

Research Paper

Estimation of the Income Elasticity of Health Costs in Iran



*Abolghasem Golkhandan¹

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>



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

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.

چیکید

تاریخ دریافت: ۲۲ مرداد ۱۳۹۵

تاریخ پذیرش: ۲۶ اسفند ۱۳۹۶

تاریخ انتشار: ۰۱ مهر ۱۳۹۶

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 حالی که 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 در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل، استفاده شده است. برآورد ۴۰ هزار رگرسیون و میانگین‌گیری بیزی از ضرایب ۲۴ متغیر 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

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 هر کدام از این عوامل بپردازند. یکی از مهم‌ترین این عوامل، درآمد است. برآورد کشتش درآمدی مخارج سلامت در تعیین سیاست‌های اتخاذی در حوزه سلامت، اهمیت ویژه‌ای دارد. بر این اساس، چنانچه کشتش 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 کشتش 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 ضروری بودن 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. در واقع 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^۱ 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^۲، به دلیل ویژگی‌های مناسب برای در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل، استفاده شده است.

1. Fragile

2. Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE)

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 نیوهاوس^۳ انجام داد. نیوهاوس 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^۴ 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 در واقع سلامت، کالایی لوکس است. بر این اساس، نیوهاوس (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 نیوهاوس، 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 بررسی شده 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، ضروری بودن 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).

اولین بار نیوهاوس (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 اییدمیولوژی و مرگ‌ومیرهای عفونی و زودرس نبوده است که اکثراً افراد جوامع کمتر توسعه‌یافته با آن روبرو هستند؛ بلکه در این کشورها مردم بیشتر برای خدماتی از سلامت هزینه می‌کنند که در راستای به‌تعمیق‌انداختن 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)

و گران‌تر است. این موضوع نیز از نظر توسعه اقتصادی تا حدودی می‌تواند باعث کشش‌های متفاوت درآمدی در کشورهای مختلف شود (صادقی، متفکر آزاد، جلیل پور، 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^۵، ۲۰۰۰، هانسن و کینگ^۶، ۱۹۹۶ و پارکین^۷ 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 معنی‌دار بودن 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^۸ (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^۹ و همکاران (۲۰۱۱) نشان داده است رابطه مثبتی بین هزینه‌های سلامت و سالمندی وجود ندارد. زویفل^{۱۰} 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 در نهایت 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. Martin
10. Zweifel

مطالعات گوناگون حاکی از نتایج آمیخته و مبهم است و تنها تعداد اندکی از آن‌ها مانند مطالعات کولیر^{۱۱} (۱۹۸۸)، آنگ^{۱۲} (۲۰۰۹) و هوسویا^{۱۳} (۲۰۱۴) به آثار معنی‌دار این متغیر بر هزینه‌های سلامت اشاره کرده‌اند.

در تئوری‌های اقتصاد خرد 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، در دسترس نیست؛ زیرا در عین حالی که اوکوناد^{۱۴} و همکاران (۲۰۰۴) و هارتویگ^{۱۵} (۲۰۰۸)، در مطالعاتشان وجود آثار معنی‌داری را از طرف این متغیر بر متغیر هزینه‌های سلامت بخش خصوصی گزارش کرده‌اند، مطالعاتی نیز همچون مطالعات گردهام^{۱۶} و همکاران (۱۹۹۲) و مورتی و اوکیپولو^{۱۷} (۱۹۹۴) وجود دارند که بر نبود اثرات معنی‌دار تأکید داشته‌اند. در این شرایط، در مطالعه برنت^{۱۸} 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 کشورهای 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 پیدا کردن شاخصی مناسب برای نشان دادن 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^{۱۹} (۲۰۰۰) و ویل^{۲۰} (۱۹۹۵) از مسیر تعداد جراحی‌های پزشکی انجام‌شده یا تعداد تجهیزات مخصوص پزشکی موجود، این متغیر را اندازه‌گیری کرده‌اند. اوکوناد و مورتی^{۲۱} (۲۰۰۲) از طریق واردکردن هزینه‌های تحقیق و توسعه در بخش سلامت و درمان به اندازه‌گیری این متغیر پرداخته‌اند.

گردهام و لاتگرن^{۲۲} (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

دارد؛ بنابراین، زمانی که تعداد پزشکان در یک منطقه زیاد شود، سرانه مراجعه افراد به هر کدام 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 خرد، زمانی که تقاضا برای یک خدمت افزایش یابد، قیمت آن خدمت نیز افزایش و در نهایت 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، اتفاق نظری 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 نیوهاوس (۱۹۷۷) در زمینه درآمد و هزینه‌های سلامت، تاکنون مطالعات بسیاری به منظور تعیین کثرت درآمدی سلامت و تعیین لوکس یا ضروری بودن 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 نهادی 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

جدول ۱. خلاصه‌ای از منتخب مطالعات خارجی و داخلی انجام شده 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 (۱۹۸۷-۱۹۶۰)	سری زمانی	یوهانسن	بزرگ‌تر از یک
هانسن و کینگ (۱۹۹۶)	۲۰ کشور OECD (۱۹۸۷-۱۹۶۰)	سری زمانی	OLS	نبود رابطه بلندمدت
رابرتس (۱۹۹۹)	۲۰ کشور OECD (۱۹۹۳-۱۹۶۰)	تابلویی	ARDL پانلی	بزرگ‌تر از یک
کلمنت و همکاران (۲۰۰۴)	کشورهای OECD (۱۹۹۷-۱۹۶۰)	سری زمانی	OLS	بزرگ‌تر از یک
وانگ (۲۰۰۹)	استان‌های آمریکا (۲۰۰۳-۱۹۹۹)	تابلویی	RE	کوچک‌تر از یک
آنگ (۲۰۰۹)	کشور 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 کشور چین (۲۰۰۶-۲۰۰۲)	تابلویی	RE و FE	کوچک‌تر از یک
بیلگل و تران (۲۰۱۲)	استان‌های کشور 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 همایی‌راد (۲۰۱۳)	کشورهای ECO (۲۰۰۹-۱۹۹۵)	تابلویی	CUP-FM و FE	کوچک‌تر از یک
هوسویا (۲۰۱۴)	۲۰ کشور OECD (۲۰۰۶-۱۹۸۵)	تابلویی	FE	نزدیک به یک
زرزناک و سکین (۲۰۱۵)	کشورهای عضو اتحادیه اروپا (۲۰۱۱-۱۹۹۵)	تابلویی	PSTR	کوچک‌تر از یک

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

فصلنامه سیاست های 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^{۲۴} 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^{۲۵} 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)

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 در واقع 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 حالی که 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 مورد مطالعه هستند؛ برای نمونه، اگر Y یک بردار 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 M_j برای $j=1, 2, \dots, M$ نشان دهیم، بر اساس قاعده احتمال، احتمال پسین مدل j می‌تواند به صورت رابطه (۱) نوشته شود:

(۱)

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

26. Likelihood

27. Posterior

28. Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE)

29. Bayesian Model Averaging (BMA)

30. Ordinary Least Squares (OLS)

31. Diffuse Priors

اگر M_j یک مدل رشد تجربی با یک مجموعه از متغیرهای توضیحی باشد، بر اساس قاعده بیز و نظریه پایه احتمال، توزیع پسین متغیرها را می توان به صورت میانگین وزنی چگالی احتمال پسین شرطی با وزن های معین برای احتمال های پسین هریک از مدل ها به دست آورد:

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

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

$$P(M_j|Y) = P(M_j) \cdot w(j) \quad (3)$$

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

در بیشتر مطالعات تجربی مرتبط با نااطمینانی و متوسط گیری مدل، فرض می شود تمام مدل های ممکن احتمال های پیشین برابر دارند. اینکه تمام مدل ها احتمال پیشین یکسانی داشته باشند، انتخابی خنثی^{۳۳} است، اما زمانی که محقق درباره فضای مدل ها، از قبل اطلاعاتی دارد، این روش مناسب ترین روش نیست؛ از این رو در این مقاله، برای محاسبه احتمال پیشین مدل ها، به پیروی از **سالایی مارتین^{۳۴} و همکاران (۲۰۰۴)** یک توزیع پیشین با حجم مدل مورد انتظار تعریف می شود که احتمال پیشین شمول متغیر، بر این اساس $\pi_{BACE;j} = \frac{K}{K}$ خواهد بود.

۲-۲- معرفی متغیرها

دوره زمانی مورد بررسی، ۳۵ ساله و بین سال های ۱۳۹۲-۱۳۵۸ است. متغیرهای به کار گرفته شده در این تحقیق شامل ۲۵ متغیر (۲۴ متغیر مستقل و یک متغیر وابسته)، از گروه های شاخص های عمومی سلامت، شاخص های اجتماعی اقتصادی سلامت، شاخص های جمعی اجتماعی اقتصادی سلامت، شاخص های هزینه در بخش سلامت، شاخص های منابع فیزیکی و انسانی سلامت، شاخص های وضعیت سلامت و غیره و به شرح **جدول شماره ۲** هستند. 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 مختلف آماری از جمله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و شاخص های توسعه جهانی^{۳۴} جمع آوری شده است. در ضمن،

32. Neutral

33. Sala-i-Martin

34. World Development Index (WDI)

تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند، زیرا استفاده از مقادیر مطلق داده‌ها به دلیل نوسانات موجود در طول دوره باعث می‌شود الگو قادر به پوشاندن همه نوسانات نباشد؛ بنابراین استفاده از مقادیر لگاریتمی داده‌ها، دامنه این نوسانات را تا حد زیادی تعدیل می‌کند.

نکته مهم‌تر آنکه با لگاریتم گرفتن 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

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

علامت انتظاری	تعریف	متغیر	ردیف	گروه متغیر در شاخص های آماري سلامت
+	وقفه متغیر وابسته	HE (-۱)	۱۷	۳ ۲ ۱ ۵
+	سهم هزینه های دولت از تولید ناخالص داخلی (شاخص اندازه دولت)	GE	۱۸	
+	سهم درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی	OIL	۱۹	
+	میزان انتشار گاز کربن دی اکسید (شاخص آلودگی هوا)	CO _۲	۲۰	
+	میزان ذرات معلق با قطر کمتر از ۱۰ میکرومتر (شاخص آلودگی هوا)	PM۱۰	۲۱	
+	شدت مصرف انرژی	EI	۲۲	
+	روند زمانی	T	۲۳	
+	متغیر مجازی جنگ که در سال های ۱۳۵۹-۱۳۶۷ مقدار یک و برای بقیه سال ها مقدار صفر می پذیرد.	WAR	۲۴	

ثبات سایر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه گیری است. با در نظر گرفتن این متغیرها در کنار هم، این امکان حاصل می شود که بتوان نتایج متفاوت کارهای تجربی را با هم مقایسه و در نهایت متغیرهایی را شناسایی کرد که با حضور همه متغیرهای دیگر بر هزینه های بخش سلامت در ایران مؤثرند.

۳- یافته های پژوهش

برای حصول نتیجه باید محاسبات روی تمام مدل ها در فضای مدل انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای بررسی شده، تعداد مدل های موجود (بر اساس بودن یا نبودن هر متغیر) در فضای مدل ۲^{۲۴} مدل است که بیش از ۱۶ میلیون مدل رگرسیونی است. به عبارت دیگر فضای مدل شامل ۲^{۲۴} مدل است که با توجه به فرض عدم اطمینان مدل، یعنی به دور از اعمال نظر شخصی در انتخاب مدل، باید همه مدل ها بررسی و از اطلاعات همه مدل ها برای حصول نتیجه استفاده شود. حتی اگر با پردازنده های مناسب بتوان هر مدل را در یک دقیقه برآورد کرد، به زمانی بیش از ۱۱ هزار و ۶۰۰ شبانه روز احتیاج است. این در حالی است که اگر تعداد متغیرها از ۲۴ به ۲۵ افزایش یابد، حجم محاسبات و زمان مورد نیاز حداقل دو برابر می شود؛ بنابراین، باید از فضای مدل نمونه برداری کرد.

به پیروی از **سالایی مارتین و همکاران (۲۰۰۴)** با تعیین یک فرآیند کمتر 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 تجربی ای که در گذشته صورت گرفته، انتخاب شده است. با توجه به این عدد انتظار این است که در نهایت ۶ متغیر به عنوان متغیرهای غیرشکننده با فرایند محاسبات معرفی شود، اما کاملاً روشن است که ممکن است در نهایت تعداد

کمتر یا بیشتر از ۶ متغیر غیرشکندنده باشد. با این فرض، احتمال پیشین ورود هر متغیر به دست می آید. 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 می آید. 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 اضافه کردن 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 تغییر بودن 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. به دلیل 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 بالاتر رفتن 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 به عبارتی غیرشکندنده هستند، به معنی 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 قدر مطلق آماره t برای متغیر مدنظر بزرگ‌تر از ۲ است یا به عبارتی ضریب مدنظر در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است.

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

ردیف	متغیر	احتمال پسین	ضریب پسین	انحراف معیار پسین	نسبتهی از رگرسیون ها 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)	۰/۳۴۵	۰/۳۵۹	۰/۰۳۸	۰/۱۸۲
۸	LIT	۰/۲۲۵	۰/۱۴۸	۰/۰۸۱	۰/۳۴۸
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	۰/۱۳۴
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

از این نظر که در حضور بقیه متغیرها انتظار ما از ورود ۶ متغیر اول به رگرسیون افزایش یافته است، این متغیرها نیرومند یا غیر شکننده نامیده می شوند. بقیه متغیرها را که احتمال ورود پسینی کمتر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده دارند، شکننده می نامند. شکننده بودن حاکی از حمایت کم داده ها از این متغیرهاست. با توجه به نتایج جدول شماره ۳ کاملاً مشهود است که متغیرهای درآمد سرانه، نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه های عمومی سلامت، بار تکفل، سرانه پزشک و نرخ بیکاری در حضور همه متغیرها، احتمال پسین ورود بیشتری نسبت به احتمال پیشین خود یافته اند و از نظر افزایش گمانه ما برای حضور این ۶ متغیر در مدل، اثر این متغیرها روی سرانه هزینه های بخش سلامت قابل بررسی است و به عبارت دیگر این متغیرها بامعنی هستند. در بین ۶ متغیر به دست آمده، همه متغیرها به جز نرخ بیکاری، اثر مثبت بر سرانه هزینه های بخش سلامت دارند. اثر بقیه متغیرها که از نظر ترتیب احتمال پسین در رتبه های ۷ تا ۲۴ قرار دارند، بر سرانه هزینه های بخش سلامت، به دلیل کمتر شدن احتمال پسین ورود هر متغیر، نسبت به احتمال پیشینشان، بی معنی است؛ یعنی متغیرهای ردیف ۷ تا ۲۴ با حضور بقیه متغیرها اثر خود را بر سرانه هزینه های بخش سلامت از دست داده اند.

بر اساس نتایج جدول شماره ۳، متغیر درآمد سرانه که موضوع اصلی این تحقیق است، با احتمال حدود ۰/۹۸ قوی ترین تعیین کننده سرانه هزینه های بخش سلامت در ایران است. در بسیاری از مطالعات تجربی نیز نظیر مطالعات نیوهایوس (۱۹۷۷) و مگازینو و مل^{۳۵} (۲۰۱۲)، درآمد سرانه مهم ترین متغیر مؤثر بر هزینه های بخش سلامت معرفی شده است. ضریب پسین این متغیر که به معنای کشش درآمدی سلامت است، حدود ۰/۷۰ برآورد شده که نشان دهنده آن است که سلامت در ایران کالایی ضروری است. نتیجه به دست آمده 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 هزینه های بخش سلامت در ایران بوده است. ضریب این متغیر درخور توجه و حدود ۱/۲۵ محاسبه شده است که نشان می دهد ۱ درصد افزایش در نرخ شهرنشینی، سرانه هزینه های بخش سلامت را در ایران حدود ۱/۲۵ درصد افزایش می دهد. تأثیر مثبت شهرنشینی روی هزینه های سلامت از دو دیدگاه قابل بررسی است. اول اینکه در مناطق شهری معمولاً خدمات سلامت و تجهیزات ارائه دهنده سلامت گران قیمتی 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 هزینه های 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 هزینه های سلامت منجر خواهد شد. نتیجه به دست آمده مبنی بر اثر مثبت شهرنشینی بر سرانه هزینه های بخش سلامت، همسویی نزدیکی با نتایج مطالعات مگازینو و مل^{۳۶} (۲۰۱۲) و رضایی و همکاران (۲۰۱۶) دارد.

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

35. Magazzino and Mele

36. Bilgel and Tran

هزینه‌های عمومی سلامت، سرانه هزینه‌های بخش سلامت را در ایران حدود ۰/۲۹ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه بیانگر آن است که هزینه‌های صورت گرفته 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 به دست آمده می‌توان گفت کودکان و افراد مسن به دلیل 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. این نتیجه با یافته‌های حاصل از مطالعات آنگ (۲۰۰۹) و گل خندان (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 به دست آمده تأیید کننده 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 باز می‌دارد 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 میبین این است که بیکاران از سلامت کمتری نسبت به افراد شاغل بهره‌مند هستند؛ بنابراین بیکاری باعث بدتر شدن وضعیت سلامت و در نتیجه افزایش مخارج بخش سلامت می‌شود. نتایج این تحقیق، منطبق بر دیدگاه اول است.

۴- بحث و نتیجه‌گیری

تعیین کسش درآمدی سلامت و تعیین لوکس یا ضروری بودن سلامت به عنوان یک کالا، از مسائل مهم سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش سلامت است. صورت ظاهری تحقیقات تجربی انجام شده 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 کسش درآمدی سلامت در ایران، با در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل، در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۸ و با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی پرداخته است.

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 در نتیجه 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 فراهم کردن 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 منافی وجود ندارد.

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]
- Buřtamante, 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-sectional 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]

- 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)8:5<3.0.CO;2-U]

- 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]

This Page Intentionally Left Blank
