Archive of SID

● وصول مقاله: ۹۵/۱۲/۱۴
● اصلاح نهایی: ۹۶/۱/۲۱
● پذیرش نهایی: ۹۶/۱/۲۳

ارائه و آزمون الگویی برای تبیین تقاضای القایی پزشک در ایران

ابوالقاسم گل‌خندان [۱] / الهام فتح‌اللهی [۲]

چکیده

مقدمه: بر اساس فرضیه تقاضای القایی پزشک، تقاضای مراقبت‌های بهداشتی ممکن است به‌دلیل اطلاعات نامتقارن در بازار سلامت، تحت تأثیر رفتارهای عرضه‌کنندگان سلامت قرار گیرد. این مطالعه فرض می‌کند که ابتدا با افزایش تعداد پزشک، به‌دلیل افزایش عرضه سلامت، مخارج سلامت کاهش می‌یابد. اما، با رسیدن تعداد پزشک به یک سطح مشخص به نام سطح آستانه، به‌دلیل برقراری فرضیه تقاضای القایی پزشک، رقابت بین پزشکان، منجر به افزایش مخارج سلامت می‌شود. لذا، هدف اصلی این مطالعه بررسی فرضیه U شکل بین تعداد پزشک و مخارج سلامت در ایران است.

روش پژوهش: این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۰، به بررسی رابطه‌ی غیرخطی محتمل بین سرانه‌ی مخارج سلامت (متغیر وابسته)، سرانه‌ی پزشک (متغیر مستقل) و نرخ مرگ و میر (متغیر کنترل) پرداخته است. به این منظور از مدل رگرسیون انتقال ملایم لاجستیک (LSTR) استفاده شده است. هم‌چنین، تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزارهای، EXCEL، EVIEWS و JMALTI انجام شده است.

یافته‌ها: نتایج حاصل از برآورد مدل LSTR، ضمن تأیید تأثیر غیرخطی سرانه‌ی پزشک بر سرانه‌ی مخارج سلامت، نشان داده که سرانه‌ی پزشک به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، در قالب یک ساختار دو رژیمی با مقدار آستانه‌ای ۱۲/۲۴، بر سرانه‌ی مخارج سلامت در ایران اثر گذاشته است. به‌گونه‌ای که سرانه‌ی پزشک در رژیم اول، تأثیر منفی بر سرانه‌ی مخارج سلامت داشته است. اما در رژیم دوم این اثرگذاری مثبت می‌باشد. لذا فرضیه اثرگذاری U شکل سرانه‌ی پزشک بر سرانه‌ی مخارج سلامت در ایران رد نمی‌شود.

نتیجه‌گیری: با توجه به این‌که در حال حاضر در ایران سرانه‌ی پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، بیشتر از مقدار آستانه‌ای است، کشور در رژیم دوم قرار گرفته است. بر این اساس، اتخاذ سیاست‌های مناسب به منظور جلوگیری از القای تقاضا توسط پزشکان، ضروری به نظر می‌رسد.

کلیدواژه‌ها: مخارج سلامت، پزشک، تقاضای القایی، مدل رگرسیون انتقال ملایم لاجستیک (LSTR).

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

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

شناسایی عوامل و فاکتورهای تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت می‌تواند در تعیین بهترین سیاست‌ها برای کنترل و مدیریت هزینه‌های سلامت مفید و مؤثر باشد. فاکتورهای تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت به طور کلی به دو دسته فاکتورهای طرف تقاضا و فاکتورهای طرف عرضه طبقه‌بندی می‌شوند که فاکتورهای طرف تقاضا شامل متغیرهایی مانند: درآمد، نرخ بیکاری، باسوادی، شهرنشینی، درصد افراد بالای ۶۴ سال و زیر ۱۵ سال و فاکتورهای طرف عرضه شامل متغیرهایی مانند: پزشک، تخت، دندانپزشک، داروساز و داروخانه می‌شود[۱].

یکی از فاکتورهای مهم تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت در طرف عرضه، سرانه‌ی پزشک می‌باشد که در مباحث اقتصاد سلامت تحت عنوان «فرضیه تقاضای القایی پزشک» مطرح است. تقاضای القایی پزشک، تقاضایی است که با بهره‌گیری از مزیت اطلاعاتی بیش‌تر نسبت به بیماران، برای خدمات بهداشتی و درمانی انجام می‌شود و مراقبت بیش از حد با ارزش مشکوک ارئه می‌گردد[۲]. به‌عبارت دیگر، به القای ارائه، مراقبت یا فروش خدمت غیرضروری به مراجعین سیستم سلامت که با اعمال قدرت از طرف ارائه‌کنندگان خدمت همراه است، تقاضای القایی گفته می‌شود. عوامل متعدد اقتصادی، ساختاری، رفتار ارائه‌کنندگان و دریافت‌کنندگان خدمت و عدم تقارن اطلاعات میان آن‌ها، در القای تقاضا مؤثر هستند که موجب می‌شوند گاهی خدمات و کالاهایی مصرف شوند که سود چندانی ندارند[۳]. پس زمینه برای فرضیه تقاضای القایی، فرض اطلاعات نامتقارن بین پزشک و بیمار است. بیمار تخصص کافی برای ارزیابی میزان و کیفیت خدمات عرضه‌شده را ندارد[۴].

مطالعات شین و روئمر[۵] و روئمر[۶] اولین تحقیقاتی هستند که در زمینه تقاضای القایی عرضه‌کننده انجام شده‌اند. این مطالعات بیان‌کننده یک رابطه مثبت بین تعداد تخت‌های بیمارستان و تعداد روزهای بستری بیماران می‌باشند. بنابراین پدیده تقاضای القایی عرضه‌کننده در بازار خدمات بهداشتی و درمانی به عنوان «قانون روئمر» نیز شناخته شده است. این قانون به این‌صورت بیان می‌شود که «هر تخت بیمارستانی که ساخته می‌شود، حتماً پر خواهد شد». مفهوم این قانون را می‌توان این‌گونه بیان نمود که همه تخت‌های بیمارستانی که ساخته می‌شوند، صرف‌نظر از کم یا زیاد بودن تعداد سرانه تخت‌ها، اشغال خواهند شد. با وجود این‌که این قانون برای تقاضای خدمات بیمارستانی مطرح شده است، می‌توان آن را برای خدمات پزشکان نیز تعمیم و گسترش داد. در واقع می‌توان گفت، پزشکی که مجوز می‌گیرد، به دنبال آن تقاضا برای خدمت او نیز ایجاد می‌گردد[۷].

بعد از مطالعه روئمر، تجزیه و تحلیل‌های نظری دیگری در رابطه با تقاضای القایی موجود در بازار خدمات بهداشتی و درمانی توسط محققانی نظیر: پناهی و همکاران[۷]، سکیموتو و ماساکو[۳]، یودا[۸] و نصیری و روچایکس[۹] انجام گرفت که مؤید قانون روئمر هستند. این مطالعات با قطعیت وجود تقاضای القایی پزشکان را تأیید و بیان می‌کنند که در صورت وجود اطلاعات نامتقارن، پزشک قادر خواهد بود که ارزیابی بیمار از مراقبت‌های پزشکی را تحت تأثیر قرار دهد. در مقابل، محققانی نظیر هوسویا[۱۰] و خانی[۱۱] رفتار القای تقاضای عرضه‌کننده را نامعتبر دانسته و رد می‌کند. فیلیپینی و همکاران[۱۲] دریافتند که تراکم پزشک، یک عامل مثبت و معنی‌دار برای مصرف سرپایی آنتی‌بیوتیک می‌باشد. کریولی و همکاران[۱۳] با استفاده از داده‌های منطقه‌ای برای ۲۶ بخش سوئیس، وجود تقاضای القایی عرضه‌کننده را تأیید کرده‌اند. ورهرامی[۱۴] نشان داده است که ۱ درصد افزایش در تعداد پزشکان منجر به ۰/۱۲ درصد افزایش در تقاضا برای خدمات بیمارستانی و ۰/۰۱ درصد افزایش تقاضا برای خدمات سرپایی می‌گردد. در نتیجه می‌توان تا حدودی به صحت وجود تقاضای القایی پزشک در ایران پی برد.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی فوق می‌توان گفت که برخی از این مطالعات، فرضیه تقاضای القایی پزشک را

www.SID.ir

Archive of SID

تأیید و برخی آن را رد کرده‌اند. یکی از دلایل اصلی تناقض در نتایج مطالعات تجربی را صرف‌نظر از مدل، روش و نمونه مورد بررسی، می‌توان در احتمال وجود رابطه‌ی غیرخطی از سمت متغیر تعداد پزشکان به متغیر مخارج سلامت بیان نمود. حال به تشریح این موضوع بر اساس شکل (۱) می‌پردازیم. با افزایش تعداد پزشک در مراحل اولیه، به‌دلیل عدم وجود تقاضای القایی عرضه‌کننده، بازار با افزایش تراکم عرضه‌کنندگان، تبدیل به یک بازار رقابتی شده و قیمت خدمات در آن کاهش می‌یابد و به تبع آن مخارج سلامت کاهش پیدا می‌کند[۷] (شاخه نزولی منحنی). اما با افزایش تعداد پزشکان و رسیدن آن به یک سطح مشخص به‌نام «سطح آستانه»، از این سطح به بعد، با افزایش تعداد پزشکان، مخارج سلامت افزایش پیدا می‌کند (شاخه صعودی منحنی). زیرا پزشکانی که با یک کاهش درآمد به‌علت افزایش نسبت تعداد پزشک به جمعیت و کاهش مشاوره پزشکی، مواجه شده‌اند، تقاضا برای خدمتشان را از طریق تأثیرگذاری بر بیماران افزایش می‌دهند و به این ترتیب، کاهش درآمد ناشی از افزایش نسبت تعداد پزشک به جمعیت، با افزایش در مخارج سلامت بیماران و مراجعه‌کنندگان جبران می‌شود[۸]. بنابراین می‌توان در این رویکرد جدید نسبت به فرضیه تقاضای القایی پزشک، رابطه بین سرانه‌ی پزشک و مخارج سلامت را به‌صورت یک منحنی U شکل در نظر گرفت. (شکل ۱)

با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی مقاله حاضر بررسی رابطه U شکل بین سرانه‌ی پزشک و سرانه‌ی مخارج سلامت در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۰ می‌باشد. به‌عبارت دیگر، هدف اصلی این مقاله، تعیین سطحی از سرانه‌ی پزشک در ایران است که از آن سطح (سطح آستانه) به بعد، افزایش سرانه‌ی پزشک منجر به تقاضای القایی پزشک می‌شود؛ نه صرفاً بررسی وجود و یا عدم وجود فرضیه تقاضای القایی پزشک. به وضوح مشخص است که تعیین این سطح آستانه، برای تصویب قوانین و استانداردهای مربوط به عملکرد پزشکان توسط سازمان نظام پزشکی و هم‌چنین اعمال سیاست‌های مناسب کاهش و یا افزایش پذیرش دانشجوی پزشکی توسط وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، ضروری و مهم به‌نظر می‌رسد؛ چرا که از این سطح به بعد، همگام با افزایش تعداد پزشکان، رقابت بین آن‌ها منجر به خدمات درمانی غیرضروری و افزایش مخارج سلامت خواهد شد.

روش پژوهش

در این مطالعه، به منظور بررسی و آزمون تجربی تقاضای القایی پزشک در ایران از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. سه ویژگی اساسی این مدل نسبت به مدل‌های متعارف باعث می‌شود تا موضوع تحقیق با دقت بیشتری مورد بررسی قرار گیرد: ۱. نحوه اثرگذاری سرانه‌ی تعداد پزشک بر سرانه‌ی مخارج سلامت به وضعیت سیستم بستگی دارد و رابطه بین آن ها می تواند ثابت نباشد. ۲. در مدل STR تغییر در رژیم‌ها یا شکست‌های ساختاری، به صورت درون‌زا و از طریق مدل مشخص می‌شود. بنابراین نیازی به وارد نمودن متغیر موهومی (مجازی) و یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیست. ۳. مدل STR علاوه بر این‌که قابلیت مشخص نمودن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز نشان می‌دهد[۱۵].

حال به تشریح این مدل می‌پردازیم. در مدل STR، لزوماً همه فرآیندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها نیز می‌تواند به‌آرامی صورت گیرد. در این مدل، انتقالات بین رژیم‌های مختلف، توسط تابع لاجستیک یا تابع نمایی، تبیین می‌گردد. بر این اساس و به پیروی از تراسورتا[۱۶]، الگوی STR زیر برای بررسی تقاضای القایی پزشک در ایران لحاظ شده است:

$$(HE)_\tau = \phi'\omega_\tau + (\theta'\omega_\tau)\Gamma(\gamma,\chi,\sigma_\tau) + \upsilon_\tau$$

که در رابطه فوق: HE سرانه مخارج سلامت، ω_τ برداری از متغیرهای مستقل، کنترل و مقادیر وقفه‌دار آنها، به انضمام مقادیر وقفه‌دار HE است.

www.SID.ir

Archive of SID

$\varphi' = (\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p)$ بردار ضرایب قسمت خطی و $\theta' = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ بردار ضرایب قسمت غیرخطی مدل است. u_t جزء اخلال است که فرض می‌شود، شرط $u_t = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. ضمناً تابع G که یک تابع لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد، به فرم زیر است که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد. (رابطه ۲)

$$G(\gamma, c, s_t) = \left[\left(1 + \exp\left(-\gamma \prod_{k=1}^{K}(s_t - c_k)\right)\right)^{-1}\right], \quad \gamma > 0$$

در این تابع، s نشان‌گر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان‌دهنده‌ی حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. پارامتر K نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد. به منظور بررسی ویژگی‌های مدل LSTR، مطابق روش ون‌دیک[۲۲]، فرض می‌کنیم متغیر وابسته y تنها تابعی از مقادیر وقفه‌دار خودش باشد. در این‌صورت با فرض یک تابع انتقال دو رژیمی داریم:

$$y_t = (\theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \cdots + \theta_p y_{t-p}) + (\varphi_0 + \varphi_1 y_{t-1} + \cdots + \varphi_p y_{t-p})G(\gamma, c, s_t) + u_t$$

$$G(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))}$$

این مدل، یک مدل LSTR دو رژیمی نامیده می‌شود که پارامتر مکان، c، نقطه‌ای مابین دورژیم حدی $G(\gamma, c, s_t) = 0$ و $G(\gamma, c, s_t) = 1$ را نشان می‌دهد که $G(\gamma, c, s_t) = 0.5$ است. γ نشان‌گر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده و مقادیر بیشتر γ بیان‌گر تغییر سریع‌تر رژیم می‌باشد.

به طور کلی برآورد مدل STR دارای سه گام اساسی است:

گام اول تشخیص مدل می‌باشد. شروع این گام با تنظیم یک مدل خطی خودرگرسیونی یا AR است که به عنوان نقطه‌ی شروع برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. ادامه این گام شامل آزمون وجود رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرها، انتخاب s_t و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم می‌باشد. در این مرحله به منظور بررسی وجود رابطه‌ی غیرخطی از نوع LSTR، تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد رژیم‌ها، رگرسیون تقریبی زیر بر اساس بسط تیلور تابع انتقال رابطه (۳) به کار برده می‌شود:

$$(HE)_t = \beta_0' \omega_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_0' \tilde{\omega}_t s^j{}_t$$

که در آن: $\omega_t = (1, \tilde{\omega}_t')$ است. اگر s_t قسمتی از ω_t نباشد، خواهیم داشت:

$$(HE)_t = \beta_0' \omega_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_0' \omega_t s^j{}_t$$

فرضیه صفر خطی‌بودن مدل به صورت: $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ است که آماره آزمون مورد استفاده برای آزمون فرضیه نیز آماره آزمون F می‌باشد. بعد از آن که فرضیه خطی بودن رابطه بین متغیرها رد شد باید برای تشخیص نوع مدل غیرخطی سلسله آزمون‌های زیر بر روی مدل کمکی رابطه (۴) انجام گیرد:

$$1.\ H_{04}: \beta_3 = 0$$
$$2.\ H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$$
$$3.\ H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر فوق به ترتیب با F_4، F_3 و F_2 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیه H_{03}، مدل LSTR2 (مدل LSTR با دوبار تغییر رژیم) یا ESTR (مدل انتقال رژیم نمایی) تأیید می‌شود که با آزمودن فرضیه صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو را انتخاب نمود. در صورت رد فرضیه‌های H_{04} و H_{02} مدل LSTR1 (مدل LSTR با یک‌بار تغییر رژیم) انتخاب می‌شود.

گام دوم در برآورد یک مدل STR، تخمین مدل آن بوده که این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین مدل با استفاده از

www.SID.ir

Archive of SID

الگوریتم نیوتن – رافسون و روش حداکثر درست‌نمایی می‌باشد. گام آخر برآورد مدل STR، نیز ارزیابی مدل است. این مرحله معمولاً شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلفی نظیر عدم وجود خطاهای خود همبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیم‌های مختلف، عدم وجود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده در پسماندها می‌باشد.

این تحقیق با استفاده از اطلاعات و داده‌های آماری سالیانه دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۰ انجام شده است. به این منظور از متغیرهای لگاریتم طبیعی سرانه‌ی مخارج سلامت ((Ln(HE)) (بر حسب هزار ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳)، به عنوان متغیر وابسته و سرانه‌ی پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت (PHY)، به‌عنوان متغیر مستقل استفاده شده است. یکی از مهم‌ترین انتقاداتی که بررسی تقاضای القایی پزشک با آن روبه‌رو است، این است که تقاضای القاشده توسط پزشک، قابل تشخیص و جداسازی از افزایش تقاضای ناشی از بهبود دسترسی به مراکز پزشکی نیست. در واقع این نکته را می‌توان این‌گونه بیان نمود که با افزایش نسبت پزشک به جمعیت، حتی اگر پزشکان هیچ‌گونه القایی بر بیمار، جهت افزایش تقاضا نداشته باشند، قیمتی که بیمار پرداخت می‌کند، به خاطر کاهش هزینه دسترسی به خدمات درمانی کاهش می‌یابد و در نتیجه تقاضای خدمات درمانی ممکن است افزایش یابد. یکی از راه‌حل‌های غلبه بر این مشکل، استفاده از شاخص نرخ مرگ‌ومیر به عنوان یک متغیر کنترل در مدل است. چراکه، افزایش مخارج مربوط به بهبود سلامت ناشی از افزایش تعداد درمان‌های پزشکی، کنترل شده و مخارج حاصل از خدمات غیرضروری پزشکان را می‌توان اندازه گرفت. بر این اساس، اگر تأیید شود که افزایش تعداد پزشکان نسبت به جمعیت، تقاضا برای خدمات درمانی را افزایش می‌دهد، دلالت بر این دارد که تقاضای القایی پزشک شایع است[۱۹-۱۷]. به همین دلیل، از متغیر نرخ مرگ‌ومیر (MR)، به عنوان متغیر مستقل مدل استفاده شده است. منبع داده‌های متغیرهای این تحقیق، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و قانون بودجه کشور است. شایان ذکر است، به منظور برآورد مدل و تجزیه و تحلیل‌های آماری نیز از نرم‌افزارهای: EXCEL، EVIEWS و JMALTI استفاده شده است.

یافته‌ها

اولین گام در برآورد یک مدل STR، تعیین وقفه‌های بهینه متغیرهای مورد استفاده در مدل می‌باشد. این کار با استفاده از معیارهای: آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و حنان‌کوئین (HQ) انجام می‌گیرد. با توجه به تعداد مشاهدات کم در این مطالعه، معیار شوارتز که از اصل «صرفه‌جویی» پیروی می‌کند و برای این تعداد داده مناسب است، به‌عنوان ملاک تعیین وقفه بهینه در نظر گرفته شده است؛ که بر اساس این معیار، وقفه بهینه برای متغیرهای لگاریتم طبیعی سرانه‌ی هزینه‌های سلامت ((Ln(HE))، سرانه‌ی پزشک به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت (PHY) و نرخ مرگ‌ومیر (MR) به‌ترتیب اعداد: ۱، ۳ و ۱ تعیین می‌شود.

در ادامه گام اول، وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، مورد آزمون قرار می‌گیرد و در صورت تأیید وجود رابطه غیرخطی، باید از بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی بر اساس آماره‌های آزمون F، F_2، F_3 و F_4 تعیین شود. اهم نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در قالب جداول (۱) و (۲) ارائه شده است. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F گزارش‌شده در جدول (۱)، فرضیه صفر این آزمون مبنی‌بر خطی‌بودن مدل برای تمام متغیرهای مدل، به جز وقفه اول لگاریتم طبیعی سرانه‌ی هزینه‌های سلامت ((Ln(HE)) و وقفه‌های دوم و سوم سرانه‌ی پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت (PHY) رد می‌شود و فرض وجود رابطه غیرخطی برای این متغیرها پذیرفته و تأیید می‌شود.

حال بایستی متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکنه برای مدل غیرخطی انتخاب شود. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ

www.SID.ir

Archive of SID

کرد؛ اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به طور قوی‌تری رد شود. بر این اساس مناسب‌ترین متغیر انتقال با توجه جدول (۲)، متغیر وقفه اول سرانه‌ی پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت (PHY(t-1)) تعیین شده است. (جدول ۱)

انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال وقفه اول سرانه‌ی پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت (PHY(t-1))با توجه به آماره‌های F_2، F_3 و F_4، مرحله‌ی آخر گام اول در تخمین مدل می‌باشد. با توجه نتایج گزارش‌شده در جدول (۲) و توضیحات ارائه‌شده در روش تحقیق، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال (PHY(t-1))، مدل LSTR1، یعنی مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌شود؛ چراکه ارزش احتمال آماره‌های F_2 و F_4 کمتر از ۵ درصد و ارزش احتمال آماره F_3 بیش‌تر از ۵ درصد است. (جدول۲)

مرحله‌ی دوم در مدل‌سازی یک مدل STR، مرحله‌ی تخمین آن می‌باشد. با توجه به ماهیت غیرخطی این مدل‌ها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین مدل شروع می‌شود. با استفاده از این مقادیر اولیه، الگوی نیوتن – رافسون و حداکثرسازی تابع ML، پارامترها برآورد می‌شوند که نتایج این برآورد برای بخش خطی و غیرخطی در قالب جدول (۳) گزارش شده‌اند. (جدول ۳)

مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی(γ)، ۲/۸۱ و برای مقدار آستانه‌ای سرانه‌ی پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، یعنی c، ۱۲/۲۴ است. بنابراین تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$G(2.81,12.24, PHY_{t-1}) = \left[1+\exp\left(-2.81(PHY_{t-1}-12.24)\right)\right]^{-1}$$

با توجه به نکات اشاره شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، در رژیم اول G=0 و در رژیم دوم G=1 است. بنابراین برای رژیم اول داریم:

$$Ln(HE)_t = 2.81 + 0.84\,Ln(HE)_{t-1} - 0.12(PHY)_t - 0.05(PHY)_{t-1} + 0.02(PHY)_{t-2} - 0.06(PHY)_{t-3} + 0.04(MR)_t + 0.01(MR)_{t-1}$$

و برای رژیم دوم (که حاصل جمع ضرایب تخمینی بخش خطی و غیرخطی است) خواهیم داشت:

$$Ln(HE)_t = 1.39 + 0.76\,Ln(HE)_{t-1} - 0.17(PHY)_t + 0.06(PHY)_{t-1} + 0.07(PHY)_{t-2} + 0.12(PHY)_{t-3} + 0.05(MR)_t - 0.02(MR)_{t-1}$$

مرحله‌ی سوم و به عبارتی مرحله‌ی بعد از تخمین مدل، مرحله‌ی ارزیابی مدل می‌باشد. این قسمت را با تحلیل گرافیکی آغاز می‌کنیم. با توجه به تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم در شکل (۲)، می‌توان لحظه تغییر رژیم را برای الگوی برآوردشده ملاحظه نمود. (شکل ۲)

در مرحله‌ی ارزیابی، علاوه بر تحلیل گرافیکی، به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین نیز پرداخته می‌شود. اولین آزمون مورد بررسی، آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی می‌باشد. ارزش احتمال آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت این آزمون به ترتیب برابر با ۰/۵۵، ۰/۲۸، ۰/۴۶، ۰/۸۲، ۰/۶۸، ۰/۳۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ برآورد شده است که بر اساس آن، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در سطح اطمینان مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود. دومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی‌نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل است. با توجه به ارزش احتمال آزمون F برآورد شده (۰/۸۱)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. لذا مدل به طور کلی توانسته رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند.

آزمون مورد بررسی دیگر مربوط به ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف است. ارزش احتمال آماره F این آزمون ۰/۰۰۱ برآورد شده که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

از آزمون‌های دیگر که به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین در مدل STR می‌پردازند می‌توان به آزمون‌های ARCH-LM و آزمون Jarque-Bera اشاره نمود که به‌ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال نبودن باقیمانده‌ها به‌کار برده می‌شوند. بر اساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب ۰/۶۶ و ۰/۷۲ برآورد شده است. بر اساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیونی (ARCH) در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. درضمن ارزش احتمال آماره χ^2 آزمون Jarque-Bera، ۰/۶۸ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر مبنی بر نرمال‌بودن پسماندها در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. به طور خلاصه مطابق آزمون‌های ارزیابی مدل، مدل غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس معادلات رگرسیون برآوردشده در روابط (۷) و (۸) و هم‌چنین رابطه (۶) و با توجه به این‌که مجموع ضرایب سرانه‌ی تعداد پزشک در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با مقادیر ۰/۲۱- و ۰/۰۸ و مقدار آستانه‌ای آن برابر ۱۲/۲۴ می‌باشد، می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش سرانه‌ی تعداد پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، طی دوره مورد بررسی، تا سطح ۱۲/۲۴، اثر منفی و معناداری بر سرانه‌ی مخارج سلامت در ایران داشته است؛ اما در رژیم دوم (هنگامی که مقدار سرانه‌ی تعداد پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت بیش از مقدار آستانه‌ای، یعنی ۱۲/۲۴ بوده است) این اثرگذاری مثبت و معنادار شده شده است. بر این اساس می‌توان گفت که فرضیه تقاضای القایی پزشک در ایران، با گذر سرانه‌ی تعداد پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، از مقدار ۱۲/۲۴، رد نمی‌شود؛ اما برای مقادیر کم‌تر از آن، با افزایش سرانه‌ی تعداد پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، سرانه‌ی مخارج سلامت کاهش می‌یابد و فرضیه تقاضای القایی پزشک رد می‌شود. با توجه به این نتایج می‌توان گفت که فرضیه اثرگذاری U شکل سرانه‌ی تعداد پزشک بر سرانه‌ی مخارج سلامت، در بازار عرضه‌ی پزشکان ایران رد نمی‌شود. به این‌صورت که در صورت عدم وجود تقاضای القایی عرضه‌کننده (یعنی سطح کم‌تر از تعداد ۱۲/۲۴ پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت)، بازار با افزایش تراکم عرضه‌کنندگان، تبدیل به یک بازار رقابتی شده و قیمت خدمات در آن کاهش می‌یابد و به تبع آن سرانه مخارج سلامت کاهش پیدا می‌کند[۷]. اما با افزایش تعداد پزشکان و وقوع تقاضای القایی پزشکان (یعنی سطح بیش‌تر از تعداد ۱۲/۲۴ پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت)، پزشکانی که با یک کاهش درآمد به‌علت افزایش نسبت تعداد پزشک به جمعیت، مواجه هستند، تقاضا برای خدمتشان را از طریق تأثیرگذاری بر بیماران افزایش می‌دهند و به این ترتیب، کاهش درآمد ناشی از افزایش نسبت تعداد پزشک به جمعیت، با افزایش در مخارج سلامت بیماران جبران می‌شود[۸]. اگرچه نتایج این تحقیق وجود رابطه U شکل بین سرانه‌ی تعداد پزشک و سرانه‌ی مخارج سلامت را در بازار عرضه‌ی پزشکان نشان می‌دهد؛ اما در مقابل، برخی از مطالعات وجود رابطه خطی مثبت بین این دو متغیر یا همان فرضیه تقاضای القایی پزشک را تأیید کرده‌اند [۳، ۷، ۸، ۱۴] و برخی دیگر نشان‌دهنده رابطه خطی منفی بین این دو متغیر (رد فرضیه تقاضای القایی پزشک) می‌باشند[۱۰، ۱۱]. شکل (۳) دوره‌های مربوط به قرارگیری در رژیم اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌ای سرانه‌ی تعداد پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر، نشان می‌دهد. همان‌طور که از این شکل پیداست، تمام سال‌های قبل از سال ۱۳۸۳ در رژیم اول (رد فرضیه تقاضای القایی پزشک) و سال‌های بعد از این سال، در رژیم دوم واقع (عدم رد فرضیه فرضیه تقاضای القایی پزشک) شده‌اند. (شکل ۳)

بر اساس معادلات رگرسیون برآورد شده روابط (۷) و (۸) و با توجه به این که مجموع ضرایب متغیر نرخ

www.SID.ir

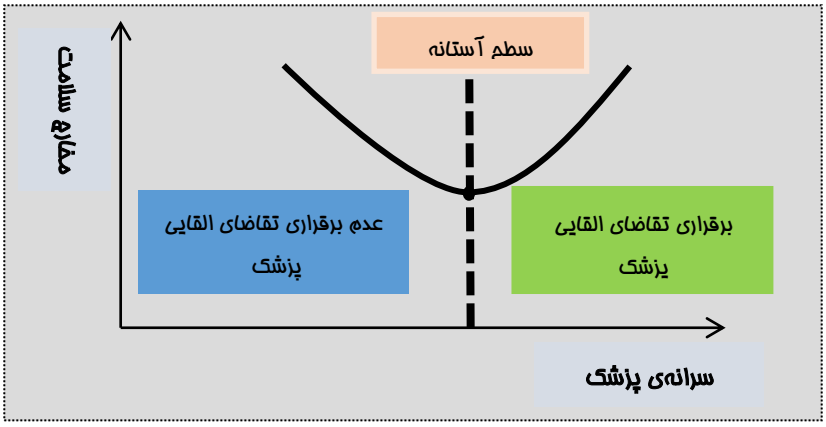
Archive of SID

مرگ‌ومیر در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با ۰/۰۵ و ۰/۰۳ می‌باشد، می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش (کاهش) نرخ مرگ‌ومیر طی دوره مورد بررسی اثر مثبت (منفی) و معناداری بر سرانه مخارج سلامت در ایران داشته است؛ گرچه در رژیم دوم (هنگامی که مقدار سرانه‌ی تعداد پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر بیش از مقدار آستانه‌ای یعنی ۱۲/۲۴ بوده است) شدت این اثرگذاری مثبت کم‌تر شده است. در زمینه نوع تأثیرگذاری نرخ مرگ و میر بر مخارج سلامت دو رویکرد متناقض مطرح شده است. از یک‌سو، یک تحلیل بدیهی که بیش‌تر مطالعات به آن اشاره کرده‌اند، این است که افزایش نرخ مرگ‌ومیر که به معنی نامناسب بودن وضعیت سلامت است، متضمن مخارج سلامت بیش‌تر است[۷، ۲۰]. از سوی دیگر، برخی از مطالعات اظهار داشته‌اندکه افزایش نرخ مرگ‌ومیر (کاهش میانگین سنی جمعیت)، می‌تواند منجر به افزایش هزینه متوسط صرف‌شده در بخش سلامت شود[۲۱، ۲۲]. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، نتایج این تحقیق، رویکرد نخست مبنی بر رابطه مثبت بین نرخ مرگ و میر و میزان مخارج سلامت را تأیید می‌کند. نکته مهم آنست که با افزایش سرانه‌ی تعداد پزشک از مقدار آستانه‌ای آن و ورود به رژیم دوم، میزان تأثیرگذاری مثبت نرخ مرگ‌ومیر بر مخارج سلامت کاهش می‌یابد (۰/۰۵ در مقابل ۰/۰۳)؛به این دلیل که افزایش سرانه‌ی تعداد پزشک به معنای بهبود وضعیت سلامت در جامعه و در نتیجه کاهش مخارج سلامت ناشی از افزایش نرخ مرگ‌ومیر می‌باشد.

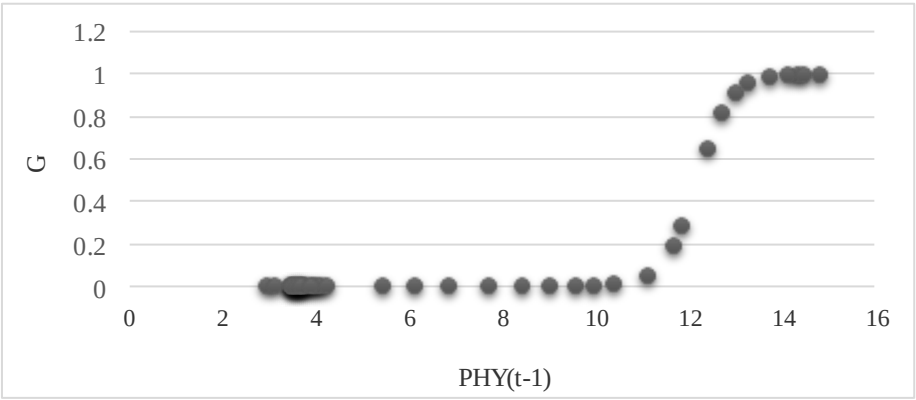
با توجه به این که در حال حاضر در ایران سرانه ی پزشک به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت، بیش‌تر از مقدار آستانه‌ای است، بر این اساس می‌توان گفت که در شرایط فعلی، افزایش سرانه‌ی تعداد پزشک منجر به افزایش سرانه‌ی مخارج سلامت و در نتیجه تقاضای القایی پزشک خواهد شد. با عنایت به این نتیجه، تصویب قوانین و استانداردهای مربوط به عملکرد پزشکان توسط سازمان نظام پزشکی و هم‌چنین اعمال سیاست‌های مناسب کاهش دانشجوی پزشکی توسط وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ضروری به نظر می‌رسد. در این راستا، پزشکان عمومی نسبت به پزشکان متخصص در اولویت می‌باشند. دلیل این امر را این‌گونه می‌توان توجیه کرد که از آنجایی‌که عموماً افرادی که به پزشکان عمومی مراجعه می‌کنند، وضعیت خطرناک و حادی ندارند و خدمات توصیه‌شده توسط پزشک نیز عواقب جدی و حیاتی (حداقل در کوتاه‌مدت) را به‌دنبال ندارد، بنابراین به نظر می‌رسد که القای تقاضای غیرضروری توسط پزشکان عمومی، سازگارتر با واقعیت موجود باشد. اما، پزشکان متخصص به علت حیاتی‌بودن وضعیت بیمار باید توجه جدی‌تر به تشخیص درمان صحیح و ارائه خدمات درمانی داشته باشند[۷، ۲۳]. یک راه مؤثر دیگر برای جلوگیری از القای تقاضا توسط پزشکان، نظارت بر حقوق پزشکان وتغییر روش‌های پرداخت باشد. نظام پرداخت می‌تواند بر انگیزه و رفتار پزشکان تأثیر جدی و مؤثر بگذارد. بنابراین، برای جلوگیری از افزایش غیرضروری سرانه مخارج سلامت و استفاده مناسب از منابع مالی جهت بهبود وضعیت سلامت، ممکن است تجدید نظر در پرداخت حقوق پزشکان راه‌حل مناسبی باشد. هم‌چنین، بایستی سیاست‌گذاری‌های لازم جهت افزایش اطلاعات بیماران در مورد مراقبت‌های بهداشتی و دارویی در جهت کاهش عدم تقارن اطلاعات بین بیمار و پزشک و بروز تقاضای القایی پزشک صورت گیرد.

www.SID.ir

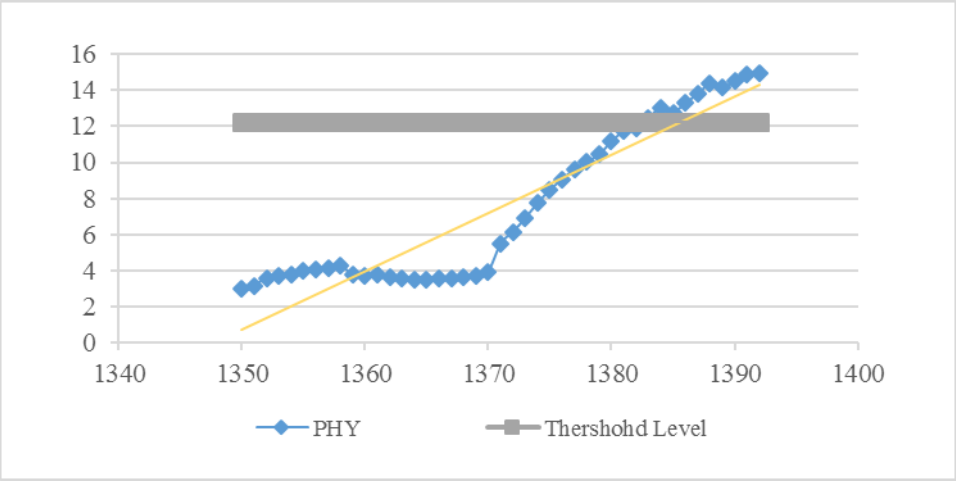
Archive of SID



شکل ۱ - رابطه‌ی غیرخطی بین سرانه‌ی پزشک و مخارج سلامت



شکل ۲ - نمودار تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم



www.SID.ir

Archive of SID

شکل ۳ - روند سرانه‌ی تعداد پزشک به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر و مقدار آستانه‌آی آن در ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۰

جدول ۱ - نوع مدل و انتخاب متغیر انتقال

مدل پیشنهادی	ارزش احتمال آماره F	متغیر
Linear	۰/۲۵۲	Ln(HE)(t-1)
LSTR	۰/۰۰۱	PHY(t)
LSTR*	۰/۰۰۰	PHY(t-1)
Linear	۰/۱۸۸	PHY(t-2)
Linear	۰/۵۸۲	PHY(t-3)
LSTR	۰/۰۰۸	MR(t)
LSTR	۰/۰۱۵	MR(t-1)

جدول ۲ - نوع مدل متغیر انتقال

مدل پیشنهادی	F_2ارزش احتمال آماره	F_3ارزش احتمال آماره	F_4ارزش احتمال آماره	متغیر انتقال
LSTR1	۰/۰۱۱	۰/۲۸۱	۰/۰۰۰	PHY(t-1)

جدول ۳ - نتایج تخمین مدل

متغیر	ضریب تخمینی بخش خطی	ضریب تخمینی بخش غیرخطی
CONST	۲/۸۱ (۰/۰۰۱)	-۱/۴۲ (۰/۰۰۰)
HE(t-1)	۰/۸۴ (۰/۰۰۸)	-۰/۰۸ (۰/۰۲۵)
PHY(t)	-۰/۱۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵ (۰/۰۰۰)
PHY(t-1)	-۰/۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۱۱ (۰/۰۰۴)
PHY(t-2)	۰/۰۲ (۰/۰۴۱)	۰/۰۵ (۰/۰۲۶)
PHY(t-3)	-۰/۰۶ (۰/۰۸۵)	۰/۱۸ (۰/۰۴۹)
MR(t)	۰/۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱ (۰/۰۰۰)
MR(t-1)	۰/۰۱ (۰/۰۲۲)	-۰/۰۳ (۰/۰۰۰)
$R^2 = 0.76$	$AIC = -6.44$	$SC = -4.62$ $HQ = -5.81$
	$\gamma = 2.81$	$c = 12.24$

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطوح احتمال می‌باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

Reference:

1- Magazzino C, Mele M. The Determinants of Health Expenditure in Italian Regions. International Journal of Economics and Finance, 2012; 4(3): 61-72.

2- Pauly MV. Doctors and Their Workshops: Economic Models of Physician Behavior. University of Chicago Press: University of Chicago Press; 2009.

3- Sekimoto MD, Masako L. Supplier-Induced Demand for Chronic Disease Care in Japan: Multilevel Analysis of the Association between Physician Density and Physician-Patient Encounter Frequency. Journal of the Value in Health Regional Issues, 2015; 6: 103-110.

4- Khorasani E, Keyvanara M, Karimi S, Jafarian Jazi M. The Role of Patients in Induced Demand from Experts' Perception: A Qualitative Study. Journal of qualitative Research in Health Sciences, 2014; 2(4): 336-345. [Persian]

5- Shain M, Roemer MI. Hospital Costs Relate to the Supply of Beds. Modern Hospital, 1959; 92: 71-73.

6- Roemer MI. Bed Supply and Hospital Utilization: A National Experiment. Hospitals. J.A.H.A, 1961; 35: 988-993.

7- Panahi H, Salmani B, Nasibparast S. Inductive Effect of Physicians Number and Hospital Bed on Health Expenditures in Iran. Journal of Applied Theories of Economics, 2015; 2: 25-42. [Persian]

8- Yuda M. Medical fee reforms, changes in medical supply densities, and supplier-induced demand: Empirical evidence from Japan. Hitotsubashi Journal of Economics, 2013; 54(1): 79-93.

9- Nassiri A, Rochaix L. Revisiting Physicians' Financial Incentives in Quebec: A Panel system Approach. Health Economics, 2006; 15: 49-64.

10- Hosoya, K. Determinants of Health Expenditures: Stylized Facts and a New Signal, Modern Economy, 2014; 5: 1171-1180.

11- Khani M. Evaluation of the Physicians Induced Demand: Case Study of Cesarean in Iran, Master's thesis, Faculty of Management and Economics, Sharif University of Technology; 2012. [Persian]

12- Filippini M, Masiero G, Moschetti K. Socioeconomic Determinants of Regional Differences in Outpatient Antibiotic Consumption: Evidence from Switzerland. Health Policy, 2006; 78(1): 77-92.

13- Crivellei L, Filippini M, Mosca I. Federalism and Regional Health Care Expenditures: An Empirical Analysis for the Swiss Cantons. Health Economics, 2006; 15(5): 535-541.

14- Varharami V. Evaluation of the Physician Induced Demand. Journal of Healthcare Management, 2010; 2: 3742. [Persian]

15- Van Dijk D. Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference, PhD Thesis, Erasmus University Rotterdam; 1999.

16- Terasvirta T. Smooth Transition Regression Modeling, in H. L¨utkepohl and M. Kratzig (Eds). Applied Time Series Econometrics 2004; Cambridge University Press, Cambridge; 17.

17- Rossiter LF, Wilensky GR. A Reexamination of the Use of Physician Services: The role of Physician Induced Demand. Inquiry, 1983; 20(2): 162-172.

18- Wilensky GR, Rossiter L. Relative Importance of Physician Induced Demand on the Demand for the Medical Care. Milbank Memorial Fund Quarterly, 1983; 61(2): 252-277.

19- Escare JJ. Would Eliminating Differences in Physician Practice Style Reduce Geographic Variation in Cataract Surgery Rates? Medical Care, 1993; 12: 1106-1118.

www.SID.ir

Archive of SID

20- Sen A. Is Health Care a Luxury? New Evidence from OECD Data. International Journal of Health Care Finance and Economics, 2005; 5(2): 147-164.
21- Seshamani M, Gray AM. A Longitudinal Study of the Effects of Age and Time to Death on Hospital Costs. Journal of health economics, 2004; 23(2): 217-235.
22- Zweifel P, Felder S, Meiers M. Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring? Health Economic, 1999; 8(6): 485-496.
23- Abdoli G, Varharami V. The Role of Asymmetric Information in Induced Demands: A Case Study of Medical Services. Journal of Health Administration, 2011; 14. [Persian]

www.SID.ir