

سلامت؛ کالایی لوکس یا ضرور در ایران؟

ابوالقاسم گل خندان - دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی دانشگاه لرستان

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی اهمیت و جایگاه درآمد در تعیین هزینه‌های سلامت (در قیاس با دیگر متغیرهای مؤثر) و تعیین لوکس یا ضرور بودن سلامت بعنوان یک کالای مصرفی، در ایران است. به این منظور، از داده‌های سالانه دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ و رویکرد میانگین‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیک (BACE) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که درآمد سرانه با احتمال ۰/۹۸، قویترین تعیین‌کننده هزینه‌های سلامت در ایران است. کشتش درآمدی سلامت نیز نزدیک به ۰/۷۰ برآورد شده که نشان‌دهنده آن است که سلامت در ایران یک کالای ضرور است. براین اساس، پیشنهاد می‌شود که خدمات سلامت از راه بودجه‌های عمومی و دولتی تأمین مالی شود و دولت در خدمات سلامت دخالت کند.

درآمد

۱۳ کشور OECD استفاده کرد و به این نتیجه رسید که سهم هزینه‌های سلامت با افزایش درآمد بیشتر می‌شود. پس از آن، مطالعات گسترده‌ای در راستای اندازه‌گیری شدت و بزرگی این اثرگذاری در راستای هدفهای سلامت و کاربردهای مالی و سیاستی آن صورت گرفت که نتایج این مطالعات را می‌توان در دو بخش اصلی تقسیم‌بندی کرد:

دسته نخست شامل مطالعاتی می‌شد که نتایج حاصل از تخمین داده‌های آنها نشان می‌دهد که کشتش درآمدی هزینه‌های سلامت در حوزه مورد بررسی بزرگتر از یک بوده و بنابراین، ماهیت این هزینه‌ها از نوع هزینه‌های لوکس است. در ادامه این مطالعات

یکی از چالشهای اساسی در حوزه اقتصاد سلامت، شناسایی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت است. بررسی عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های سلامت، موضوعی است که از دهه ۱۹۷۰ مورد توجه اقتصاددانان بوده است. یکی از نخستین بررسیها در این زمینه در سال ۱۹۷۷ توسط نیوهاوس انجام گرفت. نیوهاوس (۱۹۷۷) این پرسش را مطرح می‌کند که چه عواملی، مقدار منابعی را تعیین می‌کند که یک کشور در راه سلامت هزینه می‌کند؟ وی، از تحلیل رگرسیون مقطعی از هزینه‌های سلامت روی درآمد سرانه در

جدول (۱): خلاصه‌ای از منتخب مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در زمینه موضوع تحقیق

پژوهشگر	نمونه آماری	نوع داده‌ها	روش	کشش درآمدی
پارکین و همکاران (۱۹۸۷)	کشورهای OECD (۱۹۸۰)	مقطعی	OLS	کوچکتر از یک
مورتی و اکپولو (۱۹۹۴)	ایالات متحده (۱۹۸۷-۱۹۶۰)	سری زمانی	یوهانسن	بزرگتر از یک
هانسن و کینگ (۱۹۶۶)	۲۰ کشور عضو OECD (۱۹۸۷-۱۹۶۰)	سری زمانی	OLS	نبودن رابطه بلندمدت
رابرتس (۱۹۹۹)	۲۰ کشور عضو OECD (۱۹۹۳-۱۹۶۰)	تابلویی	ARDL پانلی	بزرگتر از یک
کلمنت و همکاران (۲۰۰۴)	کشورهای عضو OECD (۱۹۹۷-۱۹۶۰)	سری زمانی	OLS	بزرگتر از یک
وانگ (۲۰۰۹)	ایالت‌های آمریکا (۲۰۰۳-۱۹۹۹)	تابلویی	RE	کوچکتر از یک
آنگ (۲۰۱۰)	استرالیا (۲۰۰۳-۱۹۶۰)	سری زمانی	DOLS	بزرگتر از یک
ژو و همکاران (۲۰۱۱)	۱۴۳ کشور (۲۰۰۸-۱۹۹۵)	تابلویی	GMM و FE	کوچکتر از یک
پان و لیو (۲۰۱۲)	استانهای چین (۲۰۰۶-۲۰۰۲)	تابلویی	RE و FE	کوچکتر از یک
بیلگل و تران (۲۰۱۲)	استانهای کانادا (۲۰۰۲-۱۹۷۵)	تابلویی	GMM	کوچکتر از یک
مگازینو و مل (۲۰۱۲)	استانهای ایتالیا (۲۰۰۹-۱۹۸۰)	تابلویی	GMM و POLS	کوچکتر از یک
صمدی و همایی راد (۲۰۱۳)	کشورهای عضو ECO (۲۰۰۹-۱۹۹۵)	تابلویی	FE و CUP-FM	کوچکتر از یک
هوسویا (۲۰۱۴)	۲۰ کشور عضو OECD (۲۰۰۶-۱۹۸۵)	تابلویی	FE	نزدیک به یک
بهشتی و سجودی (۱۳۸۶)	ایران (۱۳۸۳-۱۳۳۸)	سری زمانی	یوهانسن و ARDL	نزدیک به یک
مهرآرا و فضائی (۱۳۸۸)	کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (۲۰۰۵-۱۹۹۵)	تابلویی	DOLS	کوچکتر از یک
مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰)	۱۱۴ کشور در حال توسعه (۲۰۰۷-۱۹۹۵)	تابلویی	DOLS	بزرگتر از یک
رضایی و همکاران (۱۳۹۴)	استانهای ایران (۱۳۹۰-۱۳۸۵)	تابلویی	FE	کوچکتر از یک

یادداشتها: OLS: حداقل مربعات معمولی، ARDL خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی، FE: اثرات ثابت، DOLS: حداقل مربعات معمولی

پویا، GMM: حداقل مربعات معمولی اصلاح شده، RE: اثرات تصادفی، POLS: حداقل مربعات معمولی تلفیقی، ECO: سازمان همکاری‌های

اقتصادی، CUP-FM: روش به روزرسانی و کاملاً تعدیل شده.

مأخذ: یافته‌های پژوهش براساس مطالعات تجربی

طرف تقاضا و فاکتورهای طرف عرضه طبقه‌بندی می‌شود که فاکتورهای طرف تقاضا شامل متغیرهایی مانند: درآمد، نرخ بیکاری، باسواد، شهرنشینی، آلودگی هوا، درصد افراد بالای ۶۴ سال و زیر ۱۵ سال و فاکتورهای طرف عرضه شامل متغیرهایی مانند: پزشک، تخت، دندانپزشک، داروساز و داروخانه می‌شود (بالتاجی و مسکون، ۲۰۱۰).

با توجه به این توضیحات، هدف اصلی در این نوشتار، بررسی اهمیت و جایگاه درآمد در تعیین هزینه‌های سلامت (در سنجش با دیگر متغیرهای مؤثر) و تعیین لوکس یا ضرور بودن سلامت بعنوان یک کالای مصرفی، در سایه نامطمئن بودن مدل در ایران است. به این منظور از اطلاعات آماری و داده‌های سری زمانی ۲۴ متغیر مؤثر بر هزینه‌های سلامت براساس مبانی نظری و مطالعات تجربی (شامل درآمد) در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ و رویکرد میانگین‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیک^۲ (به علت ویژگی‌های مناسب برای در نظر گرفتن فرض مطمئن نبودن مدل) استفاده شده است.

روش کار

با پیشرفتهای اقتصادسنجی، مسئله روشن نبودن مدل درست در چارچوب روش بیزی قابل بررسی است. در این روش با به‌کارگیری قوانین احتمال در الگوسازی به آزمون مدل‌های گوناگون پرداخته می‌شود و از میان انبوهی از متغیرهای توضیحی، مهمترین و مؤثرترین متغیرهای اثرگذار بر متغیر وابسته مشخص می‌شود. راه‌حل بیزی برای مسئله نبود اطمینان، مدل میانگین‌گیری بیزی (BMA) نام دارد که در آن مقادیر موردنظر بیشتر از راه میانگین‌گیری وزنی مقادیر مدل‌های خاص محاسبه می‌شود. وزنها به اندازه حمایت داده‌ها از مدل موردنظر بستگی دارد که توسط احتمال‌های پسین هر مدل اندازه‌گیری می‌شوند. اصل اساسی در این روش آن است که با مدل‌ها و پارامترهای مرتبط با

نتیجه گرفته شد که بخش خدمات سلامت نیز باید همچون دیگر کالاها و خدمات اقتصادی در نظر گرفته شده و تعادل در این زمینه به نیروهای بازار واگذار شود. اما از سوی دیگر و در سالهای اخیر مطالعاتی صورت گرفته که با بهره‌گیری از روابط آماری متفاوت، بر کمتر از یک بودن کشش‌های درآمدی این هزینه‌ها تاکید داشته و با ضرور دانستن این هزینه‌ها، دخالت بیش از بیش دولت در تأمین مالی خدمات ارائه شده از سوی این حوزه در کشورهای گوناگون را توصیه کرده است (دی ماتئو، ۲۰۰۳).

نخستین بار نیوهاوس در بررسی‌های خود به ماهیت دوگانه خدمات سلامت در کشورهای صنعتی و توسعه‌یافته در سنجش با دیگر کشورها اشاره می‌کند و بر آن است که در جوامع توسعه‌یافته، ماهیت هزینه‌های بهداشتی بیشتر برای فرار از بیماری‌های اپیدمیک^۱ و مرگ‌ومیرهای عفونی و زودرس که بیشتر شهروندان در جوامع کمتر توسعه‌یافته با آن روبه‌رویند، نبوده است، بلکه در این کشورها مردمان بیشتر برای خدماتی از سلامت هزینه می‌کنند که در راستای به تعویق انداختن مرگ‌ومیر، به‌دست آوردن آرامش بیشتر در برابر تشش و اضطراب، تشخیص‌های بهتر و دقیقتر است که این نیز تا اندازه‌ای می‌تواند کشش‌های متفاوت درآمدی را در کشورهای گوناگون از دیدگاه توسعه اقتصادی باعث شود. با این همه، هنوز به بررسی‌هایی برمی‌خوریم که در مورد مناطقی همسان در کشورهای جهان (برای نمونه کشورهای عضو OECD) با استفاده از روش‌های گوناگون آماری انجام می‌گیرد و گویای کشش‌های متفاوتی است. در جدول (۱) گزیده‌ای از بررسی‌های تجربی (به ترتیب خارجی و داخلی) آمده است.

در بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت، برخی از عوامل غیردرآمدی دیگر در توضیح نوسانهای هزینه‌های سلامت مطرح شده است. برسرهم، عوامل اثرگذار بر هزینه‌های سلامت به دو دسته فاکتورهای

● بر سرهم، عوامل اثرگذار بر هزینه‌های سلامت به دو دسته فاکتورهای طرف تقاضا و فاکتورهای طرف عرضه طبقه‌بندی می‌شود که فاکتورهای طرف تقاضا شامل متغیرهایی مانند: درآمد، نرخ بیکاری، باسوادی، شهرنشینی، آلودگی هوا، درصد افراد بالای ۶۴ سال و زیر ۱۵ سال و فاکتورهای طرف عرضه شامل متغیرهایی مانند: پزشک، تخت، دندانپزشک، داروساز و داروخانه می‌شود.

مناسب، اقدام به برآورد آن عامل می‌کنیم.

موارد بالا و بسیاری دیگر از مزیت‌های اقتصادسنجی بیزی نسبت به اقتصادسنجی کلاسیک باعث شده است که پژوهشگران بیش از پیش به این رویکرد توجه کنند؛ ضمن این‌که استفاده از رایانه و برنامه‌های نرم‌افزاری پیشرفته محاسباتی نیز زمینه را برای به‌کارگیری این روش در پژوهش‌های کاربردی بسیاری هموار ساخته است. مدل میانگین‌گیری به لحاظ مفهومی بسیار ساده است. این روش اطلاعات نمونه‌ای موجود در تابع درست‌نمایی برای یک مدل خاص را با وزنهای معینی از مدل یا احتمالات پسین مدل، ترکیب و از این راه توزیع پارامترهای ناشناخته را در میان مدلها برآورد می‌کند. متدولوژی میانگین‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیک (BACE) در اصل شکل گسترش‌یافته BMA است که در آن برآوردهای همه مدلها را که در واقع برگرفته از مفهوم بیز است، با مجموعه‌ای از برآوردهای کلاسیک به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) ترکیب می‌کند که با توجه به فروض پیشین متفاوت حاصل می‌شود. علت انتخاب نام BACE این است که در همان حال که میانگین‌گیری از مدلها بر پایه قاعده بیزی صورت می‌گیرد، این روش از اطلاعات پیشین استفاده می‌کند و یک روش از خانواده اقتصادسنجی کلاسیک را مورد استفاده قرار می‌دهد. برخلاف روش معمول BMA که نیازمند تعیین و تصریح توزیع پیشین برای همه پارامترهاست، روش BACE تنها به توزیع

آن، بعنوان پدیده‌هایی غیرقابل مشاهده رفتار و توزیع آنها را بر مبنای داده‌ها و اطلاعات قابل مشاهده برآورد می‌کند (دراپر، ۱۹۹۵).

در این سالها اقتصادسنجی بیزی با گسترش قوانین احتمال در الگوسازی توانسته تحولی بزرگ در اقتصادسنجی پدید آورد. تغییرات ایجاد شده در الگوسازی (نسبت به اقتصادسنجی متعارف) را می‌توان در موارد زیر خلاصه کرد: الف. برای داشتن یک الگوی خوب، همواره دوگونه نبود اطمینان وجود دارد: نخست در انتخاب متغیر و دوم، در انتخاب مدل (نوع، تعداد و ترکیب متغیرها). اقتصادسنجی بیزی گذشته از غلبه بر نبود اطمینان در انتخاب متغیرهای مؤثر، توانسته نبود اطمینان در انتخاب مدل را نیز از میان بردارد. ب. اقتصادسنجی بیزی «اطلاعات پیشین» پژوهشگر را وارد می‌کند و در محاسبه ضرایب متغیرها، نقش او را در تصمیم‌گیری در مورد این محاسبه پررنگتر می‌کند. بسیاری کسان برآنند که اطلاعات به‌دست آمده از داده‌ها به تنهایی برای به‌دست آوردن تخمینی مطمئن از ضرایب کافی نیست. به‌همین علت اقتصادسنجی بیزی با وارد کردن اطلاعات قبلی پژوهشگر، نبود اطمینان ناشی از انتخاب و شیوه اثرگذاری متغیرها را تا اندازه زیادی کاهش داده است. از سوی دیگر، داشتن اطلاعات بیشتر در مورد متغیرها نسبت به نداشتن آن بهتر است و این اطلاعات باعث روشنتر شدن مدل خواهد شد. البته در صورت عدم تمایل به استفاده از این اطلاعات یا نداشتن چنین اطلاعاتی، امکان در نظر گرفتن در تخمین ضرایب نیز در اقتصادسنجی بیزی فراهم شده است. بر سرهم می‌توان گفت که امکان استفاده از «اطلاعات گذشته» در اقتصادسنجی بیزی یک مزیت مهم نسبت به اقتصادسنجی متعارف به‌شمار می‌آید؛ پ. در اقتصادسنجی بیزی برای هر پدیده‌ای که از آن اطلاع نداشته باشیم (مانند پارامترها و یا حتی خود مدل بهینه و...) یک توزیع در نظر می‌گیریم و سپس با نمونه‌گیری فراوان بر مبنای الگوریتمهای

دوره زمانی مورد بررسی ۳۵ ساله (۱۳۹۲-۱۳۵۸) است. متغیرهای به کار گرفته شده در این پژوهش شامل ۲۵ متغیر (۲۴ متغیر مستقل و یک متغیر وابسته)، از گروههای شاخصهای عمومی سلامت، شاخصهای اجتماعی اقتصادی سلامت، شاخصهای هزینه در بخش سلامت، شاخصهای منابع فیزیکی و انسانی سلامت، شاخصهای وضع سلامت و... و به شرح جدول (۲) است. متغیرهای مطرح شده با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی، ساختار اقتصاد ایران و در دسترس بودن، انتخاب شده است. اطلاعات مربوط به این متغیرها از منابع آماری

پیشین پارامترهای موردنظر در مدل‌های مورد استفاده نیاز دارد. به سخن دیگر، اگر حجم انتخابی مدل پایه K باشد، نیازمند تعیین تنها توزیع پیشین همین اندازه از پارامترها هستیم. مزیت دیگر این روش آن است که در رهیافت BMA تفسیر برآوردهای حاصل، به صورت مستقیم برای اقتصاددانان ممکن نیست زیرا، وزنه‌های انتخاب شده برای مدل‌های گوناگون، متناسب با لگاریتم تابع درست‌نمایی است که با درجه آزادی مرتبط است، درحالی‌که در روش BACE، برآوردها تنها با روش OLS به صورت تکراری حاصل می‌شود و تفسیر آنها ساده است (سالایی و همکاران، ۱۵۰:۲۰۰۴).

جدول (۲): متغیرهای به کار گرفته شده در پژوهش

علائم انتظاری	تعریف	متغیر	ردیف	گروه متغیر در شاخص‌های آماری سلامت
متغیر وابسته	سرانه هزینه‌های بخش سلامت	HE	۰	-
+	تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص درآمد سرانه)	GDPpc	۱	شاخص‌های اقتصادی اجتماعی
مبهم	درصد کل باسوادی در افراد بالای ۱۵ سال	LIT	۲	
مبهم	نرخ تورم	INF	۳	
+	سرانه شمار پزشکان به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر	PHY	۴	شاخص‌های منابع فیزیکی و انسانی
+	سرانه شمار تخت‌های بیمارستان به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر	BED	۵	
مبهم	امید به زندگی در بدو تولد	LE	۶	شاخص‌های وضع
+	سهم هزینه‌های عمومی سلامت از کل هزینه‌های سلامت	PHE	۷	شاخص‌های هزینه
مبهم	نرخ بیکاری	UNE	۸	شاخص‌های اقتصادی اجتماعی عمومی
-	درصد جمعیت با دسترسی به آب سالم	SW	۹	
-	درصد جمعیت با دسترسی به فاضلاب‌های بهداشتی	HW	۱۰	
مبهم	جمعیت کل	POP	۱۱	شاخص‌های عمومی
+	نرخ خام زاد و ولد در ۱۰۰۰ نفر	BIR	۱۲	
مبهم	نرخ خام مرگ و میر در ۱۰۰۰ نفر	MOR	۱۳	
مبهم	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 ۱۵-۶۴ سال (شاخص بار تکفل)	DR	۱۶	
+	وقفه متغیر وابسته	HE (-1)	۱۷	شاخص‌های زیست‌محیطی
+	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 در سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹ مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر می‌پذیرد.	WAR	۲۴	

● درآمد سرانه با احتمال ۰/۹۸، قویترین تعیین‌کننده هزینه‌های سلامت در ایران است. کشش درآمدی سلامت نیز نزدیک به ۰/۷۰ برآورد شده که نشان‌دهنده آن است که سلامت در ایران یک کالای ضرور است. براین اساس، پیشنهاد می‌شود که خدمات سلامت از راه بودجه‌های عمومی و دولتی تأمین مالی شود و دولت در خدمات سلامت دخالت کند.

مدل نمونه‌برداری کرد. به پیروی از سلاهی مارتین و همکاران (۲۰۰۴) با تعیین یک فرآپارامتر که اندازه انتظاری مدل است و در این نوشتار مساوی شش در نظر گرفته شده، محاسبات انجام گرفته است. عدد شش با توجه به کارهای تجربی که در گذشته صورت گرفته، انتخاب شده است. این عدد گویای این نکته است که انتظار می‌رود سرانجام شش متغیر بعنوان متغیرهای غیرشکننده توسط فرایند محاسبات معرفی شود. ولی، روشن است که ممکن است سرانجام کمتر یا بیشتر از ۶ متغیر غیرشکننده باشد. با این فرض، احتمال پیشین ورود هر متغیر به دست می‌آید. با توجه به اینکه شمار متغیرهای مستقل در این پژوهش ۲۴ است، بنابراین با تقسیم عدد شش به عدد ۲۴، احتمال پیشین ورود هر متغیر کمابیش ۰/۲۵ به دست می‌آید. الگوریتم مورد نیاز برای نمونه‌گیری از فضای مدل، در بسته‌های نرم‌افزاری موجود یافت نمی‌شود. از همین رو، برای نمونه‌گیری تصادفی و برآورد رگرسیونهای نمونه‌گیری شده، از نرم‌افزار R برای کدنویسی برنامه مورد نیاز استفاده شده است.

در ابتدا، با به دست آوردن نمونه‌ای شامل ۱۰ هزار رگرسیون از فضای مدل، ضرایب و انحراف معیار متغیرها محاسبه شده و احتمال پسین هر متغیر از مجموع احتمال پسین مدل‌هایی که شامل متغیر است، به دست آمده است. در ادامه نمونه دیگری شامل ۱۰ هزار رگرسیون از فضای مدل نمونه‌گیری شده و با

گونگون از جمله بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و شاخصهای توسعه جهانی (WDI) گرفته شده است. در ضمن، همه متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده است زیرا استفاده از مقادیر مطلق داده‌ها به علت نوسانهای موجود در طول دوره، باعث می‌شود که الگو نتواند همه نوسانها را پوشش دهد و از این رو استفاده از مقادیر لگاریتمی داده‌ها، دامنه این نوسانها را تا اندازه زیادی تعدیل می‌کند. نکته مهمتر آنکه با لگاریتم گرفتن از متغیرها، ضرایب تخمینی مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کند، به این معنا که مقدار این ضرایب نشان‌دهنده اندازه تغییر در متغیر وابسته، به ازای یک درصد تغییر در متغیر مستقل، با فرض ثبات دیگر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه‌گیری است. با در نظر گرفتن این متغیرها در کنار هم، این امکان پدید می‌آید که بتوان نتایج متفاوت کارهای تجربی را با هم سنجید و سرانجام متغیرهایی را که با حضور همه متغیرهای دیگر بر هزینه‌های بخش سلامت در ایران مؤثر است، شناسایی کرد.

نتایج تجربی

برای حصول نتیجه باید محاسبات روی همه مدلها در فضای مدل انجام گیرد. با توجه به شمار متغیرهای مورد بررسی، شمار مدل‌های موجود (براساس حضور یا عدم حضور هر متغیر) در فضای مدل 2^4 مدل است که بیش از ۱۶ میلیون مدل رگرسیونی است. به سخن دیگر، فضای مدل شامل 2^4 مدل است که با توجه به فرض مطمئن نبودن مدل، یعنی دور از اعمال نظرسنجی در انتخاب مدل باید همه مدلها بررسی 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 روز نیاز است. این در حالی است که اگر شمار متغیرها از ۲۴ به ۲۵ افزایش یابد، حجم محاسبات و زمان مورد نیاز دست‌کم دو برابر می‌شود. بنابراین، باید از فضای

جدول (۳): نتایج فرآیند نمونه‌گیری و برآوردها بر اساس دو مرحله شامل ۴۰۰۰۰ هزار رگرسیون

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	۱/۳۵۱	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

مأخذ: محاسبات پژوهش

هر متغیر، در مرحله نخست بعنوان اطلاعات داده‌ای برای آن متغیر استفاده شد. گفتنی است که در مرحله نخست، به علت فرض مطمئن نبودن مدل، از اطلاعات غیر داده‌ای و در مرحله دوم، برای رسیدن سریعتر به همگرایی از اطلاعات داده‌ای استفاده شد. در مرحله دوم نیز ابتدا یک نمونه شامل پنج 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

افزودن این نمونه به نمونه نخست، محاسبات برای ۲۰ هزار رگرسیون انجام گرفته و ضرایب و احتمالات پسین به دست آمده است. با ادامه این روند و در نمونه‌ای که شامل ۲۵ هزار رگرسیون بود، همگرایی میان ضرایب حاصل شد و با مشاهده همگرایی مرحله نخست به پایان رسید. گفتنی است که معیار همگرایی بدون تغییر بودن ضرایب پسین تا دو رقم است. برای هرچه زودتر رسیدن به پاسخ، با پیروی از سالیانی مارتین و همکاران (۲۰۰۴)، محاسبات در دو مرحله انجام گرفت، بدین‌سان که از احتمال پسین

این متغیرها است. با توجه به نتایج جدول (۳) روشن 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 یافته و به علت افزایش گمانه ما برای حضور این شش متغیر در مدل، اثر این متغیرها روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت قابل بررسی است و به عبارت دیگر این متغیرها با معنی است. در میان شش متغیر به دست آمده، همه متغیرها، جز نرخ بیکاری اثر مثبت بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت دارد. اثر بقیه متغیرها که از نظر ترتیب احتمال پسین در رتبه‌های ۷ تا ۲۴ قرار دارد، به علت کمتر شدن احتمال پسین ورود هر متغیر نسبت به احتمال پیشینشان، بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت بی معنی است؛ یعنی متغیرهای ردیف ۷ تا ۲۴ با حضور بقیه متغیرها اثر خود را بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت از دست داده است.

همچنین، برپایه نتایج جدول (۳)، متغیر درآمد سرانه، با احتمال کمابیش ۰/۹۸ نیرومندترین تعیین کننده سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران است. ضریب پسین این متغیر که به معنای کشش درآمدی سلامت است، نزدیک به ۰/۷۰ برآورد شده که نشان می‌دهد سلامت در ایران یک کالای ضرور است.

بهره سخن

تعیین کشش درآمدی سلامت و تعیین لوکس یا ضرور بودن سلامت، بعنوان یک کالا، از مسائل مهم سیاستگذاران و برنامه‌ریزان در بخش سلامت است. در این راستا، در این پژوهش به بررسی کشش درآمدی سلامت در ایران، با در نظر گرفتن فرض مطمئن نبودن مدل، در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ و با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیک (BACE) پرداخته‌ایم. به این منظور، با پیروی از سلالی مارتین و همکاران (۲۰۰۴) به نمونه‌گیری از مدل

پسین مشاهده شد. به علت همگرایی ضرایب به دست آمده، نتایج نمونه آخر شامل ۱۵ هزار رگرسیون بعنوان نتایج نهایی میانگین بیزی مدل پذیرفته شده است.

احتمال پسین ورودی متغیر عبارت است از مجموع احتمالهای پسین همه مدل‌هایی که متغیر مورد نظر را در برمی‌گیرد. بنابراین، می‌توان احتمال پسین ورود متغیر را معیاری از میانگین وزنی خوبی برازش برای مدل‌هایی دانست که شامل آن متغیر می‌شود. بنابراین، متغیرهایی که دارای احتمال پسین ورود بالایی است، نقش زیادی در خوبی برازش مدل دارد. (سالایی مارتین و همکاران، ۲۰۰۴). از همین رو، در ادامه نتایج نمونه آخر، به ترتیب نزولی احتمال پسین متغیرها مرتب شده است. در جدول (۳)، شش متغیر اول، متغیرهایی است که احتمال پسین بالاتری نسبت به احتمال ورود پیشین (که مقدار آن ۰/۲۷ است) دارد؛ 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 می‌کند که به گونه میانگین، اثر متغیر مورد بررسی بر متغیر وابسته چه اندازه است. ضرایب پسین متغیرهایی که احتمال پسین بالاتری از احتمال پیشین دارد و به عبارتی غیرشکننده است، با معنا و قابل اتکا است. به ترتیب در ستونهای چهارم و پنجم جدول (۳)، ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها آمده است و در ستون آخر نسبتی از رگرسیونها، که قدر مطلق آماره t برای متغیر مورد نظر بزرگتر از دو هست یا به عبارتی، ضریب مورد نظر در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است، بیان شده است.

از آن رو که در کنار بقیه متغیرها، انتظار ما در مورد ورود شش متغیر نخست به رگرسیون افزایش یافته است، این متغیرها نیرومند یا غیرشکننده نامیده می‌شود. دیگر متغیرها را که دارای احتمال ورود پسینی کمتر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده است، شکننده می‌نامند. شکننده بودن حاکی از حمایت کم داده‌ها از

تعیین‌کننده‌های آن: استانهای ایران (۱۳۹۰-۱۳۸۵)»، مدیریت سلامت، ۶۳: ۸۱-۹۰.

- مهرآرا، محسن و فضائی، علی اکبر (۱۳۸۸). «رابطه هزینه‌های سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)»، مدیریت سلامت، ۳۵: ۵۹-۴۹.

- مهرآرا، محسن؛ و دیگران (۱۳۹۰). «رابطه کیفیت محیط زیست و هزینه‌های بخش سلامت در کشورهای درحال توسعه»، مدیریت سلامت، ۴۶: ۷۹-۸۸.

- Ang J. B. (2009). "The determinants of health care expenditure in Australia", **Applied Economics Letters**, 17(4): 639-644.

- Baltagi, B.H. & Moscone, F. (2010). "Healthcare expenditure and income in the OECD Reconsidered: Evidence from Panel Data", **IZA DP**, No. 4851.

- Bilgel, F. & Tran. K.C. (2012). "The determinants of Canadian provincial health expenditures: evidence from a dynamic panel", **Applied Economics**, 45(2): 201-212.

- Clemente, J., et al (2004). "On the international stability of health care expenditure functions: are government and private functions similar?", **J Health Econ**, 23(3): 589-613.

- Di Matteo, L. (2003). "The income elasticity of health care spending: a comparison of parametric and nonparametric approaches", **The European Journal of Health Economics**, 4: 20-29.

- Draper, D. (1995). "Assessment and propagation of model uncertainty", **Journal of the Royal Statistical Society**, 57: 45-70.

- Hansen, P. & King, A. (1996). "The determinants of health care expenditure: a co-integration approach", **Journal of Health Economics**, 15: 127-137.

- Hosoya, K. (2014). "Determinants of health expenditures: Stylized facts and a new signal", **Modern Economy**, 5: 1171-1180.

- Liu, C. & Maheu, J.M. (2009). "Forecasting realized volatility: A bayesian model-averaging approach",

پرداخته شده و با محاسبات روی ۴۰۰۰۰ رگرسیون، در دو مرحله نتایج پژوهش به دست آمده است. با محاسبات و بررسی اثر ۲۴ عامل بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران، روشن شد که درآمد سرانه با احتمال پسین کمابیش ۰/۹۸ مهمترین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. در بسیاری از بررسیهای تجربی نیز، مانند بررسیهای نیوهاوس (۱۹۷۷) و مگازینو و مل (۲۰۱۲)، درآمد سرانه مهمترین متغیر مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت معرفی شده است. ضریب این متغیر در این نوشتار حدود ۰/۷۰ محاسبه شده است که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در درآمد سرانه، سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران را نزدیک به ۰/۷۰ درصد (کمتر از یک درصد) افزایش می‌دهد. این نتیجه گویای آن است که سلامت در ایران یک کالای ضرور به‌شمار می‌آید. نتیجه به دست آمده مبنی بر اینکه سلامت یک کالای ضرور است، با نتایج مطالعات که و همکاران (۲۰۱۱)، بیلگل و تران (۲۰۱۲) و رضایی و همکاران (۱۳۹۴) همسو است. براین اساس، پیشنهاد می‌شود که خدمات سلامت از راه بودجه‌های عمومی و دولتی تأمین مالی و دخالت دولت در زمینه خدمات سلامت، بایسته شمرده شود.

یادداشتها:

۱. بیماریهای اپیدمیک به بیماریهایی گفته می‌شود که به علت امکان انتقال از فردی به فرد دیگر می‌تواند به صورت یک اپیدمی درآید.

2. Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE)

منابع:

- بهشتی، محمد باقر و سجودی، سکینه (۱۳۸۶). «تحلیل تجربی رابطه بین مخارج بهداشتی و تولید ناخالص داخلی در ایران». **بررسی‌های اقتصادی**: ۱۳۵-۱۱۵.

- رضایی، ستار؛ و دیگران (۱۳۹۴). «مخارج سلامت و

- Roberts, J. (1999). "Sensitivity of elasticity estimates for OECD health care spending: analysis of a dynamic heterogeneous data field", **Health Economics**, 8(5): 459-472.
- Sala-i-Martin, X., et al (2004). "Determinants of long-Term growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) approach", **The American Economic Review**, 94: 813-835.
- Samadi A. & Homaierad E. (2013). "Determinants of healthcare expenditure in Economic Cooperation Organization (ECO) Countries: Evidence from panel cointegration tests", **International Journal of Health Policy and Management**, 1(1):63-68 .
- Wang Z. (2009). "The determinants of health expenditures: evidence from US state-level data", **Applied Economics**, 41(4): 429-435.
- Xu, K., Saksena, P. & Holly, A. (2011). "The determinants of health expenditure A country-level panel data analysis", **World Health Organization**.
- Article first published online: **Journal of Applied Econometrics**, 22: 4-6.
- Magazzino, C. & Mele, M. (2012). "The Determinants of health expenditure in Italian regions", **International Journal of Economics & Finance**, 4(3): 61-72.
- Murthy, N.R. & Ukpolo, V. (1994). "Aggregate health expenditure in the United States", **Applied Economics**, 26: 797-802.
- Newhouse, J.P. (1977). "Medical care expenditure: a cross-national survey", **Journal of Human Resources**, 12: 115-125.
- Pan. J. & Liu, G.G. (2012). "The determinants of Chinese provincial government health expenditures: evidence from 2002–2006 data", **Health Economics**, 21(7):757-77 .
- Parkin, D., et al (1987). "Aggregate healthcare expenditure and national income: is health care a luxury good?", **Journal of Health Economics**, 6: 109-127.