

# Testing the Hypothesis of Health Induced Demand in Iran Using the Bayesian Model Averaging

Abolghasem Golkhandan <sup>1\*</sup>

<sup>1</sup> Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khorram Abad, Iran

\* **Corresponding Author:** Abolghasem Golkhandan, PhD, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khorram Abad, Iran. Tel: 0989183666361, Email: [golkhandana@gmail.com](mailto:golkhandana@gmail.com)

Received: 2018/09/4

Accepted: 2018/11/3

Online published: 2018/11/4

## Abstract

**Introduction:** The number of physicians and hospital beds is one of the major factors affecting on health costs in the supply side, which is posited in the health economics issues called inductive demand hypothesis. According to this hypothesis, health care demand may be due to asymmetric information in health market, is influenced by the behavior of health suppliers. Therefore, the purpose of this study is to evaluation of inductive demand health hypothesis in Iran.

**Materials and Methods:** This study using time series data from 1979-2013 is paid to study effect of per capita the number physicians and per capita the number hospital beds on per capita health sector costs. To this purpose, the Bayesian averaging approach has been used. Also, the statistical analyzes were performed using the R software.

**Results:** Estimation of 40000 regressions and Bayesian averaging of coefficients shows that the effect of physician's per capita variable on per capita health sector costs with a probability of 0.49 and a coefficient of 0.20 is non-fragile and strong. However, the impact of the per capita the number hospital beds on the per capita health sector costs is fragile and meaningless.

**Conclusion:** The results of the research indicate that the health inductive demand hypothesis is confirmed for the number of physician, and rejected for the number of hospital beds; Therefore, policies and strategies that will lead to a reduction in physician induced demand in the country is essential.

**Keywords:** Health Costs, Health Induced Demand, Bayesian Model Averaging.

©2018 Deputy of Research and Technology of Baqiyatallah Hospital

## آزمون فرضیه تقاضای القایی سلامت در ایران با استفاده از روش میانگین گیری بیزی

ابوالقاسم گل خندان<sup>\*۱</sup><sup>۱</sup> گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران\* نویسنده مسئول: ابوالقاسم گل خندان، دکتری تخصصی اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. تلفن: ۰۹۸۹۱۸۳۶۶۶۳۶۱؛ ایمیل: [golkhandana@gmail.com](mailto:golkhandana@gmail.com)

انتشار آنلاین: ۱۳۹۷/۸/۱۳

پذیرش: ۱۳۹۷/۸/۱۲

دریافت: ۱۳۹۷/۶/۱۳

## چکیده

**مقدمه:** تعداد پزشک و تخت‌های بیمارستان از فاکتورهای مهم تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت در طرف عرضه می‌باشند که در مباحث اقتصاد سلامت تحت عنوان فرضیه تقاضای القایی مطرح است. بر اساس این فرضیه، تقاضای مراقبت‌های بهداشتی ممکن است به دلیل اطلاعات نامتقارن در بازار سلامت، تحت تأثیر رفتارهای عرضه‌کنندگان سلامت قرار گیرد؛ بنابراین، هدف این مطالعه آزمون فرضیه تقاضای القایی سلامت در ایران می‌باشد.

**مواد و روش‌ها:** این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۸ لغایت ۱۳۹۲ به بررسی تأثیر سرانه تعداد پزشک و سرانه تعداد تخت‌های بیمارستان بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت پرداخته است. به این منظور روش مورد استفاده، میانگین گیری بیزی می‌باشد. همچنین، تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزار R انجام شده است.

**یافته‌ها:** برآورد ۴۰۰۰۰ رگرسیون و میانگین گیری بیزی از ضرایب، نشان می‌دهد که تأثیر متغیر سرانه پزشک بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت با احتمال ۰/۴۹ و ضریب ۰/۲۰، غیرشکننده و قوی می‌باشد. این درحالیست که تأثیر متغیر سرانه تعداد تخت‌های بیمارستان بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت شکننده و بی‌معناست.

**نتیجه گیری:** نتایج تحقیق حاکی از آن است که فرضیه تقاضای القایی سلامت در مورد تعداد پزشک، تأیید و در مورد تعداد تخت بیمارستان، رد می‌شود؛ لذا، اتخاذ سیاست‌ها و راه‌کارهایی که به کاهش تقاضای القایی پزشک در کشور بیانجامد، ضروری است.

**کلمات کلیدی:** هزینه‌های سلامت، تقاضای القایی سلامت، روش میانگین گیری بیزی.

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

## مقدمه

یکی از مهم‌ترین موضوعات برای سیاست‌گذاران سلامت در همه کشورها این است که تعیین کنند چه مقدار از منابع یک کشور صرف مراقبت‌های سلامت شده است. در دهه‌های اخیر هزینه مراقبت‌های سلامت در همه کشورها افزایش یافته است و نگرانی در مورد افزایش این هزینه‌ها توجه سیاست‌گذاران و مدیران سلامت را به خود جلب کرده است. نظام سلامت ایران همچون سایر نظام‌های سلامت، با افزایش شدید هزینه‌های سلامت مواجه بوده است. بر اساس گزارشات ارائه شده توسط بانک جهانی (World Bank) در سال ۱۹۹۵، در حدود ۳/۷۴ درصد از تولید ناخالص داخلی ایران به بخش سلامت اختصاص یافته است؛ در حالی که این مقدار در سال ۲۰۱۴ به حدود ۶/۸۹ درصد رسیده است. هم‌چنین، سرانه هزینه‌های سلامت در ایران از ۲۹۳/۶۱ دلار (بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۱) در سال ۱۹۹۵ به حدود ۱۰۸۱/۶۷ دلار در سال ۲۰۱۴ رسیده است که در حدود ۴ برابر افزایش یافته است. نکته مهم این است که نسبت رشد اقتصادی در مقایسه با رشد هزینه‌های سلامت کمتر بوده است و تأمین مالی این هزینه‌ها را با مشکل مواجه کرده است؛ بنابراین، افزایش هزینه‌های نظام سلامت، انگیزه‌ای را برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش سلامت ایجاد کرده است که به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت و تعیین میزان تأثیر هر کدام از این عوامل بپردازند.

شناسایی عوامل و فاکتورهای تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت می‌تواند در تعیین بهترین سیاست‌ها برای کنترل و مدیریت هزینه‌های سلامت مفید و مؤثر باشد. لذا یکی از چالش‌های اساسی در حوزه اقتصاد سلامت، شناسایی عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت است. اولین مطالعه در مورد تعیین‌کننده‌های هزینه‌های سلامت در سال ۱۹۷۷ توسط نیوهاوس [۱] انجام شد. او نتیجه گرفت که تنها متغیر تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت، درآمد می‌باشد و بیش از ۹۰ درصد تغییرات هزینه‌های سلامت توسط درآمد قابل توضیح می‌باشد. این مطالعه سرآغازی بود بر انبوه مطالعاتی که به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت پرداخته‌اند. فاکتورهای تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت به‌طور کلی به دو دسته طرف تقاضا و طرف عرضه طبقه‌بندی می‌شوند که فاکتورهای طرف تقاضا شامل متغیرهایی مانند درآمد، نرخ بیکاری، باسوادی، شهرنشینی، درصد افراد بالای ۶۴ سال و زیر ۱۵ سال و فاکتورهای طرف عرضه شامل متغیرهایی مانند پزشک، تخت، دندانپزشک، داروساز و داروخانه می‌شود [۲].

سرانه پزشک و تخت از فاکتورهای مهم تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت در طرف عرضه می‌باشند که در مباحث اقتصاد سلامت تحت عنوان «فرضیه تقاضای القایی» (Induced Demand Hypothesis) مطرح است. به القای ارائه، مراقبت یا فروش خدمت غیرضروری به مراجعین سیستم سلامت که با اعمال قدرت از طرف ارائه‌کنندگان خدمت همراه است، تقاضای القایی گفته می‌شود. عوامل متعدد اقتصادی، ساختاری، رفتار ارائه‌کنندگان و دریافت‌کنندگان خدمت و عدم تقارن اطلاعات میان آن‌ها، در القای تقاضا مؤثر هستند که موجب می‌شوند گاهی خدمات و کالاهایی مصرف شوند که سود چندانی ندارند [۳]. پس زمینه برای فرضیه

تقاضای القایی، فرض اطلاعات نامتقارن بین پزشک و بیمار است. بیمار تخصص کافی برای ارزیابی میزان و کیفیت خدمات عرضه شده را ندارد [۴]. مطالعات شین و روئمر [۵] و روئمر [۶] اولین تحقیقاتی هستند که در زمینه تقاضای القایی عرضه‌کننده انجام شده‌اند. این مطالعات بیان‌کننده یک رابطه مثبت بین تعداد تخت‌های بیمارستان و تعداد روزهای بستری بیماران می‌باشند. بنابراین پدیده تقاضای القایی عرضه‌کننده در بازار خدمات بهداشتی و درمانی به‌عنوان «قانون روئمر» نیز شناخته شده است.

این قانون به این صورت بیان می‌شود که «هر تخت بیمارستانی که ساخته می‌شود، حتماً پر خواهد شد». مفهوم این قانون را می‌توان این‌گونه بیان نمود که همه تخت‌های بیمارستانی که ساخته می‌شوند، صرف‌نظر از کم یا زیاد بودن تعداد سرانه تخت‌ها، اشغال خواهند شد. با وجود این که این قانون برای تقاضای خدمات بیمارستانی مطرح شده است، می‌توان آن را برای خدمات پزشکان نیز تعمیم و گسترش داد. در واقع می‌توان گفت، پزشکی که مجوز می‌گیرد، به‌دنبال آن تقاضا برای خدمت او نیز ایجاد می‌گردد [۷]. تقاضای القایی پزشک، تقاضایی است که با بهره‌گیری از مزیت اطلاعاتی بیش‌تر نسبت به بیماران، برای خدمات بهداشتی و درمانی انجام می‌شود و مراقبت بیش از حد بالارزش مشکوک ارائه می‌گردد [۸].

بعد از مطالعه روئمر، تجزیه و تحلیل‌های نظری دیگری در رابطه با تقاضای القایی موجود در بازار خدمات بهداشتی و درمانی توسط محققانی نظیر پناهی و همکاران [۷]، سکیموتو و ماساکو [۳]، بودا [۹] و نصیری و روچایکس [۱۰] انجام گرفت که مؤید قانون روئمر هستند. این مطالعات با قطعیت وجود تقاضای القایی پزشکان را تأیید و بیان می‌کنند که در صورت وجود اطلاعات نامتقارن، پزشک قادر خواهد بود که ارزیابی بیمار از مراقبت‌های پزشکی را تحت تأثیر قرار دهد. در مقابل، محققانی نظیر هوسویا [۱۱] و خانی [۱۲] رفتار القای تقاضای عرضه‌کننده را نامعتبر دانسته و رد می‌کند. فیلیپینی و همکاران [۱۳] دریافتند که تراکم پزشک، یک عامل مثبت و معنی‌دار برای مصرف سرپایی آنتی‌بیوتیک می‌باشد. کریولی و همکاران [۱۴] با استفاده از داده‌های منطقه‌ای برای ۲۶ بخش سوئیس، وجود تقاضای القایی عرضه‌کننده را تأیید کرده‌اند.

ورهرامی [۱۵] نشان داده است که ۱ درصد افزایش در تعداد پزشکان منجر به ۰/۱۲ درصد افزایش در تقاضا برای خدمات بیمارستانی و ۰/۰۱ درصد افزایش تقاضا برای خدمات سرپایی می‌گردد و در نتیجه می‌توان تا حدودی به صحت وجود تقاضای القایی پزشک در ایران پی برد. مطالعه گل خندان و فتح‌اللهی [۱۶] در رویکردی جدید نسبت به فرضیه تقاضای القایی پزشک، نشان داده‌اند که سرانه پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، در قالب یک ساختار دو رژیم با مقدار آستانه‌ای ۱۲/۲۴، بر سرانه‌ی مخارج سلامت در ایران اثر گذاشته است. به‌گونه‌ای که سرانه پزشک در رژیم اول، تأثیر منفی بر سرانه‌ی مخارج سلامت داشته است (عدم تأیید فرضیه تقاضای القایی)؛ اما در رژیم دوم این اثرگذاری مثبت می‌باشد (تأیید فرضیه تقاضای القایی). در واقع می‌توان رابطه بین سرانه پزشک و مخارج سلامت را به‌صورت یک منحنی U شکل در نظر گرفت. هم‌چنین، با توجه به این که در

مربوط به این متغیرها از منابع مختلف آماری از جمله: بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار ایران و شاخص‌های توسعه جهانی (World Development Index) جمع‌آوری شده است. در ضمن، کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند. زیرا استفاده از مقادیر مطلق داده‌ها به دلیل نوسانات موجود در طول دوره باعث می‌شود که الگو قادر به پوشاندن همه نوسانات نباشد و لذا استفاده از مقادیر لگاریتمی داده‌ها، دامنه این نوسانات را تا حد زیادی تعدیل می‌نماید. نکته مهم‌تر آن که با لگاریتم گرفتن از متغیرها، ضرایب تخمینی مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کنند، به این معنا که مقدار این ضرایب نشان‌دهنده میزان تغییر در متغیر وابسته به ازای یک درصد تغییر در متغیر مستقل با فرض ثبات سایر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه‌گیری می‌باشند. با در نظر گرفتن این متغیرها در کنار هم این امکان حاصل می‌شود که بتوان نتایج متفاوت کارهای تجربی را باهم مقایسه کرد و در نهایت میزان برقراری فرضیه تقاضای القایی پزشک را در ایران شناسایی نمود.

عدم توجه به مسئله نا اطمینانی مدل می‌تواند منجر به تورش و عدم کارایی در برآورد پارامترها شود که نتیجه آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است [۱۸]؛ بنابراین در مطالعات تجربی لازم است نا اطمینانی مدل مدنظر قرار گیرد. خوشبختانه با پیشرفت‌های اقتصادسنجی، مسئله‌ی روشن نبودن مدل درست در چارچوب روش بیزی (Bayesian Approach) قابل بررسی است. این روش با به‌کارگیری قوانین احتمال در الگوسازی به آزمون مدل‌های مختلف پرداخته و از میان انبوهی از متغیرهای توضیحی، مهم‌ترین و مؤثرترین متغیرهای تأثیرگذار بر متغیر وابسته را مشخص می‌کند. راه‌حل بیزی برای مسئله‌ی نا اطمینانی، مدل میانگین‌گیری بیزی (Bayesian Model Averaging) نام دارد که در آن مقادیر موردنظر اغلب از طریق میانگین‌گیری وزنی مقادیر مدل‌های خاص محاسبه می‌شوند. اصل اساسی در این روش آن است که با مدل‌ها و پارامترهای مرتبط با آن به‌عنوان پدیده‌هایی غیرقابل مشاهده رفتار و توزیع آن‌ها را بر مبنای داده‌ها و اطلاعات قابل مشاهده برآورد می‌نماید [۱۸]. مدل میانگین‌گیری به لحاظ مفهومی بسیار ساده است. این روش اطلاعات نمونه‌ای موجود در تابع درست‌نمایی (Likelihood) برای یک مدل خاص را با وزن‌های معینی از مدل یا احتمالات پسین (Posterior) مدل ترکیب و از این طریق توزیع پارامترهای ناشناخته را در بین مدل‌ها برآورد می‌کند. متدولوژی میانگین‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (Bayesian Averaging Classical Estimators) در اصل شکل بسط‌یافته BMA می‌باشد که در آن برآوردهای تمام مدل‌ها را که در واقع برگرفته از مفهوم بیز است، با یک مجموعه از برآوردهای کلاسیکی به‌روش حداقل مربعات معمولی که با توجه به فروض پیشین متفاوت حاصل می‌شوند، ترکیب می‌نماید. دلیل انتخاب نام BACE این است که درعین حال که میانگین‌گیری از مدل‌ها بر پایه قاعده‌ی بیزی (Diffuse Priors) صورت می‌گیرد، این روش از اطلاعات پیشین استفاده می‌نماید و یک روش از خانواده اقتصادسنجی کلاسیک را مورد استفاده قرار می‌دهد [۱۹].

حال حاضر سرانه پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، بیش‌تر از مقدار آستانه‌ای است، کشور در رژیم دوم قرار گرفته است.

به‌طورکلی مطالعات متعددی در زمینه بررسی تقاضای القایی انجام شده است. در این راستا تعداد محدودی متغیر کنترل در کنار شاخص اندازه‌گیری تقاضای القایی سلامت، معرفی شده‌اند که با هزینه‌های سلامت دارای رابطه بوده، ولی ترکیب این متغیرها از تحقیقی به تحقیق دیگر تفاوت می‌کند و معمولاً نوع ترکیب این متغیرها، با توجه به پیشینه ذهنی محقق تعیین می‌شود. با پیشرفت‌های اقتصادسنجی، مسئله‌ی روشن نبودن مدل درست در چارچوب روش بیزی (Bayesian Approach) قابل بررسی و موسوم به «عدم اطمینان مدل» (Model Uncertainty) است. فرض عدم اطمینان مدل به این معنی است که محقق از ابتدا مدلی را برای توضیح هزینه‌های سلامت معرفی نمی‌کند و با این فرض همه مدل‌ها و متغیرهای ممکن را مدنظر قرار داده و از اطلاعات همه مدل‌ها استفاده می‌نماید و با توجه به یکسری معیار، حساسیت اثرگذاری هر متغیر نسبت به حضور و عدم حضور بقیه متغیرها بررسی می‌شود [۱۷]. در واقع به این سؤال پاسخ داده می‌شود که اگر علاوه بر شاخص اندازه‌گیری تقاضای القایی سلامت، همه متغیرهایی که طبق نظریات مختلف بر هزینه‌های بخش سلامت مؤثر هستند، به صورت یکجا در نظر گرفته شوند، کدام متغیرها اثر خود را حفظ می‌کنند و کدام متغیرها در حضور بقیه متغیرها اثر خود را از دست می‌دهند؟ در بررسی حساسیت یک متغیر، اگر حضور عوامل دیگر منجر به بی‌معنا شدن و یا تغییر علامت اثر آن متغیر شود، متغیر موردبررسی نسبت به حضور بقیه متغیرها حساس بوده و به آن متغیر شکننده (Fragile) گفته می‌شود؛ در غیر این صورت متغیر موردبررسی قوی و یا به عبارتی غیرشکننده است. به‌وسیله این روش می‌توان به نتایج بهتری در خصوص متغیرهای اثرگذار و بررسی فرضیه تقاضای القایی سلامت دست یافت [۱۸]. با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی این مقاله تأیید فرضیه القایی سلامت در ایران با در نظر گرفتن تعداد نامحدودی از متغیرهای مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت طی دوره‌ی زمانی ۲۵ ساله و با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزی (Bayesian Model Averaging (BMA)) (به‌دلیل ویژگی‌های مناسب برای در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل)، است.

## روش کار

دوره‌ی زمانی موردبررسی ۳۵ ساله و بین سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۸ است. متغیرهای به‌کار گرفته شده در این تحقیق شامل ۲۵ متغیر (۲۴ متغیر مستقل و یک متغیر وابسته به نام سرانه هزینه‌های بخش سلامت)، از گروه‌های شاخص‌های عمومی سلامت، شاخص‌های اجتماعی اقتصادی سلامت، شاخص‌های جمع‌ی اجتماعی اقتصادی سلامت، شاخص‌های هزینه در بخش سلامت، شاخص‌های فیزیکی و انسانی سلامت (شامل سرانه تعداد پزشکان و سرانه تعداد تخت‌های بیمارستان به‌عنوان متغیرهای مستقل اصلی این تحقیق)، شاخص‌های وضعیت سلامت و ... و به شرح جدول ۱ می‌باشند. متغیرهای مطرح شده با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی، ساختار اقتصاد ایران و در دسترس بودن، انتخاب شده است. اطلاعات

جدول ۱: متغیرهای به کار گرفته شده در تحقیق

علامت انتظاری	تعریف	متغیر	ردیف	گروه متغیر در شاخص‌های آماری سلامت
-	سرانه هزینه‌های بخش سلامت	HE	۰	
+	تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص درآمد سرانه)	GDPpc	۱	شاخص‌های اجتماعی اقتصادی
میهم	درصد کل باسوادی در افراد بالای ۱۵ سال	LIT	۲	
میهم	نرخ تورم	INF	۳	
+	سرانه تعداد پزشکان به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	PHY	۴	شاخص‌های منابع فیزیکی و انسانی
+	سرانه تعداد تخت‌های بیمارستان به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	BED	۵	
میهم	امید به زندگی در بدو تولد	LE	۶	شاخص‌های وضعیت
+	سهم هزینه‌های عمومی سلامت از کل هزینه‌های سلامت	PHE	۷	شاخص‌های هزینه
میهم	نرخ بیکاری	UNE	۸	شاخص‌های جمعی اجتماعی اقتصادی
-	درصد جمعیت با دسترسی به آب سالم	SW	۹	
-	درصد جمعیت با دسترسی به فاضلاب‌های بهداشتی	HW	۱۰	
میهم	جمعیت کل	POP	۱۱	شاخص‌های عمومی
+	نرخ خام زادوولد در ۱۰۰۰ نفر	BIR	۱۲	
میهم	نرخ خام مرگ‌ومیر در ۱۰۰۰ نفر	MOR	۱۳	
میهم	نرخ مشارکت نیروی کار زنان	FLP	۱۴	
+	سهم جمعیت شهری از کل جمعیت (نرخ شهرنشینی)	UP	۱۵	
+	نسبت مجموع جمعیت کمتر از ۱۵ و بیش‌تر از ۶۴ سال به جمعیت ۶۴-۱۵ سال (شاخص بار تکفل)	DR	۱۶	
+	وقفه متغیر وابسته	HE (-1)	۱۷	سایر متغیرها
+	سهم هزینه‌های دولت از تولید ناخالص داخلی (شاخص اندازه دولت)	GE	۱۸	
+	سهم درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی	OIL	۱۹	
+	میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید (شاخص آلودگی هوا)	CO2	۲۰	
+	میزان ذرات معلق با قطر کمتر از ۱۰ میکرومتر (شاخص آلودگی هوا)	PM10	۲۱	
+	شدت مصرف انرژی	EI	۲۲	
+	روند زمانی	T	۲۳	
+	متغیر مجازی جنگ که طی سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹ مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر می‌پذیرد.	WAR	۲۴	

$$g(B|Y) = \sum_{j=1}^k P(M_j|Y) \cdot g(B|Y, M_j) \quad (2)$$

که  $g(B|Y)$  توزیع پسین  $B$  (مشروط به مجموعه داده‌ها)،  $g(B|Y, M_j)$  توزیع  $B$  مشروط به مجموعه داده‌ها و مدل  $M_j$  و  $P(M_j|Y)$  احتمال پسین مدل  $M_j$  مشروط به مجموعه داده‌هاست. بدیهی است در صورت وجود  $k$  متغیر توضیحی،  $2^k$  مدل خواهیم داشت. در چنین شرایطی احتمال پسین مدل  $M_j$  به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$P(M_j|Y) = \frac{P(Y|M_j) \cdot P(M_j)}{P(Y)} \quad (3)$$

فرمول‌بندی BMA بسیار ساده و برگرفته از قانون بیز است. اگر هر مدل را با  $M_j$  برای  $j = 1, 2, \dots, M$  نشان داده شود، بر اساس قاعده‌ی احتمال، احتمال پسین مدل  $M_j$  می‌تواند به صورت رابطه زیر نوشته شود:

$$P(M_j|Y) = \frac{P(Y|M_j) \cdot P(M_j)}{P(Y)} \quad (1)$$

اگر  $M_j$  یک مدل رشد تجربی با یک مجموعه از متغیرهای توضیحی باشد، بر اساس قاعده‌ی بیز و نظریه پایه احتمال، توزیع پسین پارامترها را می‌توان به صورت میانگین وزنی چگالی احتمال پسین شرطی با وزن‌های معین برای احتمال‌های پسین هر یک از مدل‌ها به دست آورد:

## یافته‌ها

در ابتدا با به‌دست‌آوردن نمونه‌ای شامل ۱۰ هزار رگرسیون از فضای مدل، ضرایب و انحراف معیار متغیرها محاسبه گردید و احتمال پسین هر متغیر از مجموع احتمال پسین مدل‌هایی که شامل متغیر می‌باشند، به‌دست آمده است. در ادامه نمونه دیگری شامل ۱۰ هزار رگرسیون از فضای مدل نمونه‌گیری شد و با اضافه کردن این نمونه به نمونه اول، محاسبات برای ۲۰ هزار رگرسیون انجام گرفت و ضرایب و احتمالات پسین به‌دست آمد. با ادامه این روند و در نمونه‌ای که شامل ۲۵ هزار رگرسیون بود، همگرایی بین ضرایب حاصل شد و با مشاهده همگرایی مرحله‌ی اول به پایان رسید. لازم به‌ذکر است که معیار همگرایی بدون تغییر بودن ضرایب پسین تا دو رقم می‌باشد. برای رسیدن هرچه سریع‌تر به جواب، با پیروی از سالی‌مارتین و همکاران [۱۹]، محاسبات در دو مرحله انجام شد. به این نحو که از احتمال پسین هر متغیر در مرحله‌ی اول به‌عنوان اطلاعات داده‌ای برای آن متغیر استفاده می‌شود. شایان ذکر است که در مرحله‌ی اول به‌دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیرداده‌ای و در مرحله‌ی دوم به جهت حصول سریع‌تر به همگرایی از اطلاعات داده‌ای استفاده گردید. در مرحله‌ی دوم نیز ابتدا یک نمونه شامل ۵ هزار رگرسیون انتخاب شد و محاسبات ضرایب، انحراف معیارها و احتمالات پسین انجام گرفت. سپس محاسبات روی نمونه‌ای شامل ۱۰ هزار رگرسیون انجام گرفت و در نمونه آخر شامل ۱۵ هزار رگرسیون همگرایی ضرایب پسین مشاهده شد. به‌دلیل همگرایی ضرایب به‌دست‌آمده، نتایج نمونه آخر شامل ۱۵ هزار رگرسیون به‌عنوان نتایج نهایی میانگین‌گیری بیزی مدل پذیرفته‌شده است.

همان‌طور که بیان شد، احتمال پسین ورودی متغیر عبارت است از مجموع احتمال‌های پسین کلیه مدل‌هایی که متغیر موردنظر را شامل می‌شوند؛ بنابراین می‌توان احتمال پسین ورود متغیر را معیاری از میانگین وزنی خوبی برازش برای مدل‌هایی که شامل آن متغیر می‌باشند، دانست؛ بنابراین متغیرهایی که دارای احتمال پسین ورود بالایی هستند دارای نقش زیادی در خوبی برازش مدل هستند [۱۹]. به همین دلیل در ادامه، نتایج نمونه آخر به ترتیب نزولی احتمال پسین متغیرها مرتب و گردآوری شده‌اند. در **جدول ۲**، ۶ متغیر اول، متغیرهایی هستند که احتمال پسین بالاتری نسبت به احتمال ورود پیشین (که مقدار آن ۰/۲۵ محاسبه شده است) دارند؛ یعنی مشاهده داده‌ها باعث بالاتر رفتن میزان احتمال پسین ورود آن‌ها نسبت به احتمال پیشین ورود آن‌ها شده است. در مورد ضرایب پسین می‌توان گفت که این ضرایب مشخص می‌کنند که به‌طور متوسط میزان اثر متغیر موردبررسی بر متغیر وابسته چقدر می‌باشد. ضرایب پسین متغیرهایی که احتمال پسین بالاتری از احتمال پیشین دارند و به‌عبارتی غیرشکننده می‌باشند، با معنی بوده و قابل اتکا می‌باشند. به‌ترتیب در ستون‌های چهارم و پنجم **جدول ۲**، ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها بیان شده است و در ستون آخر نسبتی از رگرسیون‌ها که قدرمطلق آماره  $t$  برای متغیر موردنظر بزرگ‌تر از ۲ می‌باشد و یا به‌عبارتی ضریب موردنظر در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد، بیان شده است.

از این جهت که در حضور بقیه متغیرها انتظار ما در مورد ورود ۶ متغیر اول به رگرسیون افزایش یافته است، این متغیرها نیرومند یا غیرشکننده نامیده می‌شوند. بقیه متغیرها را که دارای احتمال ورود پسینی کمتر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده می‌باشند، شکننده می‌نامند. شکننده بودن حاکی از حمایت کم داده‌ها از این متغیرها می‌باشد. با

که در آن،  $P(M_j)$  احتمال پیشین مدل  $j$ ام و  $w(j)$  وزن مربوط به آن است. سالی‌مارتین و همکاران [۱۹] نشان داده‌اند تقریب زیر بهترین حالت ممکن برای محاسبه وزن مدل‌ها در محاسبه احتمال پسین آن‌هاست که در آن  $SSE_j$ ، مجموع مربعات خطاهای روش OLS،  $T$  حجم نمونه،  $k$  تعداد کل متغیرهای توضیحی و  $K_j$  تعداد متغیرهای توضیحی در مدل  $j$ ام می‌باشند.

$$w(j) = \frac{\frac{-K_j}{T} \cdot \frac{T}{2} \cdot \frac{1}{SSE_j}}{\sum_{i=1}^k P(M_i) \cdot T \cdot \frac{-K_i}{2} \cdot \frac{1}{SSE_i}} \quad (۴)$$

در به‌کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزی، لازم است پارامترهای موجود در مدل‌ها دارای توزیع مشخصی باشد. در روش مورداستفاده سالی‌مارتین و همکاران [۱۹] یک توزیع پیشین با حجم مدل مورد انتظار  $\bar{K}$  تعریف می‌شود که احتمال پیشین شمول متغیر بر این اساس  $\pi_{BACE_j}^{\bar{K}} = \frac{\bar{K}}{K}$  خواهد بود و در این مقاله نیز از همین روش استفاده شده است.

برای حصول نتیجه می‌بایست محاسبات روی تمام مدل‌ها در فضای مدل انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای موردبررسی، تعداد مدل‌های موجود (بر اساس حضور یا عدم حضور هر متغیر) در فضای مدل  $2^{24}$  مدل می‌باشد که بیش از ۱۶ میلیون مدل رگرسیونی است. به‌عبارت‌دیگر فضای مدل شامل  $2^{24}$  مدل می‌باشد که با توجه به فرض عدم اطمینان مدل یعنی به دور از اعمال نظر شخصی در انتخاب مدل می‌بایست همه مدل‌ها بررسی شده و از اطلاعات همه مدل‌ها برای حصول نتیجه استفاده شود. حتی اگر با پردازنده‌های مناسب بتوان هر مدل را در یک دقیقه برآورد کرد، به زمانی بیش از ۱۱۶۰۰ شبانه‌روز احتیاج است. این در حالی است که اگر تعداد متغیرها از ۲۴ به ۲۵ افزایش یابد، حجم محاسبات و زمان موردنیاز حداقل دو برابر می‌شود؛ بنابراین می‌بایست از فضای مدل نمونه‌برداری کرد. به پیروی از سالی‌مارتین و همکاران [۱۹] با تعیین یک فرآیند که اندازه انتظاری مدل می‌باشد و در این مقاله مساوی ۶ در نظر گرفته شده، محاسبات انجام شده است. عدد ۶ با توجه به کارهای تجربی که در گذشته صورت گرفته، انتخاب شده است. این عدد بازگوکننده این مطلب است که انتظار می‌رود در نهایت ۶ متغیر به‌عنوان متغیرهای غیرشکننده توسط فرآیند محاسبات معرفی شود ولی کاملاً روشن است که ممکن است در نهایت تعداد کمتر و یا بیشتر از ۶ متغیر غیرشکننده باشد. با این فرض احتمال پیشین ورود هر متغیر به‌دست می‌آید. با توجه به این که تعداد کل متغیرهای مستقل در این تحقیق، ۲۴ است، بنابراین با تقسیم عدد ۶ به عدد ۲۴، احتمال پیشین ورود هر متغیر حدود ۰/۲۵ به‌دست می‌آید. الگوریتم موردنیاز برای نمونه‌گیری از فضای مدل، در بسته‌های نرم‌افزاری موجود یافت نمی‌شود. به همین دلیل برای نمونه‌گیری تصادفی و برآورد رگرسیون‌های نمونه‌گیری شده، از نرم‌افزار R جهت کدنویسی برنامه موردنیاز بهره‌گیری و استفاده شده است.

پیشین ورود هر متغیر ۰/۲۵ می‌باشد، می‌توان گفت که اثر متغیر سرانه تعداد پزشک بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت قوی و غیرشکندنده است؛ در مقابل اثر سرانه تعداد تخت‌های بیمارستان بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت شکندنده و بی‌معنی می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که فرضیه تقاضای القایی سلامت در مورد تعداد پزشک، تأیید و در مورد تعداد تخت بیمارستان، رد می‌شود. ضریب متغیر سرانه تعداد پزشک حدود ۰/۲۰ محاسبه شده است که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در سرانه تعداد پزشک، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۲۰ درصد افزایش می‌دهد. همان‌طور که در قسمت مابانی نظری تشریح شد، تأثیر مثبت تعداد پزشکان بر روی هزینه‌های سلامت از دیدگاه عدم تقارن اطلاعاتی بین پزشکان و بیماران (به نفع پزشکان) که در متون علمی اقتصاد سلامت تحت عنوان «فرضیه تقاضای القایی پزشکان» شناخته می‌شود، قابل توجیه است. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت تعداد پزشکان بر روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت و تأیید فرضیه تقاضای القایی پزشکان، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات مگازینو و مل [۲]، فیلیپینی و همکاران [۱۳]، کریولی و همکاران [۱۴]، وره‌رامی [۱۵]، پناهی و همکاران [۷] و گل‌خندان و فتح‌اللهی [۱۶] دارد. هم‌چنین در مطالعه پناهی و همکاران [۷] نیز فرضیه تقاضای القایی تخت‌های بیمارستان رد شده است.

توجه به نتایج جدول ۲ کاملاً مشهود است که متغیرهای درآمد سرانه، نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه‌های عمومی سلامت، بار تکفل، سرانه پزشک و نرخ بیکاری در حضور همه متغیرها احتمال پسین ورود بیشتری نسبت به احتمال پیشین خود یافته‌اند و به جهت افزایش گمانه ما برای حضور این ۶ متغیر در مدل، اثر این متغیرها روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت قابل بررسی است و به عبارت دیگر این متغیرها از معناداری لازم می‌باشند. در بین ۶ متغیر به‌دست‌آمده، همه متغیرها به‌جز نرخ بیکاری اثر مثبت بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت دارند. اثر بقیه متغیرها که از نظر ترتیب احتمال پسین در رتبه‌های ۷ تا ۲۴ قرار دارند، به دلیل کمتر شدن احتمال پسین ورود هر متغیر نسبت به احتمال پیشینشان، بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت بی‌معنی می‌باشد؛ یعنی متغیرهای ردیف ۷ تا ۲۴ با حضور بقیه متغیرها اثر خود را بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت از دست داده‌اند.

### بحث

بر اساس نتایج جدول ۲، سرانه تعداد پزشک و سرانه تعداد تخت‌های بیمارستان به‌عنوان متغیرهای اصلی تحقیق، به ترتیب با احتمال پسین حدود ۰/۴۹ و ۰/۱۱ و شانزدهمین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده‌اند. با توجه به اینکه احتمال

جدول ۲: نتایج فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات بر اساس دو مرحله شامل ۴۰۰۰۰ هزار رگرسیون

ردیف	متغیر	احتمال پسین	ضریب پسین	انحراف معیار پسین	نسبتی از رگرسیون‌ها $ tstat  > 2$
۱	GDPpc	۰/۹۸۱	۰/۷۰۱	۰/۰۷۵	۰/۹۷۵
۲	UP	۰/۹۲۵	۱/۲۵۱	۰/۲۲۵	۰/۹۲۵
۳	PHE	۰/۸۱۵	۰/۲۹۱	۰/۰۶۲	۰/۹۲۷
۴	DR	۰/۵۰۱	۰/۲۶۶	۰/۰۹۲	۰/۷۱۵
۵	PHY	۰/۴۸۵	۰/۲۰۲	۰/۱۲۴	۰/۵۲۲
۶	UNE	۰/۳۸۱	-۰/۰۶۹	۰/۰۳۵	۰/۴۸۲
۷	HE(-1)	۰/۲۴۵	۰/۳۵۹	۰/۰۳۸	۰/۱۸۲
۸	LIT	۰/۲۲۵	۰/۱۴۸	۰/۰۸۱	۰/۲۴۸
۹	INF	۰/۱۷۲	-۰/۰۶۹	۰/۰۸۲	۰/۰۹۲
۱۰	POP	۰/۱۵۱	۱/۵۵۸	۰/۶۴۵	۰/۱۳۹
۱۱	CO2	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۰/۰۴۵	۰/۱۴۴
۱۲	SW	۰/۱۳۲	-۰/۰۲۱	۰/۱۲۱	۰/۰۵۲
۱۳	T	۰/۱۲۶	۰/۰۵۵	۰/۰۳۵	۰/۲۶۱
۱۴	WAR	۰/۱۲۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	۰/۰۸۱
۱۵	PM10	۰/۱۱۵	۰/۰۵۸	۰/۰۴۸	۰/۱۸۸
۱۶	BED	۰/۱۰۵	-۰/۱۸۶	۰/۰۷۲	۰/۰۷۹
۱۷	LE	۰/۱۰۲	-۰/۱۷۷	۰/۵۸۳	۰/۰۴۲
۱۸	FLP	۰/۱۰۱	۰/۱۰۶	۱/۵۵۴	۰/۰۱۸
۱۹	EI	۰/۰۸۵	۰/۱۶۶	۱/۸۵۲	۰/۰۱۶
۲۰	HW	۰/۰۸۴	-۰/۰۰۲	۰/۰۴۵	۰/۰۰۲
۲۱	MOR	۰/۰۸۲	۰/۰۲۵	۰/۰۱۸	۰/۰۱۲
۲۲	OIL	۰/۰۶۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۶	۰/۰۱۵
۲۳	BIR	۰/۰۵۵	۰/۰۰۴	۰/۰۸۵	۰/۰۰۱
۲۴	GE	۰/۰۳۹	۰/۰۰۴	۰/۰۹۲	۰/۰۰۱

خدمات سلامت بیش‌تری استفاده می‌کنند؛ بنابراین با افزایش نرخ تکفل، سرانه هزینه‌های بخش سلامت افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های حاصل از مطالعات آنگ [۲۲] و گل‌خندان [۲۳] سازگار می‌باشد. بر این اساس برنامه‌ریزی‌های مرتبط با حمایت از اقشار آسیب‌پذیر جسمی و مالی جامعه بایستی مورد توجه قرار گیرد

نرخ بیکاری با احتمال پسین حدود ۰/۳۸ ششمین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر حدود ۰/۰۷- محاسبه شده است که نشان می‌دهد یک‌درصد افزایش در نرخ بیکاری، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۰۷ درصد کاهش می‌دهد. نرخ بیکاری بالا، دولت را درگیر سیاست‌های کاهش بیکاری کرده و دولت را در مقایسه با قبل، از توجه به هزینه‌های سلامت بازداشته و هزینه‌های سلامت کاهش می‌یابد. همچنین از آنجا که افزایش بیکاری، موجب کاهش درآمد و بالطبع تقاضا برای خدمات سلامت می‌شود، هزینه‌های بخش سلامت را کاهش می‌دهد. در مقابل این دیدگاه، دیدگاه دوم معتقد است که بیکاران از سلامت کمتری نسبت به افراد شاغل بهره‌مند می‌باشند؛ بنابراین بیکاری باعث بدتر شدن وضعیت سلامت و در نتیجه افزایش مخارج بخش سلامت می‌شود [۱۱].

با این وجود، نتایج این تحقیق، منطبق بر دیدگاه اول و بسیار حائز اهمیت است و به بهبود سیاست‌های اشتغال‌زایی تأکید دارد. به‌رحال، روشن شده برقراری و یا عدم برقراری فرضیه تقاضای القایی سلامت در کشور، همچنان مستلزم مطالعات بیشتر در آینده می‌باشد. عدم دسترسی به اطلاعات آماری برخی از متغیرهای مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت در ایران به‌صورت سری زمانی طی سال‌های مورد بررسی، از محدودیت‌های تحقیق حاضر می‌باشد که می‌تواند در شناسایی عوامل مؤثر بر این هزینه‌ها و نتایج به‌دست‌آمده تا حدودی تأثیرگذار باشد. چراکه در این مطالعه تنها متغیرهایی وارد مدل شده‌اند که اطلاعات آماری آن‌ها طی دوره زمانی تحقیق موجود بوده است.

### نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج این تحقیق می‌توان گفت که افزایش سرانه تعداد پزشک منجر به افزایش سرانه مخارج سلامت و در نتیجه تقاضای القایی پزشک خواهد شد. با عنایت به این نتیجه، تصویب قوانین و استانداردهای مربوط به عملکرد پزشکان توسط سازمان نظام پزشکی و همچنین اعمال سیاست‌های مناسب کاهش دانشجوی پزشکی توسط وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ضروری به‌نظر می‌رسد. در این راستا، پزشکان عمومی نسبت به پزشکان متخصص در اولویت می‌باشند. دلیل این امر را این‌گونه می‌توان توجیه کرد که از آنجایی که عموماً افرادی که به پزشکان عمومی مراجعه می‌کنند، وضعیت خطرناک و حادی ندارند و خدمات توصیه‌شده توسط پزشک نیز عواقب جدی و حیاتی (حداقل در کوتاه‌مدت) را به‌دنبال ندارد، بنابراین به‌نظر می‌رسد که القای تقاضای غیرضروری توسط پزشکان عمومی، سازگارتر با واقعیت موجود باشد؛ اما پزشکان متخصص به علت حیاتی بودن وضعیت بیمار باید توجه جدی‌تر به تشخیص درمان صحیح و ارائه خدمات درمانی داشته باشند [۷].

یک راه مؤثر دیگر برای جلوگیری از القای تقاضا توسط پزشکان، نظارت بر حقوق پزشکان و تغییر روش‌های پرداخت باشد. نظام پرداخت می‌تواند بر انگیزه و رفتار پزشکان تأثیر جدی و مؤثر بگذارد؛ بنابراین، برای جلوگیری از افزایش غیرضروری سرانه مخارج سلامت و استفاده

متغیر درآمد سرانه با احتمال پسین حدود ۰/۹۸ اولین و مهم‌ترین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است؛ که هم‌سو با نتایج بسیاری از مطالعات تجربی نیز، نظیر مطالعات: نیوهاوس [۱] و مگازینو و مل [۲] است. ضریب این متغیر در مقاله حاضر حدود ۰/۷۰ محاسبه شده است که نشان می‌دهد یک‌درصد افزایش در درآمد سرانه، سرانه هزینه‌های مراقبت سلامت را در ایران حدود ۰/۷۰ درصد (کمتر از یک‌درصد) افزایش می‌دهد. این نتیجه بیان‌گر آن است که سلامت در ایران یک کالای ضروری به‌حساب می‌آید. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که خدمات سلامت از طریق بودجه‌های عمومی و دولتی تأمین مالی شود و دخالت دولت در خدمات سلامت و ارائه آن لازم می‌باشد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر این که سلامت یک کالای ضروری است، با نتایج مطالعات: بیلگل و تران [۲۰] و رضایی و همکاران [۲۱] هم‌سو می‌باشد.

نرخ شهرنشینی با احتمال پسین حدود ۰/۹۳ دومین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر قابل توجه و حدود ۱/۲۵ محاسبه شده است که نشان می‌دهد یک‌درصد افزایش در نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۱/۲۵ درصد افزایش می‌دهد. تأثیر مثبت شهرنشینی بر روی هزینه‌های سلامت از دو دیدگاه قابل بررسی می‌باشد. اول این‌که در مناطق شهری معمولاً خدمات سلامت و تجهیزات ارائه‌دهنده سلامت گران‌قیمتی وجود دارد؛ بنابراین، حتی اگر فرض شود که مقدار استفاده از خدمات سلامت برای افراد شهری و روستایی مساوی باشد، باز هم افزایش شهرنشینی منجر به افزایش هزینه‌های سلامت خواهد شد. دوم این‌که معمولاً دسترسی به خدمات سلامت در مناطق شهری بیش‌تر می‌باشد و افزایش شهرنشینی یعنی تعداد بیش‌تری از افراد به خدمات سلامت دسترسی خواهند داشت که این مسئله در نهایت به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر اثر مثبت شهرنشینی بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت، همسویی نزدیکی با نتایج مطالعات: مگازینو و مل [۲] و رضایی و همکاران [۲۱] دارد. بر این اساس دولت بایستی سیاست‌هایی جدی در جهت بهبود وضعیت شهرنشینی در مناطق شهری را دنبال و همچنین امکانات لازم در مناطق روستایی را فراهم کند تا از این طریق، هزینه‌های سلامت را کاهش دهد.

سرانه هزینه‌های عمومی سلامت با احتمال پسین حدود ۰/۸۳ سومین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر حدود ۰/۲۹ محاسبه شده است که نشان می‌دهد یک‌درصد افزایش سرانه هزینه‌های عمومی سلامت، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۲۷ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه بیان‌گر آن است که هزینه‌های صورت‌گرفته توسط دولت در بخش سلامت، نقش مهمی را در افزایش سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران داشته است. این نتیجه با نتایج مطالعات: آنگ [۲۲] و هوسویا [۱۱] هم‌سو می‌باشد.

نرخ تکفل با احتمال پسین حدود ۰/۵۰ چهارمین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر حدود ۰/۲۷ محاسبه شده است که نشان می‌دهد یک‌درصد افزایش در نرخ تکفل، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۲۷ درصد افزایش می‌دهد. در تبیین نتیجه به‌دست‌آمده می‌توان گفت که کودکان و افراد مسن به‌دلیل ضعیف بودن سیستم دفاعی بدنشان، بیش‌تر به بیماری مبتلا می‌شوند و از

## سیاسگزاری

ندارد.

## تضاد منافع

تضاد منافی در این مقاله وجود ندارد.

## References

- Newhouse JP. Medical-care expenditure: a cross-national survey. *J Human Resources*. 1977;12(1):115-25.
- Magazzino C, Mele M. The determinants of health expenditure in Italian regions. *Inter J Economy & Finance* 2012;4(3):61-72.
- Sekimoto M, Ii M. Supplier-Induced Demand for Chronic Disease Care in Japan: Multilevel Analysis of the Association between Physician Density and Physician-Patient Encounter Frequency. *Value Health Reg Issues*. 2015;6:103-10. DOI: [10.1016/j.vhri.2015.03.010](https://doi.org/10.1016/j.vhri.2015.03.010) PMID: [29698180](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/29698180/)
- Khorasani E, Keyvanara M, Karimi S, Jafarian Jazi M. The Role of patients in induced demand from experts' perception: A qualitative study. *J Qualitat Res in Health Sci*. 2014;2(4):336-45.
- Shain M, Roemer MI. Hospital costs relate to the supply of beds. *Mod Hosp*. 1959;92(4):71-3 passim. PMID: [13644010](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/13644010/)
- Roemer MI. Bed supply and hospital utilization: a natural experiment. *Hospitals*. 1961;35:36.
- Panahi H, Salmani B, Nasibparast S. Inductive Effect of Physicians Number and Hospital Bed on Health Expenditures in Iran. *Quarter J Apply Theory Economy*. 2015;2(2):25-42.
- Pauly M. *Doctors and Their Workshops: Economic Models of Physician Behavior*, 1980. University of Chicago Press.
- Yuda M. Medical fee reforms, changes in medical supply densities, and supplier-induced demand: Empirical evidence from Japan. *Hitotsubashi J Economy*. 2013;79-93.
- Nassiri A, Rochaix L. Revisiting physicians' financial incentives in Quebec: a panel system approach. *Health Econ*. 2006;15(1):49-64. DOI: [10.1002/hec.1012](https://doi.org/10.1002/hec.1012) PMID: [16167322](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/16167322/)
- Hosoya K. Determinants of health expenditures: Stylized facts and a new signal. *Modern Economy*. 2014;5(13):1171.
- Khani M. Evaluation of the Physicians Induced Demand: Case Study of Cesarean in Iran: Sharif University of Technology; 2012.
- Filippini M, Masiero G, Moschetti K. Socioeconomic determinants of regional differences in outpatient antibiotic consumption: evidence from Switzerland. *Health Policy*. 2006;78(1):77-92. DOI: [10.1016/j.healthpol.2005.09.009](https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2005.09.009) PMID: [16290129](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/16290129/)
- Crivelli L, Filippini M, Mosca I. Federalism and regional health care expenditures: an empirical analysis for the Swiss cantons. *Health Economics*. 2006;15(5):535-41.
- Varharami V. [Evaluation of the Physician Induced Demand]. *J Healthcare Manage*. 2010;2:3742.
- Golkhandan A, Fatholahi E. [Offering and Testing a Model to Explain the Physician Induced Demand in Iran]. *J healthcare manage*. 2017;7(4):29-40.
- Liu C, Maheu JM. Forecasting realized volatility: a Bayesian model-averaging approach. *J Apply Economy*. 2009;24(5):709-33.
- Draper D. Assessment and propagation of model uncertainty. *J Royal Statistical Society Series B (Methodological)*. 1995:45-97.
- Doppelhofer G, Miller RI, Sala-i-Martin X. Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. *American Economic Review*. 2004;94(4):813-35.
- Bilgel F, Tran KC. The determinants of Canadian provincial health expenditures: evidence from a dynamic panel. *Applied Economics*. 2013;45(2):201-12.
- Rezaei S, Dindar A, Rezapour A. Health care expenditures and their determinants: Iran provinces (2006-2011). *J Health Administration (JHA)*. 2016;19(63).
- Ang JB. The determinants of health care expenditure in Australia. *Applied Economics Letters*. 2010;17(7):639-44.
- Golkhandan A. Measuring the Impacts of Air Pollution on Health Costs in Iran. *Health Res J*. 2017;2(3):157-66.

مناسب از منابع مالی جهت بهبود وضعیت سلامت، ممکن است تجدیدنظر در پرداخت حقوق پزشکان راه حل مناسبی باشد. همچنین، بایستی سیاست گذاری های لازم جهت افزایش اطلاعات بیماران در مورد مراقبت های بهداشتی و دارویی در جهت کاهش عدم تقارن اطلاعات بین بیمار و پزشک و بروز تقاضای القایی پزشک صورت گیرد.