Quarterly Journal of
The Macro and Strategic Policies
Archive of SID
Autumn 2018, Volume 6, Number 3

Research Paper

Estimation of the Income Elasticity of Health Costs in Iran

*Abolghasem Golkhandan[1]

1. PhD. Candidate in Economics, Department of Business Economics, Faculty of Economics and Administration, Lorestan University, Khorramabad, Iran.

Use your device to scan and read the article online

Citation Golkhandan, A. (2018). Estimation of the Income Elasticity of Health Costs in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 6*(3), 376-397. http://dx.doi.org/10.32598/JMSP.6.3.376

http://dx.doi.org/10.32598/JMSP.6.3.376

CC BY NC

Funding: See Page 393

Received: 18 Aug 2016
Accepted: 17 Mar 2018
Available Online: 23 Sep 2018

Key words:
Health costs, Income, Bayesian approach, Model uncertainty, Iran

ABSTRACT

Estimation of the income elasticity of health costs is important in determining the policies adopted in health sector. Previous studies in this area has been done with the assumption of the model certainty; while ignoring the problem of model uncertainty can lead to bias and overlooking parameters that result is inappropriate forecasts and incorrect statistical inference. Thus, the main objective of this study is to estimate income elasticity of health costs in Iran under uncertainty of model from 1979 to 2013. For this purpose, the Bayesian approach was used because of its favorable characteristics for the assumption of model uncertainty. Estimation of 40000 regression and Bayesian averaging from the coefficients of the 24 effective variables on per capita costs of the health sector shows that per capita income is the most important determinant of these costs. The income elasticity of health costs is estimated approximately 0.7, that shows health an essential commodity in Iran. Accordingly, we propose that health services be financed by governmental budget that is necessary in health services and provision. Based on other results, the effects of urbanization, per capita public health costs, dependency ratio, physicians per capita and the unemployment rate per capita are certain and strong on health sector costs in the long run.

JEL Classification: C11, I1, J2

*** Corresponding Author:**
Abolghasem Golkhandan, PhD. Candidate
Address: Department of Business Economics, Faculty of Economics and Administration, Lorestan University, Khorramabad, Iran.
Tel: +98 (918) 3666361
E-mail: golkhandana@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

برآورد نوسانات کشش درآمدی مخارج سلامت در ایران

* ابوالقاسم گل‌خندان [۱]

۱- دانشجوی دکترای اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

تاریخ دریافت: ۲۲ مرداد ۱۳۹۵
تاریخ پذیرش: ۲۶ اسفند ۱۳۹۶
تاریخ انتشار: ۰۱ مهر ۱۳۹۶

چکیده

برآورد کشش درآمدی مخارج سلامت در تعیین سیاست‌های اتخاذی در حوزه سلامت، اهمیت خاصی دارد. مطالعات گذشته در این زمینه با فرض اطمینان مدل انجام شده است؛ در حالی‌که بی‌توجهی به مسئله نااطمینانی مدل، می‌تواند منجر به تورش و کارایی‌نداشتن در برآورد پارامترها شود که نتیجه آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است؛ بنابراین، هدف اصلی این مطالعه برآورد کشش درآمدی مخارج سلامت در ایران تحت نااطمینانی مدل، طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ است. به این منظور از رهیافت بیزی، به دلیل ویژگی‌های مناسب برای درنظرگرفتن فرض عدم اطمینان مدل، استفاده شده است. برآورد ۴۰ هزار رگرسیون و میانگین‌گیری بیزی از ضرایبِ ۲۴ متغیرِ مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت، نشان می‌دهد درآمد سرانه، مهم‌ترین تعیین‌کننده این هزینه‌هاست. کشش درآمدی مخارج سلامت حدود ۰/۷ برآورد شده که نشان می‌دهد سلامت در ایران کالایی ضروری است. بر این اساس پیشنهاد می‌شود خدمات سلامت از طریق بودجه‌های عمومی و دولتی، تأمین مالی شود و دخالت دولت در خدمات سلامت و ارائه آن، لازم است. بر اساس سایر نتایج، اثر متغیرهای نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی، بار تکفل، سرانه پزشک و نرخ بیکاری بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت، در بلندمدت حتمی و قوی است.

طبقه‌بندی JEL: C11, I1, J2

کلیدواژه‌ها:
مخارج سلامت، درآمد، رهیافت بیزی، نااطمینانی مدل، ایران

* **نویسنده مسئول:**
ابوالقاسم گل‌خندان
نشانی: خرم‌آباد، دانشگاه لرستان، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، گروه اقتصاد بازرگانی.
تلفن: ۳۶۶۶۳۶۱ (۹۱۸) ۹۸+
پست الکترونیکی: golkhandana@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

یکی از چالش‌های اساسی حوزه اقتصاد سلامت، شناسایی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت است. مروری گذرا بر مطالعات انجام‌شده در این زمینه نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی سرانه، درآمد خانوار، بار تکفل، نسبت هزینه‌های مراقبت‌های بهداشت عمومی به خصوصی، تعداد پزشکان، نرخ مشارکت نیروی کار زنان، نرخ شهرنشینی و سایر عوامل غیراقتصادی از جمله عوامل مؤثر بر هزینه‌های سلامت است (گل‌خندان، ۲۰۱۷). 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 هرکدام از این عوامل بپردازند. یکی از مهم‌ترین این عوامل، درآمد است. برآورد کشش درآمدی مخارج سلامت در تعیین سیاست‌های اتخاذی در حوزه سلامت، اهمیت ویژه‌ای دارد. بر این اساس، چنانچه کشش درآمدی مخارج سلامت بزرگ‌تر از ۱ باشد، بخش خدمات سلامت نیز باید همچون دیگر کالاها و خدمات اقتصادی در نظر گرفته شود و تعادل در این زمینه به نیروهای بازار واگذار شود. در مقابل، اگر کشش درآمدی مخارج سلامت کوچک‌تر از ۱ باشد، دخالت بیش‌ازپیش دولت در تأمین مالی خدمات ارائه‌شده از سوی حوزه سلامت، ضروری است (دی‌ماتئو، ۲۰۰۳).

با توجه به توضیحات مذکور، هدف اصلی این مقاله بررسی میزان اهمیت و جایگاه درآمد در تعیین هزینه‌های سلامت (در قیاس با متغیرهای مؤثر دیگر) و تعیین لوکس یا ضروری‌بودن سلامت در جایگاه کالایی مصرفی، تحت نااطمینانی مدل در کشور ایران است. فرض عدم اطمینان مدل یعنی بر خلاف مطالعات گذشته، محقق از ابتدا مدلی را برای توضیح هزینه‌های بخش سلامت معرفی نمی‌کند. با این فرض، همه مدل‌های ممکن را مدنظر قرار می‌دهد و از اطلاعات همه مدل‌ها استفاده می‌کند. با توجه به معیارهایی، حساسیت اثرگذاری هر متغیر نسبت به بودن و نبودن بقیه متغیرها بررسی می‌شود. درواقع به این سؤال پاسخ داده می‌شود که اگر 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 بی‌معناشدن یا تغییر علامت اثر آن متغیر شود، متغیر در حال بررسی نسبت به حضور بقیه متغیرها حساس خواهد بود که به آن متغیر شکننده[1] گفته می‌شود؛ در غیر این صورت متغیر در حال بررسی قوی یا به عبارتی غیرشکننده است. با این روش می‌توان به نتایج بهتری درباره متغیرهای اثرگذار دست یافت (لیو و ماهیو، ۲۰۰۹). به این منظور از اطلاعات آماری و داده‌های سری زمانی ۲۴ متغیر مؤثر بر هزینه‌های سلامت، بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی (شامل درآمد) در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ و رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی[2]، به دلیل ویژگی‌های مناسب برای درنظرگرفتن فرض عدم اطمینان مدل، استفاده شده است.

1. Fragile
2. Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE)

www.SID.ir

Archive of SID

۱- ادبیات موضوع

۱-۱- مبانی نظری

بررسی عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های سلامت، موضوعی است که از دهه ۱۹۷۰ اقتصاددانان به آن توجه کرده‌اند. یکی از اولین مطالعات در این زمینه را در سال ۱۹۷۷ نیوهاووس[3] انجام داد. نیوهاووس می‌پرسد چه عاملی تعیین‌کننده مقدار منابعی است که یک کشور در موضوع سلامت هزینه می‌کند؟ او از تحلیل رگرسیون مقطعی از هزینه‌های سلامت روی درآمد سرانه، در ۱۳ کشور عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی[4] استفاده کرد و به این نتیجه رسید که سهم هزینه‌های سلامت با افزایش درآمد بیشتر می‌شود. او نشان داد سلامت یک کالای با کشش درآمدی بزرگ‌تر از ۱ است و درواقع سلامت، کالایی لوکس است. بر این اساس، نیوهاووس (۱۹۷۷) فرضیه مشهوری را بنا کرد که بر اساس آن مهم‌ترین عامل مؤثر بر مخارج سلامت کشورها، میزان درآمد (تولید ناخالص داخلی) آن‌ها معرفی شد. بر اساس مطالعه او بیش از ۹۰ درصد تغییرات هزینه‌های سلامت با درآمد، قابل توضیح است. این فرضیه سرآغازی بود بر انبوه مطالعاتی که نقش درآمد و دیگر عوامل مؤثر بر مخارج سلامت را بررسی کرده‌اند.

پس از مطالعه نیوهاووس، مطالعات گسترده‌ای در راستای اندازه‌گیری شدت و بزرگی این تأثیرگذاری در راستای اهداف سلامت و کاربردهای مالی و سیاستی آن صورت گرفت که نتایج این مطالعات را می‌توان در دو بخش اصلی تقسیم‌بندی کرد: دسته اول شامل مطالعاتی می‌شدند که نتایج حاصل از تخمین داده‌های آن‌ها نشان می‌دهد کشش درآمدی هزینه‌های سلامت در حوزه بررسی‌شده بزرگ‌تر از ۱. بنابراین ماهیت این هزینه‌ها از نوع هزینه‌های لوکس است. در ادامه، این مطالعات نتیجه گرفته‌اند بخش خدمات سلامت نیز باید همچون دیگر کالاها و خدمات اقتصادی در نظر گرفته شود و تعادل در این زمینه به نیروهای بازار واگذار شود، اما از سوی دیگر و در سال‌های اخیر مطالعاتی انجام شده‌اند که با استفاده از روابط آماری متفاوتی، بر کمتر از ۱ بودن کشش‌های درآمدی این هزینه‌ها اصرار داشته‌اند، ضروری‌بودن ماهیت این هزینه‌ها را نتیجه گرفته‌اند و معتقد به دخالت بیش‌ازپیش دولت در تأمین مالی خدمات ارائه‌شده از سوی این حوزه در کشورهای گوناگون بوده‌اند (دی‌ماتئو، ۲۰۰۳).

اولین‌بار نیوهاووس (۱۹۷۷) در مطالعه خود به ماهیت دوگانه خدمات سلامت در کشورهای صنعتی و توسعه‌یافته در مقایسه با کشورهای دیگر اشاره می‌کند. او معتقد است در جوامع توسعه‌یافته، ماهیت هزینه‌های بهداشتی معمولاً برای فرار از بیماری‌های اپیدمیولوژی و مرگ‌ومیرهای عفونی و زودرس نبوده است که اکثراً افراد جوامع کمتر توسعه‌یافته با آن روبه‌رو هستند؛ بلکه در این کشورها مردم بیشتر برای خدماتی از سلامت هزینه می‌کنند که در راستای به‌تعویق‌انداختن مرگ‌ومیر، به‌دست‌آوردن آرامش بیشتر در قبال اضطراب‌های زندگی و تشخیص‌های بهتر و دقیق‌تر است که البته وجه مشترک همه این خدمات نیاز به تکنولوژی‌های بهتر

3. Newhouse

4. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)

www.SID.ir

Archive of SID

و گران‌تر است. این موضوع نیز از نظر توسعه اقتصادی تا حدودی می‌تواند باعث کشش‌های متفاوت درآمدی در کشورهای مختلف شود (صادقی، متفکرآزاد، جلیل‌پور، ۲۰۱۴). با وجود این، هنوز در ادبیات موضوع، مطالعاتی وجود دارند که برای مناطق یکسانی از کشورهای جهان، مثلاً کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی با استفاده از روش‌های مختلف آماری، کشش‌های متفاوتی گزارش کرده‌اند؛ مانند مطالعات گتزن[5]، ۲۰۰۰، هانسن و کینگ[6]، ۱۹۹۶ و پارکین[7] و همکاران، ۱۹۸۷.

در بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت، برخی عوامل غیردرآمدی دیگر در توضیح نوسانات هزینه‌های سلامت مطرح شده‌اند که برای مثال می‌توان به شاخص‌های مرتبط با متغیرهای جمعیتی و شاخص‌هایی همچون نسبت جمعیت جوان در یک کشور یا نسبت جمعیت بالای ۶۵ یا ۷۰ سال (سالمندی) در یک کشور اشاره کرد. اگرچه شواهد محکمی نیز مبنی بر معنی‌داربودن برخی از این شاخص‌ها در هزینه‌های سلامت در یک کشور وجود ندارد؛ برای نمونه، درباره تأثیر سالمندی بر هزینه‌های سلامت، دو رویکرد وجود دارد؛ اولی بیان می‌کند هرچه امید به زندگی در یک جامعه بیشتر باشد، یعنی آن جامعه سالم‌تر است؛ بنابراین استفاده از خدمات سلامت و هزینه‌های سلامت کمتر است که این یافته در مطالعه صمدی و همایی‌راد (۲۰۱۳) هم نشان داده شده است. سشامانی و گرای[8] (۲۰۰۴) نیز نشان داده‌اند، افزایش هزینه‌های سلامت بیشتر به زمان نزدیکی به مرگ ارتباط دارد تا سن افراد و کاهش سال نزدیکی به مرگ از ۵ سال به ۱ سال، باعث افزایش هزینه‌های سلامت در حدود ۳۰ درصد خواهد شد.

مطالعات گتزن (۱۹۹۲) و مارتین[9] و همکاران (۲۰۱۱) نشان داده است رابطه مثبتی بین هزینه‌های سلامت و سالمندی وجود ندارد. زویفل[10] و همکاران (۱۹۹۹) نیز نشان داده‌اند بین هزینه‌های سلامت و سالمندی رابطه مبهمی وجود دارد و آنچه مهم است، سالمندی نیست؛ بلکه زمان نزدیکی به مرگ است. در این بین، تأثیر مثبت برخی از شاخص‌های جمعیتی، مانند شهرنشینی بر هزینه‌های سلامت در بیشتر مطالعات تجربی تأیید شده است. تأثیر مثبت شهرنشینی روی هزینه‌های سلامت از دو دیدگاه قابل بررسی است: اول اینکه در مناطق شهری معمولاً خدمات سلامت و تجهیزات ارائه‌دهنده سلامت گران‌قیمتی وجود دارد؛ بنابراین، حتی اگر فرض کنیم مقدار استفاده از خدمات سلامت برای افراد شهری و روستایی مساوی باشد، باز هم افزایش شهرنشینی به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد. دوم اینکه معمولاً دسترسی به خدمات سلامت در مناطق شهری بیشتر است و افزایش شهرنشینی یعنی تعداد بیشتری از افراد به خدمات سلامت دسترسی خواهند داشت که این مسئله درنهایت به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد (پان و لیو، ۲۰۱۲).

از متغیرهای دیگری که در ادبیات موضوع عامل توضیح‌دهنده تفاوت‌های موجود در سطح هزینه‌های سلامت است، سهم و اندازه هزینه‌کرد بخش عمومی و دولتی اقتصاد در حوزه سلامت است. در این خصوص نیز نتایج

5. Getzen
6. Hansen and King
7. Parkin
8. Seshamani and Gray
9. Martín
10. Zweifel

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعات گوناگون حاکی از نتایج آمیخته و مبهم است و تنها تعداد اندکی از آن‌ها مانند مطالعات کولیر[11] (۱۹۸۸)، آنگ[12] (۲۰۰۹) و هوسویا[13] (۲۰۱۴) به آثار معنی‌دار این متغیر بر هزینه‌های سلامت اشاره کرده‌اند.

در تئوری‌های اقتصاد خُرد نیز بر لزوم واردکردن قیمت‌های واقعی خدمات سلامت در یک کشور هنگام احصای عوامل مختلف اثرگذار بر میزان این هزینه‌ها تأکید شده است (گروسمن، ۱۹۷۲). اجماع و توافق کلی و همه‌گیر درباره تأثیرات این متغیر در مطالعات، دردسترس نیست؛ زیرا در عین حالی که اوکوناد[14] و همکاران (۲۰۰۴) و هارتویگ۱۵ (۲۰۰۸)، در مطالعاتشان وجود آثار معنی‌داری را از طرف این متغیر بر متغیر هزینه‌های سلامت بخش خصوصی گزارش کرده‌اند، مطالعاتی نیز همچون مطالعات گردهام[16] و همکاران (۱۹۹۲) و مورتی و اوکپولو[17] (۱۹۹۴) وجود دارند که بر نبود اثرات معنی‌دار تأکید داشته‌اند. در این شرایط، در مطالعه برنت[18] و همکاران (۲۰۰۰) نیز از چشم‌پوشی از واردکردن این متغیر در رگرسیون‌های مربوطه، به خاطر وجود مشکلات عملی در اندازه‌گیری واقعی این قیمت‌ها (مخصوصاً در کشورهایی که قیمت این خدمات در آن‌ها ناچیز است و در سطح درخور توجهی نیست) سخن به میان آمده است (صادقی و همکاران، ۲۰۱۴).

درباره دیگر متغیرهای مؤثر بر هزینه‌های سلامت، می‌توان به متغیرهای پزشکی، از جمله پیشرفت تکنولوژی‌های مرتبط در حوزه بهداشت و درمان اشاره کرد؛ به طوری که بعد از مطالعه نیوهاووس (۱۹۹۲)، متغیرهای مذکور نیز یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده هزینه‌کرد بخش خصوصی جامعه در زمینه سلامت و درمان بوده‌اند. اگرچه پیداکردن شاخصی مناسب برای نشان‌دادن میزان وقوع این پیشرفت‌ها در یک کشور کار ساده‌ای نیست، در مطالعات مختلف از شاخص‌های متفاوتی نیز برای این کار بهره گرفته شده است؛ برای مثال، بیکر و ویلر[19] (۲۰۰۰) و ویل[20] (۱۹۹۵) از مسیر تعداد جراحی‌های پزشکی انجام‌شده یا تعداد تجهیزات مخصوص پزشکی موجود، این متغیر را اندازه‌گیری کرده‌اند. اوکوناد و مورتی[21] (۲۰۰۲) از طریق واردکردن هزینه‌های تحقیق و توسعه در بخش سلامت و درمان به اندازه‌گیری این متغیر پرداخته‌اند.

گردهام و لاتگرن[22] (۲۰۰۰) و دی‌ماتئو (۲۰۰۴)، در مطالعاتشان تغییرات تکنولوژیکی را از مسیر اضافه‌کردن متغیری مجازی به عنوان روند زمانی به روابط رگرسیونی به حساب آورده‌اند. دیگر متغیر مهم در این زمینه، سرانه تعداد پزشک در یک کشور است. تأثیر مثبت تعداد پزشکان روی هزینه‌های سلامت از دو دیدگاه مهم توجیه‌پذیر است: اول اینکه از آنجا که نبود تقارن اطلاعاتی بین پزشکان و بیماران (به نفع پزشکان) وجود

11. Culyer
12. Ang
13. Hosoya
14. Okunade
15. Hartwig
16. Gerdham
17. Murthy and Ukpolo
18. Berndt
19. Bater and Wheeler
20. Weil
21. Okunade and Murthy
22. Gerdham and Lothgren

www.SID.ir

Archive of SID

دارد؛ بنابراین، زمانی‌که تعداد پزشکان در یک منطقه زیاد شود، سرانه مراجعه افراد به هرکدام از پزشکان کاهش می‌یابد و پزشکان در راستای حفظ درآمد خود، تجویزهای غیرضروری را افزایش می‌دهند که این به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد. این پدیده در متون علمی اقتصاد سلامت با عنوان تقاضای القایی عرضه‌کننده یا «قانون روئمر[۲۳]» شناخته می‌شود. دومین دیدگاه اینکه، افزایش تعداد پزشکان به افزایش دسترسی و تقاضا برای خدمات سلامت منجر خواهد شد و بر اساس متون علمی اقتصاد خُرد، زمانی‌که تقاضا برای یک خدمت افزایش یابد، قیمت آن خدمت نیز افزایش و درنهایت هزینه‌های سلامت افزایش خواهد یافت (وانگ، ۲۰۰۹).

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان گفت با وجودی که در طیف گسترده‌ای از مطالعات که اکثراً نیز درباره کشورها یا مناطق صنعتی و توسعه‌یافته جهان هستند، متغیر درآمد یکی از مهم‌ترین متغیرها در توضیح نوسانات مشاهده‌شده در اندازه هزینه‌کرد خانوارها در زمینه سلامت است، اما هنوز هم درباره نقش دیگر متغیرهایی که بتواند باقی تغییرات بزرگ توضیح داده‌نشده را توضیح دهد، اتفاق‌نظری وجود ندارد (بالتاجی و مسکون، ۲۰۱۰). عوامل تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت به دو دسته عوامل طرف تقاضا و طرف عرضه طبقه‌بندی می‌شوند که عوامل طرف تقاضا شامل متغیرهایی مانند درآمد، نرخ بیکاری، باسوادی، شهرنشینی، آلودگی هوا، درصد افراد بیش از ۶۴ سال و زیر ۱۵ سال و عوامل طرف عرضه شامل متغیرهایی مانند پزشک، تخت، دندان‌پزشک، داروساز و داروخانه می‌شوند.

۱-۲- مطالعات تجربی

پس از نخستین مطالعه نیوهاووس (۱۹۷۷) در زمینه درآمد و هزینه‌های سلامت، تاکنون مطالعات بسیاری به منظور تعیین کشش درآمدی سلامت و تعیین لوکس یا ضروری‌بودن سلامت به عنوان کالا انجام شده است. این مطالعات در برخی موارد، نتایج متناقض و ناسازگاری ارائه می‌دهد که علاوه بر تفاوت‌های سیاسی، ساختاری و نهادیِ مربوط به کشورهای مطالعه‌شده، ناشی از تفاوت در عواملی مانند مدل‌سازی و نوع متغیرهای کنترل انتخاب‌شده تحقیق، روش‌شناسی تحقیق، قلمرو زمانی و مکانی تحقیق در الگوهای استفاده‌شده هستند. با توجه به این نکات، در جدول شماره ۱ منتخبی از این مطالعات، به ترتیب خارجی و داخلی آمده است.

۲- روش‌شناسی پژوهش

۱-۲- روش تحقیق

عدم اطمینان مدل‌های تجربی ممکن است از سه عامل ناشی شود: ۱. عدم اطمینان نظری، ۲. عدم اطمینان از انتخاب جایگزین‌های آماری مناسب برای مفاهیم نظری، ۳. عدم اطمینان از تصریح مناسب مدل برای نمونه‌های آماری مختلف. بی‌توجهی به مسئله نااطمینانی مدل می‌تواند به تورش و کارایی‌نداشتن در برآورد متغیرها منجر شود که نتیجه آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است (دراپر، ۱۹۹۵)؛ بنابراین

23. Roemer's law

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. خلاصه‌ای از منتخب مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق

محقق	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 (۱۹۶۰–۱۹۸۷)	سری زمانی	یوهانسن	بزرگ‌تر از یک
هانسن و کینگ (۱۹۹۶)	۲۰ کشور OECD (۱۹۶۰–۱۹۸۷)	سری زمانی	OLS	نبود رابطه بلندمدت
رابرتس (۱۹۹۹)	۲۰ کشور OECD (۱۹۶۰–۱۹۹۳)	تابلویی	ARDL پانلی	بزرگ‌تر از یک
کلمنت و همکاران (۲۰۰۴)	کشورهای OECD (۱۹۶۰–۱۹۹۷)	سری زمانی	OLS	بزرگ‌تر از یک
وانگ (۲۰۰۹)	استان‌های آمریکا (۱۹۹۹–۲۰۰۳)	تابلویی	RE	کوچک‌تر از یک
آنگ (۲۰۰۹)	کشور استرالیا (۱۹۶۰–۲۰۰۳)	سری زمانی	DOLS	بزرگ‌تر از یک
ژو و همکاران (۲۰۱۱)	۱۴۳ کشور (۱۹۹۵–۲۰۰۸)	تابلویی	FE و GMM	کوچک‌تر از یک
پان و لیو (۲۰۱۲)	استان‌های کشور چین (۲۰۰۲–۲۰۰۶)	تابلویی	FE و RE	کوچک‌تر از یک
بیلگل و تران (۲۰۱۲)	استان‌های کشور کانادا (۱۹۷۵–۲۰۰۲)	تابلویی	GMM	کوچک‌تر از یک
مگازینو و مل (۲۰۱۲)	استان‌های ایتالیا (۱۹۸۰–۲۰۰۹)	تابلویی	GMM و POLS	کوچک‌تر از یک
صمدی و همایی‌راد (۲۰۱۳)	کشورهای ECO (۱۹۹۵–۲۰۰۹)	تابلویی	CUP-FM و FE	کوچک‌تر از یک
هوسویا (۲۰۱۴)	۲۰ کشور OECD (۱۹۸۵–۲۰۰۶)	تابلویی	FE	نزدیک به یک
زرتاک و سکین (۲۰۱۵)	کشورهای عضو اتحادیه اروپا (۱۹۹۵–۲۰۱۱)	تابلویی	PSTR	کوچک‌تر از یک

www.SID.ir

Archive of SID

محقق	نمونه آماری	نوع داده‌ها	روش	کشش درآمدی
تیان و همکاران (۲۰۱۶)	۲۸ کشور OECD (۱۹۹۰–۲۰۱۲)	تابلویی	رگرسیون کوانتایل	کوچک‌تر از یک
بستامنت و شیمگا (۲۰۱۷)	کشورهای با درآمد متوسط و بالا (۱۹۹۵–۲۰۱۴)	تابلویی	FE و RE	در هر دو نمونه کوچک‌تر از یک
بهشتی و سجودی (۲۰۰۷)	ایران (۱۳۳۸–۱۳۸۳)	سری زمانی	یوهانسن و ARDL	نزدیک به یک
مهرآرا و فضائلی (۲۰۰۹)	کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (۱۹۹۵–۲۰۰۵)	تابلویی	DOLS	کوچک‌تر از یک
مهرآرا و همکاران (۲۰۱۲)	۱۱۴ کشور درحال‌توسعه (۱۹۹۵–۲۰۰۷)	تابلویی	DOLS	بزرگ‌تر از یک
رضایی و همکاران (۲۰۱۶)	استان‌های کشور ایران (۱۳۸۵–۱۳۹۰)	تابلویی	FE	کوچک‌تر از یک

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

SLO: حداقل مربعات معمولی، LDRA: خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، EF: اثرات ثابت، SLOD: حداقل مربعات معمولی پویا، MMG: حداقل مربعات معمولی اصلاح‌شده، ER: اثرات تصادفی، SLOP: حداقل مربعات معمولی تلفیقی، OCE: سازمان همکاری‌های اقتصادی، MF-PUC: روش به‌روزرسانی و کاملاً تعدیل‌شده، RTSP: رگرسیون انتقال ملایم پانلی.

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس مطالعات تجربی.

در مطالعات تجربی لازم است نااطمینانی مدل مدنظر قرار گیرد. خوشبختانه، با پیشرفت‌های اقتصادسنجی، مسئله روشن‌نبودن مدل درست در چارچوب روش بیزی[24] قابل بررسی است. این روش با به‌کارگیری قوانین احتمال در الگوسازی، به آزمون مدل‌های مختلف می‌پردازد و از میان انبوهی از متغیرهای توضیحی، مهم‌ترین و مؤثرترین متغیرهای تأثیرگذار بر متغیر وابسته را مشخص می‌کند.

راه‌حل بیزی برای مسئله نااطمینانی، مدل متوسط‌گیری بیزی[25] نام دارد که در آن مقادیر مدنظر اغلب از طریق متوسط‌گیری وزنی مقادیر مدل‌های خاص محاسبه می‌شوند. وزن‌ها به میزان حمایت داده‌ها از مدل مدنظر بستگی دارند که با احتمال‌های پسین هر مدل اندازه‌گیری می‌شوند. اصل اساسی در این روش آن است که با مدل‌ها و متغیرهای مرتبط با آن به عنوان پدیده‌هایی غیرقابل مشاهده رفتار و توزیع آن‌ها را بر مبنای داده‌ها و اطلاعات قابل مشاهده برآورد می‌کند.

مدل متوسط‌گیری به لحاظ مفهومی بسیار ساده است. این روش اطلاعات نمونه‌ای موجود در تابع

24. Bayesian Approach
25. Bayesian Model Averaging (BMA)

www.SID.ir

Archive of SID

درست‌نمایی[۲۶] برای یک مدل خاص را با وزن‌های معینی از مدل یا احتمالات پسین[۲۷] مدل، ترکیب و از این طریق توزیع متغیرهای ناشناخته را در بین مدل‌ها برآورد می‌کند. متدولوژی متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی[۲۸] در اصل شکل بسط‌یافته[۲۹] میانگین‌گیری مدل بیزی است که در آن برآوردهای تمام مدل‌ها را که درواقع برگرفته از مفهوم بیز است، با مجموعه‌ای از برآوردهای کلاسیکی به روش حداقل مربعات معمولی[۳۰] که با توجه به فروض پیشین متفاوت[۳۱] حاصل می‌شوند، ترکیب می‌کند. دلیل انتخاب نام متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی این است که در عین حال که متوسط‌گیری از مدل‌ها بر پایه قاعده بیزی صورت می‌گیرد، این روش از اطلاعات پیشین استفاده می‌کند و از یک روش از خانواده اقتصادسنجی کلاسیک استفاده می‌کند.

بر خلاف روش معمول میانگین‌گیری مدل بیزی که نیازمند تعیین و تصریح توزیع پیشین برای تمام متغیرهاست، روش متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی، تنها به توزیع پیشین پارامترهای مدنظر در مدل‌های در حال استفاده نیاز دارد. به عبارتی اگر حجم انتخابی مدل پایه باشد، نیازمند تعیین تنها توزیع پیشین همین میزان از متغیرها هستیم. مزیت دیگر این روش آن است که در رهیافت میانگین‌گیری مدل بیزی تفسیر برآوردهای حاصل، به صورت مستقیم برای اقتصاددانان ممکن نیست، چراکه وزن‌های انتخاب‌شده برای مدل‌های مختلف، متناسب با لگاریتم تابع درست‌نمایی هستند که با درجه آزادی مرتبط هستند. در حالی‌که در روش متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی، برآوردها تنها از طریق روش حداقل مربعات معمولی به صورت تکراری حاصل می‌شوند و تفسیر آن‌ها ساده است (سالایی‌مارتین، دوپل هوفر و میلر، ۲۰۰۴).

فرمول‌بندی میانگین‌گیری مدل بیزی بسیار ساده و برگرفته از قانون بیز است. در اقتصاد، با مدل‌هایی کار می‌کنیم که با یک‌سری پارامترها سروکار دارند؛ برای مثال، درباره مدل رگرسیون، تمرکز روی ضرایب آن است و محقق علاقه‌مند به برآورد آن‌هاست. در این مورد، ضرایب پارامترها موردمطالعه هستند؛ برای نمونه، اگر Y یک بُردار یا ماتریسی از داده‌ها باشد و B نیز بردار یا ماتریسی از متغیرهایی که توضیح‌دهنده‌های بالقوه برای Y تلقی می‌شوند؛ محقق علاقه‌مند است درباره B مبتنی بر داده‌های Y اطلاعاتی داشته باشد. حال فرض می‌کنیم M مدل مختلف داریم که همگی می‌توانند برای توضیح Y به کار گرفته شوند و از قبل نمی‌دانیم کدام مدل صحیح است. اگر هر مدل را با Mj برای j= ۱,۲,…,M نشان دهیم، بر اساس قاعده احتمال، احتمال پسین مدل j می‌تواند به صورت رابطه (۱) نوشته شود:

(۱)

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

26. Likelihood
27. Posterior
28. Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE)
29. Bayesian Model Averaging (BMA)
30. Ordinary Least Squares (OLS)
31. Diffuse Priors

www.SID.ir

Archive of SID

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

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

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

$$P(M_j|Y)=P(M_j).w(j) \quad (۳)$$

که در آن، $P(M_j)$ احتمال پیشین مدل j و w(j) وزن مربوط به آن است.

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[۳۲] است، اما زمانی که محقق درباره فضای مدل‌ها، از قبل اطلاعاتی دارد، این روش مناسب‌ترین روش نیست؛ ازاین‌رو در این مقاله، برای محاسبه احتمال پیشین مدل‌ها، به پیروی از سالایی‌مارتین[۳۳] و همکاران (۲۰۰۴) یک توزیع پیشین با حجم مدل موردانتظار تعریف می‌شود که احتمال پیشین شمول متغیر، بر این اساس $\pi^{BACE}j=\frac{\overline{K}}{K}$ خواهد بود.

۲-۲- معرفی متغیرها

دوره زمانی موردبررسی، ۳۵ساله و بین سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۸ است. متغیرهای به‌کارگرفته‌شده در این تحقیق شامل ۲۵ متغیر (۲۴ متغیر مستقل و یک متغیر وابسته)، از گروه‌های شاخص‌های عمومی سلامت، شاخص‌های اجتماعی‌اقتصادی سلامت، شاخص‌های جمعی اجتماعی‌اقتصادی سلامت، شاخص‌های هزینه در بخش سلامت، شاخص‌های منابع فیزیکی و انسانی سلامت، شاخص‌های وضعیت سلامت و غیره و به شرح جدول شماره ۲ هستند. متغیرهای مطرح‌شده با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی، ساختار اقتصاد ایران و دردسترس‌بودن، انتخاب شده است. اطلاعات مربوط به این متغیرها از منابع مختلف آماری از جمله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و شاخص‌های توسعه جهانی[۳۴] جمع‌آوری شده است. در ضمن،

32. Neutral
33. Sala-i-Martin
34. World Development Index (WDI)

www.SID.ir

Archive of SID

تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند، زیـرا استفاده از مقادیر مطلق داده‌ها به‌دلیل نوسانات موجود در طول دوره باعث می‌شود الگو قادر بـه پوشـاندن همـه نوسـانات نباشد؛ بنابراین اسـتفاده از مقـادیر لگـاریتمی داده‌هـا، دامنـه ایـن نوسانات را تا حد زیادی تعدیل می‌کند.

نکته مهم‌تر آنکه با لگاریتم‌گرفتن از متغیرها، ضرایب تخمینی مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کنند؛ یعنی مقدار این ضرایب نشان‌دهنده میزان تغییر در متغیر وابسته به‌ازای یک درصد تغییر در متغیر مستقل با فرض

جدول ۲. متغیرهای به‌کار گرفته شده در تحقیق

گروه متغیر در شاخص‌های آماری سلامت	ردیف	متغیر	تعریف	علامت انتظاری
–	۰	HE	سرانه هزینه‌های بخش سلامت	متغیر وابسته
شاخص‌های اجتماعی‌اقتصادی	۱	GDPpc	تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص درآمد سرانه)	+
	۲	LIT	درصد کل باسوادی در افراد بالای ۱۵ سال	مبهم
	۳	INF	نرخ تورم	مبهم
شاخص‌های منابع فیزیکی و انسانی	۴	PHY	سرانه تعداد پزشکان به‌ازای هر ۱۰ هزار نفر جمعیت	+
	۵	BED	سرانه تعداد تخت‌های بیمارستان به‌ازای هر ۱۰ هزار نفر جمعیت	+
شاخص‌های وضعیت	۶	LE	امید به زندگی در بدو تولد	مبهم
شاخص‌های هزینه	۷	PHE	سهم هزینه‌های عمومی سلامت از کل هزینه‌های سلامت	+
شاخص‌های جمعی اجتماعی‌اقتصادی	۸	UNE	نرخ بیکاری	مبهم
	۹	SW	درصد جمعیت با دسترسی به آب سالم	–
	۱۰	HW	درصد جمعیت با دسترسی به فاضلاب‌های بهداشتی	–
شاخص‌های عمومی	۱۱	POP	جمعیت کل	مبهم
	۱۲	BIR	نرخ خام زادوولد در ۱۰۰۰ نفر	+
	۱۳	MOR	نرخ خام مرگ‌ومیر در ۱۰۰۰ نفر	مبهم
	۱۴	FLP	نرخ مشارکت نیروی کار زنان	مبهم
	۱۵	UP	سهم جمعیت شهری از کل جمعیت (نرخ شهرنشینی)	+
	۱۶	DR	نسبت مجموع جمعیت کمتر از ۱۵ و بیشتر از ۶۴ سال به جمعیت ۱۵ تا ۶۴ سال (شاخص بار تکفل)	+

www.SID.ir

Archive of SID

گروه متغیر در شاخص‌های آماری سلامت	ردیف	متغیر	تعریف	علامت انتظاری
	۱۷	HE (-۱)	وقفه متغیر وابسته	+
	۱۸	GE	سهم هزینه‌های دولت از تولید ناخالص داخلی (شاخص اندازه دولت)	+
	۱۹	OIL	سهم درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی	+
	۲۰	CO_2	میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید (شاخص آلودگی هوا)	+
سایر متغیرها	۲۱	PM۱۰	میزان ذرات معلق با قطر کمتر از ۱۰ میکرومتر (شاخص آلودگی هوا)	+
	۲۲	EI	شدت مصرف انرژی	+
	۲۳	T	روند زمانی	+
	۲۴	WAR	متغیر مجازی جنگ که در سال‌های ۱۳۵۹–۱۳۶۷ مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر می‌پذیرد.	+

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

ثبات سایر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه‌گیری است. با درنظرگرفتن این متغیرها در کنار هم، این امکان حاصل می‌شود که بتوان نتایج متفاوت کارهای تجربی را با هم مقایسه و درنهایت متغیرهایی را شناسایی کرد که با حضور همه متغیرهای دیگر بر هزینه‌های بخش سلامت در ایران مؤثرند.

۳- یافته‌های پژوهش

برای حصول نتیجه باید محاسبات روی تمام مدل‌ها در فضای مدل انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای بررسی‌شده، تعداد مدل‌های موجود (بر اساس بودن یا نبودن هر متغیر) در فضای مدل 2^{24} مدل است که بیش از ۱۶ میلیون مدل رگرسیونی است. به عبارت دیگر فضای مدل شامل 2^{24} مدل است که با توجه به فرض عدم اطمینان مدل، یعنی به دور از اعمال نظر شخصی 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 ۱۱ هزار و ۶۰۰ 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، باید از فضای مدل نمونه‌برداری کرد.

به پیروی از سالایی‌مارتین و همکاران (۲۰۰۴) با تعیین یک فراپارامتر که اندازه انتظاری مدل است و در این مقاله مساوی ۶ در نظر گرفته شده، محاسبات انجام شده است. عدد ۶ با توجه به کارهای تجربی‌ای که در گذشته صورت گرفته، انتخاب شده است. با توجه به این عدد انتظار این است که درنهایت ۶ متغیر به عنوان متغیرهای غیرشکننده با فرایند محاسبات معرفی شود، اما کاملاً روشن است که ممکن است درنهایت تعداد

www.SID.ir

Archive of SID

کمتر یا بیشتر از ۶ متغیر غیرشکننده باشد. با این فرض، احتمال پیشین ورود هر متغیر به دست می‌آید. با توجه به اینکه 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 به دست می‌آید. الگوریتم موردنیاز برای نمونه‌گیری از فضای مدل، در بسته‌های نرم‌افزاری موجود یافت نمی‌شود. به همین دلیل برای نمونه‌گیری تصادفی و برآورد رگرسیون‌های نمونه‌گیری‌شده، از نرم‌افزار R برای کدنویسی برنامه موردنیاز استفاده شده است.

در ابتدا با به‌دست‌آوردن نمونه‌ای شامل ۱۰ هزار رگرسیون از فضای مدل، ضرایب و انحراف معیار متغیرها محاسبه شد و احتمال پسین هر متغیر از مجموع احتمال پسین مدل‌هایی که شامل متغیر هستند، به دست آمد. 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 به دست آمد. با ادامه این روند و در نمونه‌ای که شامل ۲۵ هزار رگرسیون بود، همگرایی بین ضرایب حاصل شد و با مشاهده همگرایی مرحله اول به پایان رسید. گفتنی است معیار همگرایی بدون تغییربودن ضرایب پسین تا دو رقم است.

برای رسیدن هرچه سریع‌تر به جواب، با پیروی از سالایی‌مارتین و همکاران (۲۰۰۴)، محاسبات در دو مرحله انجام شد؛ به این نحو که از احتمال پسین هر متغیر در مرحله اول به عنوان اطلاعات داده‌ای برای آن متغیر استفاده شد. در مرحله اول به دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیرداده‌ای و در مرحله دوم به دلیل حصول سریع‌تر به همگرایی، از اطلاعات داده‌ای استفاده شد. در مرحله دوم نیز ابتدا نمونه‌ای 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 به عنوان نتایج نهایی میانگین‌گیری بیزی مدل پذیرفته شده است.

احتمال پسین ورودی متغیر عبارت است از مجموع احتمال‌های پسین تمام مدل‌هایی که متغیر مدنظر را شامل می‌شوند؛ بنابراین، می‌توان احتمال پسین ورود متغیر را معیاری از میانگین وزنی خوبی برازش دانست برای مدل‌هایی که شامل آن متغیر هستند؛ بنابراین، متغیرهایی که احتمال پسین ورود بالایی دارند، نقش زیادی در خوبی برازش مدل دارند (سالایی‌مارتین و همکاران، ۲۰۰۴). به همین دلیل در ادامه، نتایج نمونه آخر به ترتیب نزولی احتمال پسین متغیرها مرتب شده‌اند. در جدول شماره ۳، 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 بالاترفتن احتمال پسین ورود آن‌ها نسبت به احتمال پیشین ورود آن‌ها شده است. درباره ضرایب پسین می‌توان گفت که این ضرایب مشخص می‌کنند که به طور متوسط میزان اثر متغیر بررسی‌شده بر متغیر وابسته چقدر است. ضرایب پسین متغیرهایی که احتمال پسین بالاتری از احتمال پیشین دارند و به‌عبارتی غیرشکننده هستند، بامعنی و قابل اتکا هستند. به ترتیب در ستون‌های چهارم و پنجم جدول شماره ۳، ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها بیان شده است و در ستون آخر نسبتی از رگرسیون‌ها بیان شده است که قدرمطلق آماره t برای متغیر مدنظر بزرگ‌تر از ۲ است یا به عبارتی ضریب مدنظر در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. نتایج فرایند نمونه‌گیری و محاسبات بر اساس دو مرحله شامل ۴۰ هزار رگرسیون

ردیف	متغیر	احتمال پسین	ضریب پسین	انحراف معیار پسین	نسبتی از رگرسیون‌ها با |tstat|>۲
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	CO_2	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

منبع: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

از این نظر که در حضور بقیه متغیرها انتظار ما از ورود ۶ متغیر اول به رگرسیون افزایش یافته است، این متغیرها نیرومند یا غیرشکننده نامیده می‌شوند. بقیه متغیرها را که احتمال ورود پسینی کمتر از احتمال پیشین درنظرگرفته‌شده دارند ، شکننده می‌نامند. شکننده‌بودن حاکی از حمایت کم داده‌ها از این متغیرهاست. با توجه به نتایج جدول شماره ۳ 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 از نظر 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 بامعنی هستند. 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 ۲۴ قرار دارند، بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت، به دلیل کمترشدن احتمال پسین ورود هر متغیر، نسبت به احتمال پیشینشان، بی‌معنی است؛ یعنی متغیرهای ردیف ۷ تا ۲۴ با حضور بقیه متغیرها اثر خود را بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت از دست داده‌اند.

بر اساس نتایج جدول شماره ۳، متغیر درآمد سرانه که موضوع اصلی این تحقیق است، با احتمال حدود ۰/۹۸ قوی‌ترین تعیین‌کننده سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران است. در بسیاری از مطالعات تجربی نیز نظیر مطالعات نیوهاووس (۱۹۷۷) و مگازینو و مل[۳۵] (۲۰۱۲)، درآمد سرانه مهم‌ترین متغیر مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت معرفی شده است. ضریب پسین این متغیر که به معنای کشش درآمدی سلامت است، حدود ۰/۷۰ برآورد شده که نشان‌دهنده آن است که سلامت در ایران کالایی ضروری است. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر این است که سلامت کالایی ضروری است و با نتایج مطالعات بیلگل و تران[۳۶] (۲۰۱۲) و رضایی و همکاران (۲۰۱۶) همسو است.

نرخ شهرنشینی با احتمال پسین حدود ۰/۹۳ دومین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر درخور توجه و حدود ۱/۲۵ محاسبه شده است که نشان می‌دهد ۱ درصد افزایش در نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۱/۲۵ درصد افزایش می‌دهد. تأثیر مثبت شهرنشینی روی هزینه‌های سلامت از دو دیدگاه قابل بررسی است. اول اینکه در مناطق شهری معمولاً خدمات سلامت و تجهیزات ارائه‌دهنده سلامت گران‌قیمتی وجود دارد؛ بنابراین، حتی اگر فرض کنیم مقدار استفاده از خدمات سلامت برای افراد شهری و روستایی مساوی باشد، باز هم افزایش شهرنشینی به افزایش هزینه‌های سلامت منجر خواهد شد. دوم اینکه معمولاً دسترسی به خدمات سلامت در مناطق شهری بیشتر است 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 (۲۰۱۲) و رضایی و همکاران (۲۰۱۶) دارد.

سرانه هزینه‌های عمومی سلامت با احتمال پسین حدود ۰/۸۲ سومین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر حدود ۰/۲۹ محاسبه شده است که نشان می‌دهد ۱ درصد افزایش سرانه

35. Magazzino and Mele
36. Bilgel and Tran

www.SID.ir

Archive of SID

هزینه‌های عمومی سلامت، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۲۹ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه بیانگر آن است که هزینه‌های صورت‌گرفته از طرف دولت در بخش سلامت، نقش مهمی را در افزایش سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران داشته است. این نتیجه با نتایج مطالعات آنگ (۲۰۰۹) و هوسویا (۲۰۱۴) همسو است.

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 ۱ درصد افزایش در نرخ تکفل، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۲۷ درصد افزایش می‌دهد. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده می‌توان گفت کودکان و افراد مسن به دلیل ضعیف‌بودن 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. این نتیجه با یافته‌های حاصل از مطالعات آنگ (۲۰۰۹) و گل‌خندان (۲۰۱۷) سازگار است.

سرانه تعداد پزشک 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 ۱ درصد افزایش در سرانه تعداد پزشک، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۲۰ درصد افزایش می‌دهد. نتیجه به‌دست‌آمده تأییدکننده فرضیه تقاضای القایی پزشک در ایران است و همسویی نزدیکی با نتایج مطالعات مگازینو و مل (۲۰۱۲) و رضایی و همکاران (۲۰۱۶) دارد.

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 ۱ درصد افزایش در نرخ بیکاری، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۰۷ درصد کاهش می‌دهد. درباره نحوه اثرگذاری نرخ بیکاری بر مخارج سلامت دو دیدگاه وجود دارد: بر اساس دیدگاه اول، نرخ بیکاری بالا، دولت را درگیر سیاست‌های کاهش بیکاری می‌کند و دولت را در مقایسه با قبل، از توجه به هزینه‌های سلامت بازمی‌دارد و هزینه‌های سلامت کاهش می‌یابد. 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 مبین این است که بیکاران از سلامت کمتری نسبت به افراد شاغل بهره‌مند هستند؛ بنابراین بیکاری باعث بدترشدن وضعیت سلامت و درنتیجه افزایش مخارج بخش سلامت می‌شود. نتایج این تحقیق، منطبق بر دیدگاه اول است.

٤- بحث و نتیجه‌گیری

تعیین کشش درآمدی سلامت و تعیین لوکس یا ضروری‌بودن سلامت به عنوان یک کالا، از مسائل مهم سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش سلامت است. صورت ظاهری تحقیقات تجربی انجام‌شده درباره این موضوع، حاکی از بررسی آن تحت اطمینان از مدل است. در حالی که، بی‌توجهی به مسئله نااطمینانی مدل، می‌تواند منجر به تورش و کارانبودن برآورد پارامترها شود که نتیجه آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است. در این راستا، این تحقیق به بررسی کشش درآمدی سلامت در ایران، با درنظرگرفتن فرض عدم اطمینان مدل، در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ و با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی پرداخته است.

www.SID.ir

Archive of SID

با انجام محاسبات و بررسی اثر ۲۴ عامل روی سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران، مشخص شد درآمد سرانه با احتمال پسین حدود ۰/۹۸ مهم‌ترین متغیر مؤثر بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر در این مقاله حدود ۰/۷۰ محاسبه شده است که نشان می‌دهد ۱ درصد افزایش در درآمد سرانه، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۷۰ درصد (کمتر از ۱ درصد) افزایش می‌دهد. این نتیجه بیانگر آن است که سلامت در ایران کالایی ضروری به حساب می‌آید. بر این اساس پیشنهاد می‌شود خدمات سلامت از طریق بودجه‌های عمومی و دولتی تأمین مالی شود و دخالت دولت در خدمات سلامت و ارائه آن لازم است.

بر اساس دیگر نتایج تحقیق نیز متغیرهای نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی، بار تکفل، سرانه پزشک با اثرگذاری مثبت و نرخ بیکاری با اثرگذاری منفی، در بلندمدت به طور حتمی و قوی بر سرانه هزینه‌های بخش سلامت در ایران، مؤثرند؛ بنابراین، عوامل قوی شناخته‌شده مذکور، می‌تواند در تعیین بهترین سیاست‌ها برای کنترل و مدیریت هزینه‌های سلامت در ایران مفید و مؤثر باشد. البته نکته مهم در این زمینه که باید به آن توجه کرد، این است که افزایش هزینه‌های سلامت در جامعه به‌خودی‌خود، 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 یا کاستن از هزینه‌کرد در بخش‌هایی شود که می‌توانستند در مسیر ارتقای توسعه کشور واقع شوند، این منبع افزایش هزینه‌ها نامطلوب است، اما اگر منبع افزایش هزینه‌های سلامت در مسیر ارتقای سلامت عمومی و درنتیجه سلامت افراد برای نیل به توسعه باشد، این منبع افزایش هزینه‌ها مطلوب است.

با توجه به این موضوع و بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، به سیاست‌گذاران کشور، اعمال سیاست‌هایی جدی برای بهبود وضعیت شهرنشینی در مناطق شهری و همچنین فراهم‌کردن امکانات لازم در مناطق روستایی، برنامه‌ریزی‌های مرتبط با حمایت از اقشار آسیب‌پذیر جسمی و مالی جامعه و بهبود سیاست‌های اشتغال‌زایی پیشنهاد می‌شود. با توجه به تأثیر مثبت پزشکان بر هزینه‌های سلامت و اثبات وجود تقاضای القایی در بازار عرضه پزشکان ایران، به نظر می‌رسد یک راه جلوگیری از القای تقاضا از سوی پزشکان، نظارت بر حقوق و عملکرد پزشکان و تغییر 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 برای بهبود وضعیت سلامت، ممکن است تجدیدنظر در پرداخت حقوق پزشکان راه‌حل مناسبی باشد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی

این مقاله حامی مالی ندارد.

تعارض منافع

بنا به اظهار نویسندگان، در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

References

Ang, J. B. (2009). The determinants of health care expenditure in Australia. *Applied Economics Letters, 17*(4), 639-44.

Baker, L. C., & Wheeler, S. K. (2000). Managed care and technology diffusion the case of MRI. *Health Affairs, 17*(5), 195-207. [PMID]

Baltagi, B. H., & Moscone, F. (2010). Healthcare expenditure and income in the OECD Reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling, 27*(4), 804-11.

Beheshti, M. B., & Sojoodi S. (2007). [The relationship between health expenditure and GDP in Iran (Persian)]. *Journal of Quantitative Economics, 4*(4), 115-36.

Berndt, E. R., David M., Cutler, D. M., Richard, G., Frank, R. G., Griliches, Z., et al. (2000). Medical care prices and output. In A. J. Culyer, & J. P. Newhouse (Eds.). *Handbook of Health Economics* (pp. 119-180). Amsterdam: Elsevier. [DOI:10.1016/S1574-0064(00)80162-6]

Bilgel, F., & Tran, K. C. (2012). The determinants of Canadian provincial health expenditures: Evidence from a dynamic panel. *Applied Economics, 45*(2), 201-12. [DOI:10.1080/00036846.2011.597726]

Bustamante, A. V., & Shimoga, S. V. (2017). Comparing the income elasticity of health spending in middle-income and high-income countries: The role of financial protection. *International Journal of Health Policy and Management, 7*(3), 255-63. [DOI:10.15171/ijhpm.2017.83]

Clemente, J., Marcuello, C., Montanes, A., & Pueyo, F. (2004). On the international stability of health care expenditure functions: Are government and private functions similar? *Journal of Health Economics, 23*(3), 589-613. [DOI:10.1016/j.jhealeco.2003.08.007]

Culyer, A. J. (1988). *Health care expenditures in Canada: myth and reality; past and future*. Toronto: Canadian Tax Foundation.

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*(1), 20-9. [DOI:10.1007/s10198-002-0141-6]

Di Matteo, L. (2004). What drives provincial health expenditure? *Canadian Tax Journal, 52*(4), 1102-20.

Draper, D. (1995). Assessment and propagation of model uncertainty. *Journal of the Royal Statistical Society, 57*(1), 45-97.

Gerdham, U. G., Sogaard, J., Andersson, F., & Jonsson, B. (1992). An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries. *Journal of Health Economics, 11*(1), 63-84. [DOI:10.1016/0167-6296(92)90025-V]

Gerdham, U., & Lothgren, M. (2000). New panel results on co-integration of international health expenditure and GDP. *Applied Economics, 34*(13), 1679-86. [DOI:10.1080/00036840110116397]

Getzen, T. E. (1992). Population aging and the growth of health expenditures. *Journal of Gerontology, 47*(3), S98-S104. [DOI:10.1093/geronj/47.3.S98] [PMID]

Getzen, T. E. (2000). Healthcare is an individual necessity and a national luxury: Applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures. *Journal of Health Economics, 19*(2), 259-70. [DOI:10.1016/S0167-6296(99)00032-6]

Golkhandan, A. (2017). [Measuring the impacts of air pollution on health costs in Iran (Persian)]. *Health Research Journal, 2*(3), 157-66.

Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy, 80*(2), 223-55. [DOI:10.1086/259880]

www.SID.ir

Archive of SID

Hansen, P., & King, A. (1996). The determinants of health care expenditure: A co-integration approach. *Journal of Health Economics, 15*(1), 127-37. [DOI:10.1016/0167-6296(95)00017-8]

Hartwig, J. (2008). What drives healthcare expenditure? Baumol's model of unbalanced growth revisited. *Journal of Health Economics, 27*(3), 603-23. [DOI:10.1016/j.jhealeco.2007.05.006] [PMID]

Hosoya, K. (2014). Determinants of health expenditures: Stylized facts and a new signal. *Modern Economy. 5*(13), 1171-80. [DOI:10.4236/me.2014.513109]

Liu, C., & Maheu, J. M. (2009). Forecasting realized volatility: A Bayesian Model-Averaging approach. *Journal of Applied Econometrics, 24*(5),709-33. [DOI:10.1002/jae.1070]

Magazzino, C., & Mele, M. (2012). The determinants of health expenditure in Italian regions. *International Journal of Economics & Finance, 4*(3), 61-72. [DOI:10.5539/ijef.v4n3p61]

Martín J. M, Puerto, M., & Dolores M. (2011). Review of the literature on the determinants of healthcare expenditure. *Applied Economics, 43*(1), 19-46. [DOI:10.1080/00036841003689754]

Mehrara, M., & Fazaeli, A. (2009). [A study on health expenditures in relation with economics growth in Middle East and North Africa (MENA) countries (Persian)]. *Journal of Health Administration, 12*(35), 49-60.

Mehrara, M., Sharzei, Gh., & Mohaghegh, M. (2012). [study of the relationship between health expenditure and environmental quality in developing countries (Persian)]. *Journal of Health Administration, 14*(46), 79-88.

Murthy, N. R., & Ukpolo, V. (1994). Aggregate health expenditure in the United States. *Applied Economics, 26*(8), 797-802. [DOI:10.1080/00036849400000094]

Newhouse, J. P. (1977). Medical care expenditure: A cross-national survey. *Journal of Human Resources, 12*(1), 115-25. [DOI:10.2307/145602] [PMID]

Newhouse, J. P. (1992). Medical care costs: How much welfare loss. *Journal of Economic Perspective, 6*(3), 3-21. [DOI:10.1257/jep.6.3.3] [PMID]

Okunade, A. A., & Murthy, V. R. (2002). Technology as a major driver of health care costs, a co-integration analysis of the Newhouse conjecture. *Journal of Health Economics, 21*(1), 147-59. [DOI:10.1016/S0167-6296(01)00122-9]

Okunade, A. A., Karakus, M. C., & Okeke, C. (2004). Determinants of health expenditure growth of the OECD countries: Jackknife re sampling plan estimates, *Health Care Management Science, 7*(3), 173-83. [DOI:10.1023/B:HCMS.0000039380.42784.20]

Zortuk, M., & Ceken, S. (2015). The relationship between health care expenditures and income in the selected transition economies: A panel smooth transition regression analysis. *Romanian Journal of Economic Forecasting, 18*(2), 105-18

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. [DOI:10.1002/hec.1742] [PMID]

Parkin, D., Mcguire, A., & Yule, B. (1987). Aggregate healthcare expenditure and national income: Is health care a luxury good? *Journal of Health Economics, 6*(2), 109-27. [DOI:10.1016/0167-6296(87)90002-6]

Rezaei, S., Dindar, A. A., & Rezapour, A. (2016). [Health care expenditures and their determinants: Iran provinces (2006-2011) (Persian)]. *Journal of Health Administration, 19*(63), 81-90.

Roberts, J. (1999). Sensitivity of elasticity estimates for OECD health care spending: Analysis of a dynamic heterogeneous data field. *Health Economics, 8*(5), 459-72. [DOI:10.1002/(SICI)1099-1050(199908)8:53.0.CO;2-U]

www.SID.ir

Archive of SID

Sadeghi, S. K., Motafekker Azad, M. A., & Jalilpour, S. (2014). [Investigating main determinants of private healthcare expenditure and their effects between different income levels in Asian countries (Persian)]. *Social Welfare Quarterly, 14*(53), 55-75

Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G., & Miller, R. (2004). Determinants of long-term growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) approach. *The American Economic Review, 94*(4), 813-35. [DOI:10.1257/0002828042002570]

Samadi A., & Homaie Rad, E. (2013). Determinants of healthcare expenditure in Economic Cooperation Organization (ECO) countries: Evidence from panel co-integration tests. *International Journal of Health Policy and Management, 1*(1), 63-8. [DOI:10.15171/ijhpm.2013.10] [PMID]

Seshamani M., & Gray, A. M. (2004). A longitudinal study of the effects of age and time to death on hospital costs. *Journal of Health Economics, 23*(2), 217-35. [DOI:10.1016/j.jhealeco.2003.08.004] [PMID]

Tian, F., Gao, J., & Yang, K. (2016). *A quintile regression approach to panel data analysis of health care expenditure in OECD countries*. Working Paper. Caulfield East: Monash Business School.

Wang, Z. (2009). The determinants of health expenditures: Evidence from US state-level data. *Applied Economics, 41*(4), 429-35. [DOI:10.1080/00036840701704527]

Weil, T. P. (1995). Comparisons of medical technology in Canadian, German and U.S hospitals. *Hospital and Health Services Administration, 40*(4), 524-33. [PMID]

Wilkinson, R. J. (1996). *Unhealthy societies, the afflictions of inequality.* Abingdon: Routledge.

Xu, K., Saksena, P., & Holly, A. (2011). The determinants of health expenditure A country-level panel data analysis. Geneva: World Health Organization.

Zweifel, P., Felder, S., & Meiers, M. (1999). Ageing of population and health care expenditure: A red herring? *Health Economics, 8*(6), 485-96. [DOI:10.1002/(SICI)1099-1050(199909)8:63.0.CO;2-4]

www.SID.ir

Archive of SID

This Page Intentionally Left Blank

www.SID.ir