●وصول مقاله: ۹۵/۳/۳۰
●اصلاح نهایی: ۹۵/۹/۲۹
●پذیرش نهایی: ۹۵/۹/۳۰

# تعیین‌کنندگان قوی هزینه‌های بخش سلامت در ایران: رویکرد متوسط‌گیری مدل بیزی

محمد علیزاده[۱]/ ابوالقاسم گل‌خندان[۲]

## چکیده

**مقدمه:** شناسایی عوامل و فاکتورهای تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت می‌تواند در تعیین بهترین سیاست‌ها برای کنترل و مدیریت هزینه‌های سلامت مفید و مؤثر باشد. مطالعات گذشته در این زمینه با فرض اطمینان مدل انجام شده است؛ در حالی‌که، عدم توجه به مسئله نااطمینانی مدل می‌تواند منجر به تورش و عدم کارایی در برآورد پارامترها شود که نتیجه آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه شناسایی تعیین‌کنندگان قوی هزینه‌های بخش سلامت در ایران تحت نااطمینانی مدل می‌باشد.

**روش پژوهش:** این مطالعه با استفاده از اطلاعات و داده‌های آماری ۲۲ متغیر که بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی بر هزینه‌های بخش سلامت مؤثرند، به شناسایی تعیین‌کنندگان قوی این هزینه‌ها در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۸ پرداخته است. به این منظور از رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE) (به‌دلیل ویژگی‌های مناسب برای در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل)، استفاده شده است. هم‌چنین، تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزار R انجام شده است.

**یافته‌ها:** برآورد ۴۰۰۰۰ رگرسیون و میانگین‌گیری بیزی از ضرایب، نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد سرانه با احتمال ۰/۹۸ و ضریب ۰/۷۰، نرخ شهرنشینی با احتمال ۰/۹۳ و ضریب ۱/۲۵، سرانه هزینه‌های عمومی سلامت با احتمال ۰/۸۳ و ضریب ۰/۲۹، بار تکفل با احتمال ۰/۵۰ و ضریب ۰/۲۷-، سرانه‌ی پزشک با احتمال ۰/۴۹ و ضریب ۰/۲۰ و نرخ بیکاری با احتمال ۰/۳۸ و ضریب ۰/۰۷-، غیرشکننده و قوی می‌باشند.

**نتیجه‌گیری:** نتایج تحقیق حاکی از آن می‌باشد که مهم‌ترین تعیین‌کنندگان هزینه‌های بخش سلامت در ایران به‌ترتیب عبارت‌اند از: درآمد سرانه، نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی، بار تکفل، سرانه‌ی پزشک و نرخ بیکاری. اثر تمام این متغیرها بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در بلندمدت حتمی و قوی است.

**کلید واژه‌ها:** هزینه‌های بخش سلامت، نااطمینانی مدل، رویکرد متوسط‌گیری مدل بیزی، ایران.

۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: golkhandana@gmail.com

## 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 به‌خود جلب کرده است. نظام سلامت ایران هم‌چون سایر نظام‌های سلامت، با افزایش شدید هزینه‌های سلامت مواجه بوده است. بر اساس گزارشات ارائه‌شده توسط بانک جهانی World Bankدر سال ۱۹۹۵، در حدود ۳/۷۴ درصد از تولید ناخالص داخلی ایران به بخش سلامت اختصاص یافته است؛ در حالی‌که این مقدار در سال ۲۰۱۴ به حدود ۶/۸۹ درصد رسیده است. یا این‌که 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. فاکتورهای تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت به‌طور کلی به دو دسته فاکتورهای طرف تقاضا و فاکتورهای 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.

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 مخارج سلامت پرداخته‌اند. مگازینو و مل[۲] در مطالعه‌ای با عنوان "تعیین‌کننده‌های هزینه‌های سلامت در مناطق ایتالیا" در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰، تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، بیکاری، شهرنشینی، مرگ و میر، نرخ تولد، سرانه‌ی پزشک، سرانه‌ی تخت، نرخ باسوادی و سالمندی را بر هزینه‌های سلامت مورد تحلیل قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی، سرانه‌ی تخت بیمارستان و سطح سواد مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت هستند. مطالعه دیگر توسط وانگ[۳] در سال ۲۰۰۹ با عنوان تعیین‌کننده‌های هزینه‌های سلامت با استفاده از پانل متوازن بر ایالت‌های آمریکا انجام شد. مطالعه او نشان داد که تولید ناخالص داخلی، درصد جمعیت بالای ۶۵ سال، نرخ شهری‌شدن و تخت بیمارستانی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت در ایالت‌های آمریکا می‌باشند. آنگ[۴] در مطالعه‌ای به بررسی تعیین‌کنندگان هزینه‌های سلامت در استرالیا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۱۹۶۰ پرداخته است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از رهیافت حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نشان می‌دهد که کشش هزینه‌های مراقبت سلامت نسبت به درآمد بزرگ‌تر از یک است که به معنای آنست که مراقبت سلامت یک کالای لوکس در این کشور است. هم‌چنین، ساختار جمعیت، دسترسی به خدمات مراقبت سلامت و هزینه‌های عمومی سلامت تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه‌های سلامت داشته است. بیلگل و تران[۵] در بررسی تعیین‌کنندگان مخارج سلامت استان‌های کشور کانادا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

(GMM) به این نتیجه رسیده‌اند که کشش هزینه‌های مراقبت سلامت نسبت به درآمد کوچک‌تر از یک است که به معنای آنست که مراقبت سلامت یک کالای ضروری در استان‌های این کشور است. هوسویا[۶] در بررسی تعیین‌کنندگان مخارج سلامت در ۲۵ کشور OECD طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶ – ۱۹۸۵ به این نتیجه رسیده است که درآمد، پیری جمعیت، نرخ مشارکت زنان، هزینه‌های بخش عمومی و نرخ بیکاری تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه‌های سلامت این کشورها داشته است.

فتاحی و همکاران[۷] به بررسی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر هزینه‌های عمومی سلامت در کشورهای درحال‌توسعه طی دوره‌ی زمانی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱–۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان می‌دهد طی دوره‌ی مورد بررسی، آلودگی هوا، درآمد سرانه، بار تکفل و اندازه دولت تأثیر مثبت و معنادار و بیکاری تأثیر منفی بر هزینه‌های عمومی سلامت در کشورهای مورد مطالعه داشته است.

رضایی و همکاران[۸] به بررسی مخارج مراقبت سلامت و تعیین‌کننده‌های آن در استان‌های ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰ – ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از داده‌های پانلی نشان می‌دهد بین متغیرهای درآمد سرانه، درصد شهرنشینی و تعداد پزشک و هزینه‌های سلامت خانوارهای در استان‌های ایران رابطه آماری مثبت و معناداری وجود دارد. هم‌چنین، نتایج نشان داد که هیچ رابطه آماری معناداری بین هزینه‌های سلامت با نرخ باسوادی و جمعیت بالای ۶۵ سال در استان‌های ایران وجود نداشت.

به‌طور کلی مطالعات متعددی در زمینه عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت انجام شده است. در این راستا تعدادی متغیر معرفی شده‌اند که با هزینه‌های سلامت دارای رابطه بوده، ولی ترکیب این متغیرها از تحقیقی به تحقیق دیگر تفاوت می‌کند و معمولاً این ترکیب از متغیرها، با توجه به پیشینه ذهنی محقق تعیین می‌شود. مسلماً آن‌چه بیش از هر چیز برای در نظر گرفتن و بررسی اثر تمامی عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت، مسئله‌ساز می‌شده، حجم نمونه است. زیرا در نهایت با در نظر گرفتن همه متغیرهای اثرگذار بر هزینه‌های سلامت، از درجه آزادی مدل کم می‌شود و به تبع آن از دقت و قابلیت اتکای ضرایب تعیین‌شده برای مدل، کاسته می‌شود. در نتیجه ممکن است محقق برای برطرف کردن این مسئله تعدادی از متغیرها را که از نظر او مهم‌تر بوده‌اند وارد مدل نموده و در نتیجه نظر شخصی خود را اعمال کند. حتی اگر محققی با آزمون‌های متوالی، یک مدل ارائه کند، میزان خطایی که به‌واسطه تکرار زیاد آزمون‌ها ممکن است رخ دهد، بالا خواهد رفت. شاید بتوان از این خطاها چشم‌پوشی کرد، ولی قبول‌کردن یک مدل و عدم توجه به مدل‌های دیگر مطلوب نیست؛ زیرا هر مدل به محقق اطلاعات مفیدی ارائه می‌کند. خوشبختانه با پیشرفت‌های اقتصادسنجی، مسأله‌ی روشن‌نبودن مدل درست در چارچوب روش بیزی قابل بررسی و موسوم به «عدم اطمینان مدل» 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 مدل‌های 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. در واقع به این سؤال پاسخ داده می‌شود که اگر همه متغیرهایی که طبق نظریات مختلف بر هزینه‌های بخش سلامت مؤثر هستند، به‌صورت 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 بی‌معناشدن و یا تغییر علامت اثر آن متغیر شود، متغیر مورد بررسی نسبت به حضور بقیه متغیرها حساس بوده و به آن متغیر شکننده گفته می‌شود؛ در غیر این‌صورت متغیر مورد بررسی قوی و یا به‌عبارتی غیرشکننده است. به وسیله این روش می‌توان به نتایج بهتری در خصوص متغیرهای اثرگذار دست یافت[۹].

با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی این مقاله شناسایی تعیین‌کنندگان قوی هزینه‌های بخش سلامت در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ و با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE) (به‌دلیل ویژگی‌های مناسب برای در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل)، است.

## روش پژوهش

راه حل بیزی برای مسئله‌ی نااطمینانی، مدل متوسط‌گیری بیزی (BMA) نام دارد که در آن مقادیر مورد نظر اغلب از طریق متوسط‌گیری وزنی مقادیر مدل‌های خاص محاسبه می‌شوند. وزن‌ها به میزان حمایت داده‌ها از مدل مورد نظر بستگی دارند که توسط احتمال‌های پسین هر مدل اندازه‌گیری می‌شوند. اصل اساسی در این روش آنست 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[۱۰].

مدل متوسط‌گیری به لحاظ مفهومی بسیار ساده است. این روش اطلاعات نمونه‌ای موجود در تابع درست نمایی برای یک مدل خاص را با وزن‌های معینی از مدل یا احتمالات پسین مدل ترکیب و از این طریق توزیع پارامترهای ناشناخته را در بین مدل‌ها برآورد می‌کند. متدولوژی متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE) در اصل شکل بسط یافته 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 (OLS) که با توجه به فروض پیشین متفاوت حاصل می‌شوند، ترکیب می‌نماید. دلیل انتخاب نام BACE این است که در عین حال که متوسط‌گیری از مدل‌ها بر پایه قاعده‌ی بیزی صورت می‌گیرد، این روش از اطلاعات پیشین استفاده می‌نماید و یک روش از خانواده اقتصادسنجی کلاسیک را مورد استفاده قرار می‌دهد. بر خلاف روش معمول BMA که نیازمند تعیین و تصریح توزیع پیشین برای تمام پارامترهاست، روش BACE تنها به توزیع پیشین پارامترهای موردنظر در مدل‌های مورد استفاده نیاز دارد. به‌عبارتی اگر حجم انتخابی مدل پایه $\overline{K}$ باشد، نیازمند تعیین تنها توزیع پیشین همین میزان از پارامترها هستیم. مزیت دیگر این روش آنست که در رهیافت BMA تفسیر برآوردهای حاصل به‌صورت مستقیم ممکن نیست؛ چراکه وزن‌های انتخاب‌شده برای مدل‌های مختلف متناسب با لگاریتم تابع درست‌نمایی هستند که با درجه آزادی مرتبط هستند. در حالی‌که در روش BACE، برآوردها تنها از طریق روش OLS به‌صورت تکراری حاصل می‌شوند و تفسیر آنها ساده است[۱۱].

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

$$P(M_j|Y) = \frac{P(Y|M_j).P(M_j)}{P(Y)} \qquad (۱)$$

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 به‌صورت میانگین وزنی چگالی احتمال پسین شرطی با وزن‌های معین برای احتمال‌های پسین هر یک از مدل‌ها به‌دست آورد:

$$g(B|Y) = \sum_{j=1}^{2^k} P(M_j|Y).g(B|Y, M_j) \qquad (۲)$$

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 jام مشروط به مجموعه داده‌هاست. بدیهی است در صورت وجود k متغیر توضیحی، $2^k$ مدل خواهیم داشت. در چنین شرایطی احتمال پسین مدل jام به‌صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$P(M_j|Y) = P(M_j).w(j) \qquad (۳)$$

که در آن، $P(M_j)$ احتمال پیشین مدل jام و $w(j)$ وزن مربوط به آن است. سالایی‌مارتین و همکاران[۱۱] 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 jام می‌باشند.

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

میانگین و واریانس غیرشرطی پارامترهای شیب B به پیروی از لیمر[۱۲] می‌توانند از برآوردهای شرطی پارامترها به‌دست آیند. بنابراین برآورد کلاسیکی ضرایب متغیرها به‌صورت زیر می‌باشد:

$$E(B|Y)=\sum_{j=1}^{2^k}P(M_j|Y).\tilde{B}_j \quad (۵)$$

که در آن، $\tilde{B}_j=E(B|Y,M_j)$ برآورد OLS ضریب موردنظر برای هر مدل است که در احتمال پسین آن مدل ضرب شده است. از این‌رو، $\bar{B}_j$ متوسط وزنی تمام برآوردهای ضریب مورد نظر در تمامی مدل‌ها است. به‌همین ترتیب برای واریانس‌ها نیز داریم: (۶)

$$V(B|Y)=\sum_{j=1}^{2^k}P(M_j|y).V(B_j|Y,M_j)+\sum_{j=1}^{2^k}P(M_j|y).(\tilde{B}_j-E(B|Y))$$

که در آن، واریانس شرطی از طریق برآوردکننده حداکثر درست‌نمایی $V(B_j|Y,M_j)=\hat{\sigma}_j^{\,2}(X_j'X_j)_{ii}^{-1}$ حاصل می‌شود که در آن $\hat{\sigma}_j^{\,2}=\frac{SSE_j}{T-K_j}$ می‌باشد. در واقع، روش BACE مدل‌ها را بر مبنای خوبی برازش تعیین می‌کند و نه بر مبنای اهمیت متغیر مورد نظر.

در به‌کارگیری روش متوسط‌گیری مدل بیزی، تعیین توزیع پارامترها در مدل‌های مورد استفاده و محاسبه احتمال پیشین برای مدل‌ها حائز اهمیت است و ادبیات وسیعی را به‌خود اختصاص داده‌اند. در این روش لازم است پارامترهای موجود در مدل‌ها دارای توزیع مشخصی باشد. بهترین روش این است که این اطلاعات را در پیشین‌ها مورد استفاده قرار دهد و در واقع از پیشین‌های مبتنی بر اطلاعات بهره گیرد. در عین حال، در اغلب اوقات اطلاعات کافی در مورد پارامترها وجود ندارد و به این نیازمندیم که یک توزیع احتمال برای آنها در نظر بگیریم. به‌عبارتی، در چنین شرایطی پیشین‌های غیرآگاهانه یا مرجع مورد توجه محقق قرار می‌گیرند. از آنجایی که این احتمال‌ها می‌توانند نتایج را تحت تأثیر قرار دهند، بنابراین نحوه در نظرگرفتن آنها در روش متوسط‌گیری مدل بیزی اهمیت دارد. در مطالعات مختلفی که توسط محققان انجام شده، پیشین‌های متفاوتی استفاده شده است. از سویی دیگر، در بیشتر مطالعات تجربی مرتبط با نااطمینانی و متوسط‌گیری مدل فرض می‌شود تمام مدل‌های ممکن احتمال‌های پیشین برابر دارند. این‌که تمام مدل‌ها احتمال پیشین یکسانی داشته باشند، انتخابی خنثی است، اما زمانی‌که محقق در مورد فضای مدل‌ها، از قبل اطلاعاتی دارد این روش مناسب‌ترین روش نیست. بنابراین برای محاسبه احتمال پیشین مدل‌ها یک توزیع پیشین یکنواخت به‌صورت زیر مدنظر قرار می‌گیرد:

$$P(M_i)=\prod_{j=1}^{K}\pi^{\gamma_{ij}}{}_j.(1-\pi_j)^{1-\gamma_{ij}} \quad (۷)$$

که در آن $\gamma_{ij}$ صفر (یک) است اگر متغیر j در مدل $M_i$ نباشد (باشد). نوبل[۱۳] حالت خاصی را مطرح می‌کند که در آن فرض می‌شود $\pi_j$ برای تمام متغیرها یکسان است و از این رو مدل‌های با ابعاد یکسان، دارای احتمال یکسان هستند یعنی $P(M_i)=\pi^{k_j}(1-\pi)^{K-k_j}$ که در آن $k_j$ تعداد متغیرهای توضیحی در مدل $M_i$ است. جرج و مک‌کالوچ[۱۴] پیشنهاد می‌کنند که برای مدل‌ها با ابعاد کمتر (تعداد رگرسورهای کمتر) وزن بیشتری باید در نظر گرفته شود و از این رو مقدار $\pi$ باید کمتر در نظر گرفته شود. در روش مورد استفاده سالایی‌مارتین و همکاران[۱۱] یک توزیع پیشین با حجم مدل مورد انتظار $\bar{k}$ تعریف می‌شود که احتمال پیشین شمول متغیر بر این اساس $\pi^{BACE}{}_j=\frac{\bar{K}}{K}$ خواهد بود و در این مقاله نیز از همین روش استفاده شده است.

دوره‌ی زمانی مورد بررسی ۳۵ ساله و بین سال‌های ۱۳۹۲–۱۳۵۸ است. متغیرهای به‌کار گرفته شده در این تحقیق شامل ۲۳ متغیر (۲۲ متغیر مستقل و یک متغیر وابسته)، از گروه‌های شاخص‌های عمومی سلامت، شاخص‌های اجتماعی اقتصادی سلامت، شاخص‌های جمعی اجتماعی اقتصادی سلامت، شاخص‌های هزینه در بخش سلامت، شاخص‌های منابع فیزیکی و انسانی سلامت، شاخص‌های وضعیت سلامت و ... و به شرح جدول ۱ می‌باشند. متغیرهای مطرح‌شده با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی، ساختار اقتصاد ایران و در دسترس بودن، انتخاب شده است. اطلاعات مربوط به این متغیرها از منابع مختلف آماری از جمله بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار ایران و شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) جمع آوری شده است. در ضمن، کلیه متغیرها به‌صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند. زیرا

استفاده از مقادیر مطلق داده‌ها به‌دلیل 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 آن‌که 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. (جدول ۱)

با در نظر گرفتن این متغیرها در کنار هم، این امکان حاصل می‌شود که بتوان نتایج متفاوت کارهای تجربی را با هم مقایسه و در نهایت متغیرهایی که با حضور همه متغیرهای دیگر بر هزینه‌های بخش سلامت در ایران مؤثر می‌باشند را شناسایی نمود. ممکن است توجه به متغیرهای معرفی‌شده این سوال را در ذهن ایجاد کند که بررسی مدل در صورت بروز مشکلاتی نظیر هم‌خطی متغیرها چگونه است؟ نکته حائز اهمیت در این روش آنست که مسائلی از این قبیل، مشکلاتی را برای مدل ایجاد نمی‌کند. در این روش همان‌طور که در توضیح روش میانگین‌گیری بیزی بیان شد، با یک مدل منحصر به فرد مواجه نیستیم بلکه با تعداد زیادی مدل با متغیرهای مستقل متفاوت سروکار داریم و با هدف یافتن متغیرهایی که در حضور همه متغیرها اثر خود را بر متغیر وابسته حفظ می‌کنند، محاسبات انجام می‌شود. در حقیقت با در نظر گرفتن وزن‌های مشخصی برای هر مدل که بر اساس رویکرد بیزی به‌دست می‌آیند، متغیرهای غیرشکننده مشخص می‌شوند.

## یافته‌ها

برای حصول نتیجه می‌بایست محاسبات روی تمام مدل‌ها در فضای مدل انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای مورد بررسی، تعداد مدل‌های موجود (بر اساس حضور یا عدم حضور هر متغیر) در فضای مدل $2^{22}$ مدل می‌باشد که بیش از ۴ میلیون مدل رگرسیونی است. به‌عبارت دیگر فضای مدل شامل $2^{22}$ 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 ۲۹۰۰ شبانه روز احتیاج است. این در حالیست که اگر تعداد متغیرها از ۲۲ به ۲۳ افزایش یابد، حجم محاسبات و زمان مورد نیاز حداقل دوبرابر می‌شود. بنابراین می‌بایست از فضای مدل نمونه‌برداری کرد. به پیروی از سالایی‌مارتین و همکاران[۱۱] با تعیین یک فراپارامتر 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 درنهایت تعداد کمتر و یا بیشتر از ۶ متغیر غیرشکننده باشد. با این فرض احتمال پیشین ورود هر متغیر به‌دست می‌آید. با توجه به این‌که تعداد کل متغیرهای مستقل در این تحقیق، ۲۲ است، بنابراین با تقسیم عدد ۶ به عدد ۲۲، احتمال پیشین ورود هر متغیر حدود ۰/۲۷۳ به‌دست می‌آید. الگوریتم مورد نیاز برای نمونه‌گیری از فضای مدل، در بسته‌های نرم‌افزاری موجود یافت نمی‌شود. به‌همین دلیل برای نمونه‌گیری تصادفی و برآورد رگرسیون‌های نمونه‌گیری‌شده، از نرم‌افزار R جهت کدنویسی برنامه مورد نیاز استفاده شده است.

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 اضافه‌کردن 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 تغییربودن ضرایب پسین تا دو رقم می‌باشد. (جدول ۲)

برای رسیدن هرچه سریع‌تر به جواب، با پیروی از سالایی‌مارتین و همکاران[۱۱]، 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 گردید. به‌دلیل هم‌گرایی ضرایب به‌دست‌آمده، نتایج نمونه آخر شامل ۱۵ هزار رگرسیون به‌عنوان نتایج نهایی میانگین‌گیری بیزی مدل پذیرفته شده است. (جدول ۳)

همان‌طور که بیان شد، احتمال پسین ورودی متغیر عبارت است از مجموع احتمال‌های پسین کلیه مدل‌هایی که متغیر مورد نظر 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[۱۱]. به‌همین دلیل در ادامه نتایج نمونه آخر به‌ترتیب نزولی احتمال پسین متغیرها مرتب شده‌اند. در جدول (۴)، ۶ متغیر اول، متغیرهایی هستند که احتمال پسین بالاتری نسبت به احتمال ورود پیشین (که مقدار آن ۰/۲۷ است) دارند؛ یعنی مشاهده داده‌ها باعث بالاتر رفتن 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 مورد بررسی 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 (۴)، 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 توجه به نتایج جدول (۴) کاملا مشهود است که متغیرهای درآمد سرانه، نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه‌های عمومی سلامت، بار تکفل، سرانه‌ی پزشک و نرخ بیکاری در حضور همه متغیرها احتمال پسین ورود بیشتری نسبت به احتمال پیشین خود یافته‌اند و به‌جهت افزایش گمانه ما برای حضور این ۶ متغیر در مدل، اثر این متغیرها روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت قابل بررسی است و به‌عبارت دیگر این متغیرها بامعنی می‌باشند. در بین ۶ متغیر به‌دست‌آمده، همه متغیرها به جز نرخ بیکاری اثر مثبت بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت دارند. اثر بقیه متغیرها که از نظر ترتیب احتمال پسین در رتبه‌های ۷ تا ۲۲ قرار دارند، به‌دلیل کمترشدن احتمال پسین ورود هر متغیر نسبت به احتمال پیشینشان، بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت بی‌معنی می‌باشد. یعنی متغیرهای ردیف ۷ تا ۲۲ با حضور بقیه متغیرها اثر خود را بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت از دست داده‌اند. (جدول ۴)

## بحث و نتیجه‌گیری

بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت و تعیین‌کننده‌های قوی آن، از مسائل مهم سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش سلامت است. صورت ظاهری تحقیقات تجربی انجام‌شده پیرامون هزینه‌های سلامت، حاکی از نوعی پراکندگی در تعیین عوامل مؤثر بر آن و در نتیجه تفاوت قابل توجه در نتایج است. در این راستا، تحقیق حاضر به بررسی تعیین‌کننده‌های سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران، با در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل، طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ و با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE) پرداخته است. به این منظور با پیروی از سالایی مارتین و همکاران[۱۱] به نمونه‌گیری از مدل پرداخته شد و با انجام محاسبات بر روی ۴۰۰۰۰ رگرسیون، در دو مرحله نتایج تحقیق به‌دست آمد. با انجام محاسبات و بررسی اثر ۲۲ عامل بر روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران، مشخص شد که اثر ۶ متغیر با معنی بوده و این متغیرها در حضور بقیه متغیرها اثر خود را حفظ کرده و به‌عبارتی غیرشکننده می‌باشند. همان‌طور که بیان شد احتمال پسین ورودی متغیر عبارت است از مجموع احتمال‌های پسین کلیه مدل‌هایی که متغیر مورد نظر 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 هستند. این متغیرها بر اساس ترتیب نزولی احتمال پسین، عبارت‌اند از:

- درآمد سرانه: این متغیر با احتمال پسین حدود ۰/۹۸ اولین و مهم‌ترین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. در بسیاری از مطالعات تجربی نیز، نظیر مطالعات: نیوهاوس[۱] و مگازینو و مل[۲]، درآمد سرانه مهم‌ترین متغیر مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت معرفی شده 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 آنست 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 این‌که سلامت یک کالای ضروری است، با نتایج مطالعات: بیلگل و تران[۵] و رضایی و همکاران[۸] هم‌سو و با نتایج مطالعات: نیوهاوس[۱] و آنگ[۴] مغایر است.
- نرخ شهرنشینی: این متغیر 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 کنیم که مقدار استفاده از خدمات سلامت برای افراد شهری و روستایی مساوی باشد، باز هم افزایش شهرنشینی منجر به افزایش هزینه‌های سلامت خواهد شد. دوم این‌که معمولاً دسترسی به خدمات سلامت در مناطق شهری بیشتر می‌باشد و افزایش شهرنشینی یعنی تعداد بیشتری از افراد به خدمات سلامت دسترسی خواهند داشت که این مسئله در نهایت به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد. بر این اساس دولت بایستی سیاست‌هایی جدی در جهت بهبود وضعیت شهرنشینی در مناطق شهری را دنبال و هم‌چنین امکانات لازم در مناطق روستایی را فراهم کند تا از این طریق، هزینه‌های سلامت را کاهش دهد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر اثر مثبت شهرنشینی بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت،

هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات: مگازینو و مل[۲] و رضایی و همکاران[۸] دارد.

– سرانه هزینه‌های عمومی سلامت: این متغیر 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 آنست 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[۴] و هوسویا[۶] همسو می‌باشد.

– نرخ تکفل: این متغیر 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 توجیه نتیجه به‌دست‌آمده می‌توان گفت که کودکان و افراد مسن به‌دلیل ضعیف بودن سیستم دفاعی بدنشان، بیش‌تر به بیماری مبتلا می‌شوند و از خدمات سلامت بیشتری استفاده می‌کنند؛ بنابراین با افزایش نرخ تکفل، سرانه هزینه‌های بخش سلامت افزایش می‌یابد. بر این اساس برنامه‌ریزی‌های مرتبط با حمایت از اقشار آسیب‌پذیر جسمی و مالی جامعه بایستی مورد توجه قرار گیرد که این یافته با یافته‌های حاصل از مطالعات آنگ[۴] و فتاحی و همکاران[۷] سازگار می‌باشد.

– سرانه تعداد پزشک: این متغیر با احتمال پسین حدود ۰/۴۹ پنجمین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر حدود ۰/۲۰ محاسبه شده است که نشان می‌دهد یک‌درصد افزایش در سرانه تعداد پزشک، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۲۰ درصد افزایش می‌دهد. تأثیر مثبت تعداد پزشکان بر روی هزینه‌های سلامت از دو دیدگاه قابل توجیه می‌باشد. اول این‌که از آنجا که عدم تقارن اطلاعاتی بین پزشکان و بیماران (به نفع پزشکان) وجود دارد، بنابراین زمانی‌که تعداد پزشکان در یک منطقه زیاد شود، سرانه مراجعه افراد به هر کدام از پزشکان کاهش می‌یابد و بنابراین پزشکان در راستای حفظ درآمد خود، تجویزهای غیرضروری را افزایش و در نهایت به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد که این پدیده در متون علمی اقتصاد سلامت تحت عنوان «فرضیه تقاضای القایی پزشکان» یا «قانون روئمر» شناخته می‌شود. دوم این‌که، افزایش تعداد پزشکان منجر به افزایش دسترسی و تقاضا برای خدمات سلامت خواهد شد و بر اساس متون علمی اقتصاد خرد زمانی‌که تقاضا برای یک خدمت افزایش یابد، قیمت آن خدمت افزایش و در نهایت هزینه‌های سلامت افزایش خواهد یافت. با توجه به اثبات وجود تقاضای القایی در بازار عرضه پزشکان ایران، به‌نظر می‌رسد یک راه جلوگیری از القای تقاضا توسط پزشکان، نظارت بر حقوق و عملکرد پزشکان وتغییر روش‌های پرداخت باشد. نظام پرداخت می‌تواند بر انگیزه و رفتار پزشکان تأثیر جدی بگذارد. بنابراین، برای جلوگیری از افزایش غیرضروری مخارج سلامت و استفاده مناسب از منابع مالی جهت بهبود وضعیت سلامت، ممکن است تجدیدنظر در پرداخت حقوق پزشکان راه‌حل مناسبی باشد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر تأثیر مثبت تعداد پزشکان بر روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات مگازینو و مل[۲] و رضایی و همکاران[۸] دارد.

– نرخ بیکاری: این متغیر 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. در مورد نحوه اثرگذاری نرخ بیکاری بر مخارج سلامت دو دیدگاه وجود دارد: بر اساس دیدگاه اول، 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[۸]. هم‌چنین از آنجا که افزایش بیکاری، موجب کاهش درآمد و بالتبع تقاضا برای خدمات سلامت می‌شود، هزینه‌های بخش سلامت را کاهش می‌دهد. در مقابل دیدگاه دوم معتقد است که بیکاران از سلامت کمتری نسبت به افراد شاغل بهره‌مند می‌باشند. بنابراین بیکاری باعث بدترشدن وضعیت سلامت و در نتیجه افزایش مخارج بخش سلامت می‌شود[۶]. نتایج این تحقیق، منطبق بر دیدگاه اول و بسیار حائز اهمیت است و به بهبود سیاست‌های اشتغال‌زایی تأکید دارد.

لازم به‌ذکر است که متغیرهای نهایی را نمی‌توان در یک مدل به‌عنوان نتیجه ارائه کرد. زیرا تحقیق با فرض عدم اطمینان مدل انجام گرفته است. اما می‌توان بیان داشت که اگر محققی قصد بررسی اثر متغیری را بر روی مخارج سلامت در ایران و در چارچوب عوامل مؤثر بر آن داشته باشد، پیشنهاد می‌شود به نتایج این تحقیق توجه ویژه‌ای داشته باشد؛ زیرا متغیرهای به‌دست‌آمده در حضور تعداد زیادی از متغیرها که بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی بر هزینه‌های بخش سلامت اثرگذار هستند، اثر خود را حفظ کرده و نتایج به‌دست‌آمده به‌دلیل عدم شکنندگی متغیرهای به‌دست‌آمده قابل اتکا می‌باشند. نکته بسیار مهم دیگر در نتایج این تحقیق که باید به آن توجه کرد این است که افزایش هزینه‌های سلامت در جامعه به خودی خود، مطلوب یا نامطلوب نیست. بلکه قضاوت در این خصوص، به منبع افزایش هزینه‌های سلامت مربوط می‌شود. اگر منبع افزایش هزینه‌های سلامت باعث اتلاف منابع مالی جامعه و کاستن از هزینه‌کرد سایر بخش‌های جامعه که می‌توانست در جهت ارتقای توسعه کشور واقع شود، باشد، این منبع افزایش هزینه‌ها نامطلوب است. اما اگر منبع افزایش هزینه‌های سلامت در جهت ارتقای سلامت عمومی و در نتیجه افراد سالم برای نیل به توسعه کشور باشد، این منبع، افزایش هزینه‌ها مطلوب است.

**جدول ۱ – تعریف متغیرهای پژوهش**

| ردیف | متغیر | تعریف |
|---|---|---|
| ۰ | HE | سرانه هزینه‌های بخش سلامت (متغیر وابسته) |
| ۱ | HE (-1) | وقفه متغیر وابسته |
| ۲ | GDPpc | تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص درآمد سرانه) |
| ۳ | PHY | سرانه تعداد پزشکان به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت |
| ۴ | BED | سرانه تعداد تخت‌های بیمارستان به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت |
| ۵ | LIT | درصد کل باسوادی در افراد بالای ۱۵ سال |
| ۶ | LE | امید به زندگی در بدو تولد |
| ۷ | GE | سهم هزینه‌های دولت از تولید ناخالص داخلی (شاخص اندازه دولت) |
| ۸ | PHE | سهم هزینه‌های عمومی سلامت از کل هزینه‌های سلامت |
| ۹ | INF | نرخ تورم |
| ۱۰ | UNE | نرخ بیکاری |
| ۱۱ | SW | درصد جمعیت با دسترسی به آب سالم |
| ۱۲ | HW | درصد جمعیت با دسترسی به فاضلاب‌های بهداشتی |
| ۱۳ | POP | جمعیت کل |
| ۱۴ | BIR | نرخ خام زاد و ولد در ۱۰۰۰ نفر |
| ۱۵ | MOR | نرخ خام مرگ و میر در ۱۰۰۰ نفر |
| ۱۶ | FLP | نرخ مشارکت نیروی کار زنان |
| ۱۷ | UP | سهم جمعیت شهری از کل جمعیت (نرخ شهرنشینی) |
| ۱۸ | DR | نسبت مجموع جمعیت کمتر از ۱۵ و بیش‌تر از ۶۴ سال به جمعیت۶۴-۱۵ سال ( شاخص بار تکفل) |
| ۱۹ | CO2 | میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید (شاخص آلودگی هوا) |
| ۲۰ | PM10 | میزان ذرات معلق با قطر کمتر از ۱۰ میکرومتر (شاخص آلودگی هوا) |
| ۲۱ | EI | شدت مصرف انرژی |
| ۲۲ | WAR | متغیر مجازی جنگ که طی سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹ مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر می‌پذیرد. |

**جدول ۲ – خلاصه محاسبات مربوط به مرحله‌ی اول فرآیند نمونه‌گیری**

| مرحله‌ی اول | | | | |
|---|---|---|---|---|
| متغیر | نمونه اول شامل ۱۰۰۰۰ رگرسیون | | نمونه آخر شامل ۲۵۰۰۰ رگرسیون | |
| | ضریب پسین | احتمال پسین | ضریب پسین | احتمال پسین |
| HE(-1) | ۰/۴۵۲ | ۰/۳۲۵ | ۰/۳۸۴ | ۰/۲۵۲ |
| GDPpc | ۰/۷۲۱ | ۰/۹۴۸ | ۰/۷۵۲ | ۰/۹۸۵ |
| PHY | ۰/۱۸۲ | ۰/۳۲۲ | ۰/۱۸۹ | ۰/۳۸۴ |
| BED | -۰/۲۸۱ | ۰/۱۲۸ | -۰/۳۲۱ | ۰/۲۴۱ |
| LIT | ۰/۲۱۸ | ۰/۱۱۲ | -۰/۱۹۳ | ۰/۰۴۲ |
| LE | -۰/۰۵۱ | ۰/۰۴۹ | -۰/۱۱۶ | ۰/۱۰۵ |
| GE | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۹۴ |
| PHE | ۰/۳۲۶ | ۰/۷۸۱ | ۰/۳۰۵ | ۰/۷۸۴ |
| INF | -۰/۰۸۵ | ۰/۲۶۱ | -۰/۰۵۸ | ۰/۱۶۶ |
| UNE | -۰/۰۴۲ | ۰/۲۵۲ | -۰/۰۶۸ | ۰/۳۴۲ |
| SW | -۰/۰۰۸ | ۰/۲۱۵ | -۰/۰۱۴ | ۰/۱۵۷ |
| HW | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۴۸ | -۰/۰۰۲ | ۰/۱۱۵ |
| POP | ۱/۵۲۲ | ۰/۰۸۹ | ۱/۴۶۲ | ۰/۱۲۲ |
| BIR | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۶۵ |
| MOR | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۷۲ |
| FLP | ۰/۱۲۵ | ۰/۱۸۸ | ۰/۱۰۸ | ۰/۱۲۲ |
| UP | ۱/۲۸۶ | ۰/۹۱۸ | ۱/۲۵۱ | ۰/۹۲۵ |
| DR | ۰/۲۸۵ | ۰/۷۵۱ | ۰/۳۲۲ | ۰/۵۸۴ |
| CO2 | ۰/۱۲۲ | ۰/۲۰۸ | ۰/۰۸۵ | ۰/۱۶۸ |
| PM10 | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۵۵ | ۰/۰۵۱ | ۰/۱۱۹ |
| EI | ۰/۱۵۶ | ۰/۱۲۲ | ۰/۲۱۴ | ۰/۲۰۱ |
| WAR | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۹۲ | ۰/۰۰۸ | ۰/۱۷۴ |

**جدول ۳ - خلاصه محاسبات مربوط به مرحله‌ی دوم فرآیند نمونه‌گیری**

| مرحله‌ی دوم | | | | |
|---|---|---|---|---|
| متغیر | نمونه اول شامل ۵۰۰۰ رگرسیون | | نمونه آخر شامل ۱۵۰۰۰ رگرسیون | |
| | ضریب پسین | احتمال پسین | ضریب پسین | **احتمال پسین** |
| HE(-1) | ۰/۴۸۴ | ۰/۲۸۸ | ۰/۳۵۹ | ۰/۲۴۵ |
| GDPpc | ۰/۷۲۵ | ۰/۹۶۲ | ۰/۷۰۱ | ۰/۹۸۱ |
| PHY | ۰/۱۸۵ | ۰/۳۹۱ | ۰/۲۰۲ | ۰/۴۸۵ |
| BED | -۰/۲۲۸ | ۰/۱۴۴ | -۰/۱۸۶ | ۰/۱۰۵ |
| LIT | ۰/۱۰۱ | ۰/۰۸۱ | -۰/۱۴۸ | ۰/۲۲۵ |
| LE | -۰/۰۸۱ | ۰/۰۴۸ | -۰/۱۷۷ | ۰/۱۰۲ |
| GE | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۶۵ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۳۹ |
| PHE | ۰/۳۲۵ | ۰/۸۲۴ | ۰/۲۹۱ | ۰/۸۱۵ |
| INF | -۰/۰۹۲ | ۰/۱۸۵ | -۰/۰۶۶ | ۰/۱۷۲ |
| UNE | -۰/۰۴۲ | ۰/۴۵۱ | -۰/۰۶۹ | ۰/۳۸۱ |
| SW | -۰/۰۱۲ | ۰/۱۹۲ | -۰/۰۲۱ | ۰/۱۳۲ |
| HW | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۵۵ | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۸۴ |
| POP | ۱/۸۵۴ | ۰/۱۲۲ | ۱/۵۵۸ | ۰/۱۵۱ |
| BIR | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۵۵ |
| MOR | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۵۴ | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۸۲ |
| FLP | ۰/۱۲۶ | ۰/۱۴۸ | ۰/۱۰۶ | ۰/۱۰۱ |
| UP | ۱/۲۸۶ | ۰/۹۱۸ | ۱/۲۵۱ | ۰/۹۲۵ |
| DR | ۰/۲۹۲ | ۰/۶۶۲ | ۰/۲۶۶ | ۰/۵۰۱ |
| CO2 | ۰/۱۰۹ | ۰/۱۸۵ | ۰/۰۷۷ | ۰/۱۴۲ |
| PM10 | ۰/۰۵۱ | ۰/۰۶۱ | ۰/۰۵۸ | ۰/۱۱۵ |
| EI | ۰/۱۵۷ | ۰/۱۰۲ | ۰/۱۶۶ | ۰/۰۸۵ |
| WAR | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۰۶ | ۰/۱۲۵ |

جدول ٤ – خلاصه محاسبات مربوط به نتایج فرآیند دو مرحله نمونه‌گیری

| ردیف | متغیر | احتمال پسین | ضریب پسین | انحراف معیار پسین | نسبتی از رگرسیون‌ها با \|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 | WAR | ۰/۱۲۵ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۸۱ |
| ۱۴ | PM10 | ۰/۱۱۵ | ۰/۰۵۸ | ۰/۰۴۸ | ۰/۱۸۸ |
| ۱۵ | BED | ۰/۱۰۵ | −۰/۱۸۶ | ۰/۰۷۲ | ۰/۰۷۹ |
| ۱۶ | LE | ۰/۱۰۲ | −۰/۱۷۷ | ۰/۵۸۳ | ۰/۰۴۲ |
| ۱۷ | FLP | ۰/۱۰۱ | ۰/۱۰۶ | ۱/۵۵۴ | ۰/۰۱۸ |
| ۱۸ | EI | ۰/۰۸۵ | ۰/۱۶۶ | ۱/۸۵۲ | ۰/۰۱۶ |
| ۱۹ | HW | ۰/۰۸۴ | −۰/۰۰۲ | ۰/۰۴۵ | ۰/۰۰۲ |
| ۲۰ | MOR | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۱۲ |
| ۲۱ | BIR | ۰/۰۵۵ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۸۵ | ۰/۰۰۱ |
| ۲۲ | GE | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۹۲ | ۰/۰۰۱ |

**Reference:**

1- Newhouse J. Medical care expenditures; a cross national study, J Hum Resource, 1977; 12: 10-26.
2- Magazzino C and Mele M. The Determinants of health expenditure in Italian regions, International Journal of Economics & Finance, 2012; 4(3): 61-72.
3- Wang Z. The determinants of health expenditures: evidence from US state-level data, Applied Economics, 2009; 41(4): 429-35.
4- Ang JB. The determinants of health care expenditure in Australia, Applied Economics Letters, 2009; 17(4): 639-44.
5- Bilgel F and Tran. K.C. The determinants of Canadian provincial health expenditures: evidence from a dynamic panel, 2012; 45(2): 201-12.
6- Hosoya, K. Determinants of health expenditures: Stylized facts and a new signal, Modern Economy, 2014; 5: 1171-80.
7- Fattahi M, Osari A, Sadegi H and Asgharpur H. Effects of air pollution on public spending for health: Comparative developing and developed countries, Journal of Economic Development, 2013; 3(11): 111-32. [In Persian]
8- Rezaei S, Dindar A, Rezapour A. health care expenditures and their determinants: Iran provinces (2006-2011), Journal of Health Administration, 2016; 19 (63): 81-90. [In Persian]
9- Liu, C and Maheu, J. M. Forecasting realized volatility: A Bayesian Model-Averaging approach, Article first published online: Journal of Applied Econometrics, 2009; 22: 4-6.
10- Draper, D. Assessment and propagation of model uncertainty, Journal of the Royal Statistical Society, 1995; 57: 45-70.
11- Sala-i-Martin X, Doppelhofer G and Miller R. Determinants of long-Term growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) approach, The American economic review, 2004; 94: 813-35.
12- Leamer E. Let's take the con Out of econometrics, American Economic Review, 1983; 73: 31-43.
13- Noble RB. Multivariate applications of Bayesian Model Averaging, Working Paper, 2000.
14- George EI, McCulloch RE. Variable selection via Gibbs sampling, Journal of the American Statistical Association, 1993; 88: 881-889.

Received: 19/ Jun/ 2016, Modified: 19/ Dec/ 2016, Accepted: 20/ Dec/ 2016

# Robust Determinants of Health Sector Costs in Iran: Bayesian Model Averaging Approach

**Alizadeh M[1], Golkhandan A[2]**

## Abstract

**Introduction:** Identify of factors that influence on health costs can be useful in determine the best policy to control and manage the health costs. Previous studies in this area has been done with assumption the certainty of model; While the lack of attention to the problem of model uncertainty can lead to bias and lack of performance in estimation of parameters that result is inappropriate forecasts and incorrect statistical inference. So, the main objective of this study is identify the robust determinants of health sector costs in Iran under uncertainty of model.

**Methods:** This study uses the statistical data of 22 variables that affect health sector costs based on theoretical and empirical studies, is paid to identify the robust determinants of these costs in Iran during 1979-2013. For this purpose is used the Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) approach (due to favorable characteristics for the assumption of model uncertainty). Also, the statistical analyzes were performed using the R software.

**Results:** estimation of 40000 regression and Bayesian averaging from the coefficients shows that per capita income with the possibility of 0.98 and coefficient of 0.70, urbanization rate with the possibility of 0.93 and coefficient of 1.25, per capita public health costs with the possibility of 0.83 and coefficient of 0.29, dependency ratio with the possibility of 0.50 and coefficient of 0.27, physician per capita with the possibility of 0.49 and coefficient of 0.20 and the unemployment rate with the possibility of 0.38 and coefficient of -0.07, are non-fragile and robust variables.

**Conclusion:** The results indicate that the most important determinants of health sector costs in Iran are respectively: per capita income, urbanization rate, per capita public health costs, dependency ratio, physician per capita and unemployment rate. The effect of all these variables on per capita health sector costs in the long run are sure and strong.

**Keywords:** Health Sector Costs, Uncertainty of Model, Bayesian Model Averaging Approach, Iran.

1- Assistant Professor Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khoram Abad, Iran

2- Ph.D student Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khoram Abad, Iran, Correspondent author, Email: golkhandana@gmail.com