10.1108/IJHG-05-2024-0050

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, 10*(8), 31-48. https://doi.org/10.1186/s13561-020-00262-3

Labab, S. J., & Sadeghi, S. K. (2025). Investigating the long-term impact of public health spending on preventable mortality in Iranian provinces: Panel data ARDL approach. *Social Welfare Scientific and Research Quarterly, 25*(4), 37-63. https://doi.org/10.32598/refahj.25.96.4521.1 [In Persian]

Li, H. M., & Wang, Y. Q. (2018). Health resource investment and health China construction: A value-based health system perspective. *China Administration, 8*(9), 65–82.

Mao, W. L., & Wei, L. B. (2020). Research on the impact of government health expenditure scale on residents' health. *Faculty of Social Sciences, Zhejiang University, 8*(5), 12-33.

Meng, Q. Y. (2013). *Health economics*. People's Medical Publishing House.

Moradi, S., Mehdi, S., Faraji Dizji, B., & Abbasian, E. (2025). Evaluation of the type of allocation of health expenditures on improving performance indicators in Iran. *Development Strategy Journal, 21*(3), 121-147. [In Persian]

Moscone, F., Skinner, J., Tosetti, E., & Yasaitis, L. (2019). The association between medical care utilization and health outcomes: A spatial analysis. *Regional Science and Urban Economics, 77*, 306–314. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2019.03.001

Mottaqi, S. (2014). Factors affecting life expectancy in selected Islamic countries (based on homogeneous income groups). *Quarterly Journal of Economic Research, 14*(55), 185-205. [In Persian]

Musgrove, P. (1996). *Public and private roles in health: Theory and financing patterns*. 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. https://doi.org/10.1186/2191-1991-2-22

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. https://doi.org/10.1257/aer.96.1.152

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. https://doi.org/10.1002/hpm.2722

Rahman, M. M., 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. https://doi.org/10.1186/s12992-018-0430-1

Rain, J. (2023). Spatiotemporal analysis of development indicators on under-five mortality. *International Journal of Health Geographics, 22*(5), 36-54. https://doi.org/10.1186/s12942-023-00330-x

Reis, J. (2019). The association between medical care utilization and health outcomes: A spatial analysis. *Health Policy and Management, 34*(2), 41-63. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2019.03.001

Retzlaff-Roberts, D., Chang, C. F., & Rubin, R. M. (2004). Technical efficiency in the use of health care resources: A comparison of OECD countries. *Health Policy, 69*(6), 55–72. https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2003.12.002

Shen, Y. Q., Sheng, H. Q., Ma, G. F., & Ma, A. N. (2019). OECD countries' health input and health output: Econometric analysis based on dynamic panel system GMM model. *Chinese Health Economics, 1*(7), 64–86. https://doi.org/10.7664/CHE20190716

Shen, S. G., & Zheng, Q. Y. (2017). Research on health productivity and its influencing factors in China. *Journal Sun Yat-sen University, 5*(7), 153–166. https://doi.org/10.1038/s41598-024-70333-8

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. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e24268

Vărzaru, A. A. (2025). Assessing the relationships of expenditure and health outcomes in healthcare systems: A system design approach. *Healthcare, 13*(4), 35-51. https://doi.org/10.3390/healthcare13040352

Wang, C. Y., & Xiao, H. (2020). Study on the prediction and influencing factors of the total health expenditure in Hubei Province. *Medical Sociology, 3*(3), 11–25. https://doi.org/10.13723/j.yxysh.2020.10.003

Wolfe, B. L. (1986). Health status and medical expenditures: Is there a link? *Social Science & Medicine, 22*(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. https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.794177

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. https://doi.org/10.3760/cma.j.issn.1000-6672.2018.12.019

Zhao, T. L., Pang, J., & Zhao, J. M. (2020). The relationship between total health expenditure and health output in China: An empirical analysis based on vector error correction model. *Chinese Journal of Health Management, 3*(7), 9-24.

استناد به این مقاله: بنکچی، محسن، سرلک، احمد، شریف نژاد، مریم. (۱۴۰۴). بررسی اثرات فضایی مخارج سلامت بر نرخ مرگ ومیر در استان‌های ایران، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۵ (۹۷)، ۱۹۹-۲۴۴.

*Journal of Economic Research* is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4. 0 International License