فصلنامه صنعت بیمه/سال بیست و پنجم/شماره ۳/پاییز ۱۳۸۹/شماره مسلسل ۹۹/صفحات ۳ تا ۲۸
Archive of SID

برآورد تابع تقاضای بیمه درمانی خصوصی در مناطق شهری ایران: تحلیل توبیت

دکتر منیژه نخعی آغمیونی[۱]
مینا کاموئی[۲]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۰۴/۳۰
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۰۹/۱۵

چکیده

هدف این مقاله برآورد تابع تقاضای بیمه درمانی خصوصی در مناطق شهری ایران است. باتوجه به وجود داده‌های سانسورشده، برآوردها در غالب الگوی توبیت صورت می‌گیرد. برای ارزیابی شدت واریانس ناهمسانی، الگوی تقاضا براساس رگرسیون‌های کوانتیلی (برآوردگر پاول) برآورد شده و تفاوت‌های موجود بین ضرایب به‌دست‌آمده برای کوانتیل‌های مختلف و ضرایب الگوی ساده استفاده می‌شوند. همچنین مقایسه فواصل اطمینان به‌دست آمده در روش بوت-استراپ با فواصل اطمینان برآورد توبیت نشان از اثر قابل اغماض واریانس ناهمسانی دارد. کشش درآمدی تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی مثبت است. مصرف‌کنندگان، بیمه‌های درمانی – اجتماعی را جایگزین بیمه‌های درمانی– خصوصی می‌پندارند. تقاضای خانوار برای بیمه درمانی خصوصی تابعی مقعر از سن سرپرست خانوار بوده و با فرض ثبات سایر شرایط، در سطح ۵۵ سال به حداکثر می‌رسد. وضعیت مشابهی در مورد رابطه سطح تحصیلات سرپرست خانوار با تقاضا وجود داشته و سطح کارشناسی ارشد به حداکثرشدن تقاضای بیمه خصوصی می‌انجامد. ثروت دارای اثری مثبت بر تقاضای بیمه‌های درمانی خصوصی است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد، میزان تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی براساس پیش‌بینی خانوارها از هزینه‌های درمانی شکل می‌گیرد. از دیگر نتایج بیشتربودن تقاضا در خانوارهای دارای سرپرست بازنشسته، به‌رغم بهره‌مندی آنان از بیمه‌های درمانی عمومی است که می‌تواند نشانی از برتری کیفت خدمات بیمه درمانی خصوصی در قیاس با همتای عمومی آن باشد.

واژگان کلیدی: *تقاضا، بیمه درمانی خصوصی، داده‌های سانسورشده، توبیت، رگرسیون کوانتیلی، بوت-استراپ*

---

۱. عضو هیئت علمی دانشگاه الزهراء، دانشکدهٔ علوم اجتماعی و اقتصاد (Email: Manizheh.nakhai@Yahoo.com)
۲. کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه الزهراء، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد (نویسنده مسئول)
(Emil:M_Kamouie@Yahoo.com)

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

مواجهه با طبیعت تصادفی سلامت از مسائل اقتصادی مؤثر بر زندگی بشر است. اهمیت این موضوع به این واقعیت باز می‌گردد که بیماری می‌تواند با اعمال دو نوع هزینه، رفاه آحاد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد: اول، هزینه‌های درمانی مورد نیاز برای بهبود و یا درمان بیماری و دوم، درآمد دستمزدی که احتمالاً در دوره بیماری ازدست‌می‌رود. این واقعیت، منجربه ایجاد تمایل به پرداخت برای تأمین در برابر بیماری شده و به عبارت دقیق‌تر، تقاضا برای بیمه‌های درمانی (بهداشتی) را تحریک می‌کند. الگوهای اقتصاد خرد بنیادی توصیفگر تقاضای بیمه (درمانی)، غالباً با بهره‌گیری از چهارچوب‌های خرید همه یا هیچ به تحلیل رفتار احاد اقتصادی می‌پردازند. شاه‌بیت چنین الگوهایی آن است که با فرض ثبات سایر شرایط، مطلوبیت خرید پوشش بیمه بیش از مطلوبیت عدم‌خرید آن است، اگر و تنها اگر، پوشش بیمه‌ای مذکور خریداری شود؛ به‌عبارت‌دیگر، چنین الگوهایی به آستانه[1] تغییر تصمیم اهمیت می‌دهند نه اثرات نهایی عوامل مؤثر بر تقاضا در سطوح مختلف آنها. این رهیافتی است که بزلی و همکارانش[2] برای تحلیل رفتار مصرف‌کننده در تقاضای بیمه درمانی خصوصی به‌کارمی‌برند. در واقع، چنین الگوهایی، سطح مطلوبیت را متغیر پنهانی می‌دانند که تصمیم مصرف‌کننده، به‌صورت خرید یا عدم‌خرید پوشش بیمه‌ای، وضعیت آن را مشخص می‌کند. البته از نقطه‌نظر مطالعات تجربی نیز این نوع نگاه قابل دفاع است؛ چراکه هر نمونه تصادفی از مقادیر تقاضا برای پوشش بیمه‌ای (درمانی) حاوی تعداد زیادی از افراد فاقد پوشش بیمه‌ای است. غالب پژوهش‌های انجام‌شده در این حوزه از روش‌های برآورد انتخاب گسسته برای تحلیل تجربی تقاضا برای بیمه‌های درمانی استفاده می‌کنند که در واقع تلاش در جهت تخمین

1. Threshold
2. Besley et al, 1999

www.SID.ir

Archive of SID

احتمال خرید پوشش بیمه‌ای است؛ برای مثال، بزلی و همکارانش با استفاده از یک الگوی پروبیت[1] ساده به ارزیابی اثر لیست‌های انتظار استفاده از خدمات درمانی عمومی در انگلستان بر تقاضای بیمه‌های درمانی خصوصی در این کشور می‌پردازند. کامرون و همکارانش[2] برای برآورد هم‌زمان تقاضا برای بیمه‌های درمانی و اندازه‌گیری اثر خطرات ذهنی و انتخاب ناسازگار در بخش درمانی استرالیا از یک الگوی پروبیت عمومی معادلات هم‌زمان[3] بهره می‌گیرند. هرینگ[4] نیز با استفاده از یک الگوی پروبیت، همراه با تخمین‌زن وایت انحراف معیارها، به ارزیابی اثر دسترسی به خدمات درمانی خیریه بر تقاضای بیمه‌های درمانی خصوصی در ایالات متحده پرداخته است. از مطالعات داخلی که روش‌های تقریباً مشابهی به‌کاربرده‌اند، می‌توان به فتحی‌زاده (۱۳۷۶) و معینی (۱۳۸۴) اشاره کرد. استفاده از این روش مادامی که هدف مطالعه بررسی روابط کمی از قبیل تخمین کشش‌ها با تحلیل‌های مقداری مشابه نباشد، مفید است. ازآنجاکه از اهداف پژوهش حاضر براورد کشش درآمدی تقاضا برای بیمه‌های درمانی خصوصی است، به جای بهره‌گیری از روش رایج در جریان اصلی (الگوهای انتخاب گسسته) به تخمین تابع تقاضا با استفاده از روش تخمین سازگار با ویژگی‌های آماری داده‌ها پرداخته خواهد شد.

در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته (مانند انگلستان) امکان بهره‌گیری تمامی شهروندان از نوعی خدمات درمانی عمومی که توسط دولت ارائه می‌شود، وجود دارد و بخش خصوصی نیز در رقابت با این بخش به ارائه خدمات با کیفیت بالاتر پرداخته و سهمی از بازار بیمه‌های درمانی را به خود اختصاص می‌دهد؛ بنابراین، در چنین اقتصادهایی، اتخاذ تصمیم پیرامون خرید پوشش بیمه درمانی خصوصی با فرض

1. Probit
2. Cameron et al, 1984
3. Simultaneous Equation Generalized Probit
4. Herring, 2005

www.SID.ir

Archive of SID

دسترسی مجانی به بیمه‌های درمانی عمومی صورت می‌گیرد. اما مناسبات در کشورهای درحال توسعه متفاوت است. باتوجه به تمرکز این مطالعه بر اقتصاد ایران، چند سطر آتی به مروری بر نهادهای مؤثر بر بازار بیمه‌های درمانی اختصاص داده شده است.

براساس قانون کار ایران، بیمه خدمات درمانی سازمان تأمین اجتماعی، بخشی از نیروی کار را که رسماً شاغل هستند تحت پوشش قرار می‌دهد.[۱] در واقع کارگر و کارفرما در این شرایط ملزوم به ارسال مدارک اشتغال و پرداخت حق‌بیمه معین (براساس دستمزد) به سازمان تأمین اجتماعی هستند. باتوجه به آنچه ذکر شد، بخشی از نیروی کار که بیکار نبوده لکن شاغل رسمی هم محسوب نمی‌شوند تحت پوشش بیمه خدمات درمانی سازمان تأمین اجتماعی قرار نخواهند گرفت. گروه دیگری که از منافع بیمه خدمات درمانی بهره می‌گیرند، بازنشستگان هستند که برای مدت حداقل ۳۰ سال به‌طوررسمی شاغل بوده و بیش از ۶۰ سال از عمرشان می‌گذرد. البته مواردی از قبیل ازکارافتادگی و افرادی که حق‌بیمه اختیاری پرداخت کرده‌اند نیز شامل این مزایا خواهند شد. نکته مهم در مورد این دسته از افراد عدم‌پرداخت حق‌بیمه درمانی عمومی توسط آنهاست؛ علاوه‌براین، برخی شرکت‌های دولتی مانند شرکت ملی نفت ایران، وظیفه تأمین نیازهای خدمات درمانی نیروی کار خود را برعهده‌دارند که از طریق ایجاد نوعی سیستم بیمه‌ای درون‌بنگاهی قابل اجراست. لذا در پژوهش حاضر، این نوع پوشش نیز در زمره بیمه‌های درمانی عمومی طبقه‌بندی می‌شود. ویژگی دیگر خدمات درمانی ارائه‌شده به دارندگان پوشش بیمه‌های درمانی عمومی، کیفیت به‌نسبت پایین این خدمات، چه از جنبه زمان انتظار و چه از جنبه خدمات ارائه‌شده در مراکز درمانی است که به نوعی می‌تواند بر تصمیم‌گیری آحاد اقتصادی در

۱. منظور از اشتغال رسمی در اینجا، کار تحت قراردادهای بیش از ۹۰ روز است.

www.SID.ir

Archive of SID

انتخاب بین پوشش خصوصی و عمومی مؤثر باشد. بحث تفاوت کیفیت خدمات در بخش‌های عمومی و خصوصی از موارد مهمی است که پژهشگران حوزه اقتصاد بهداشت بر آن تمرکز دارند (برای مثال می‌توان به بزلی و همکارانش[1] اشاره کرد).

براساس داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، تعداد قابل توجهی از خانوارهای موجود در نمونه که فاقد پوشش بیمه‌ای درمانی عمومی هستند از پوشش بیمه درمانی خصوصی بهره می‌برند. این مشاهده به طرح این سؤال می‌انجامد که آیا بیمه‌های درمانی خصوصی و عمومی جانشین یکدیگر هستند؟ ازسوی‌دیگر، خانوارهایی در نمونه یافت می‌شوند که به‌رغم بهره‌گیری از بیمه‌های درمانی عمومی از پوشش بیمه‌ای خصوصی نیز استفاده می‌کنند. این مشاهده می‌تواند نمایانگر این امکان باشد که کمبود کیفیت خدمات درمانی عمومی، برخی خانوارها را به خرید پوشش خصوصی برای جبران کیفیت در پاره‌ای موارد ترغیب می‌کند. به‌هرحال، سهم اندک بخش خصوصی در صنعت بیمه (حدود ۵٪) ضرورت انجام چنین مطالعه‌ای را بیش از پیش نمایان می‌کند؛ چراکه تحقیقاتی ازاین‌دست می‌تواند ظرفیت‌های بالقوه بخش خصوصی برای توسعه را نمایان سازد.

برای پاسخ به سؤالات مطرح‌شده، داده‌های بودجه–خانوار مرکز آمار ایران استفاده می‌شود (داده‌های اجتماعی و اقتصادی خانوار، ۱۳۸۲). بررسی اولیه داده‌های مربوط‌به حقوق بیمه درمانی خصوصی توسط خانوار در این نمونه نشان از وجود تعداد زیادی کمیت صفر در داده‌ها دارد، به این معنی که بسیاری از خانوارها بیمه درمان خصوصی تقاضا نمی‌کنند. بدون در نظر گرفتن داده‌های حاوی مقدار تقاضای صفر برای بیمه‌های درمانی خصوصی، نمونه‌ای با ۸۲۷ مشاهده به‌دست‌می‌آید که در آن میانگین، معادل ۴۵۵۲۹ ریال و انحراف معیار، معادل ۸۸۱۰۶ ریال است. این دو آماره باتوجه به قید نامنفی‌بودن حق‌بیمه پرداختی حاکی از داده‌هایی با پراکندگی

1. Besley et al, 1999

www.SID.ir

Archive of SID

نسبی بالا و چوله به راست دارند که حجم بزرگی از داده‌ها روی مقدار صفر انباشته شده‌اند.

برای برآورد تابع تقاضا، اولین فرض، ثبات حقوق بیمه درمانی در بازار این خدمت است که با تعیین دستوری حقوق بیمه در هر سال توسط دولت در سازگاری کامل قرار دارد. فرض دوم مورد استفاده آن است که مجموع هزینه‌های خوراک و پوشاک خانوار فیلتر مناسبی برای تقریب‌زدن درآمد دائمی خانوار است. به‌این‌ترتیب، می‌توان اریب احتمالی ناشی از تکانه‌های موقتی درآمد و ثروت در برآورد اثر درآمد بر تقاضای بیمه درمانی خصوصی را خنثی نمود. برای کمی‌سازی وضعیت سلامتی خانوار و ارزیابی اثر آن بر تقاضای بیمه درمانی خصوصی، فرض دیگر آن است که هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار وضعیت سلامتی خانوار را منعکس می‌کند؛ به‌عبارت‌دیگر، فرض ضمنی دراین‌رابطه، نبود خطای منظم در پیش‌بینی وضعیت سلامتی آینده توسط خانوار است. این فرض با استدلال ارائه‌شده در کامرون و همکارانش[1] پیرامون وابستگی تقاضا برای بیمه درمانی به وضعیت سلامتی مورد انتظار خانوار، سازگار است. درنهایت، جهت منظورکردن اثر ریسک‌گریزی بر تقاضای بیمه درمانی، فرض دیگر آن است که دو عامل سن و سطح تحصیلات سرپرست خانوار، حاوی اطلاعات مفیدی در مورد شدت ریسک‌گریزی خانوار هستند. درنظرگرفتن عامل سن در مطالعات تجربی بازار بیمه بسیار مرسوم است؛ اما در مورد سطح تحصیلات خانوار می‌توان به‌این‌صورت استدلال کرد که با افزایش سطح تحصیلات، میزان اعتقاد به قضا و قدر کاهش یافته و در نتیجه فرد ریسک‌گریزتر خواهد بود.[2]

1. Cameron et al, 1984

۲. مشابه این استدلال در پورپرتوی (۱۳۸۱) مطرح شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

باتوجه به فرض‌های ذکرشده، در الگوی برآورد تابع تقاضای بیمه درمانی خصوصی، مقدار حق‌بیمه درمانی خصوصی پرداختی توسط خانوار به‌عنوان متغیر وابسته و تعدادی متغیر اقتصادی–اجتماعی که منعکس‌کننده ویژگی‌های خانوار هستند در غالب متغیرهای مستقل وارد خواهند شد. رهیافت برآورد الگو مشابه آنچه شورز و شوتیک[1] برای تخمین تابع تقاضای عمومی بیمه پیش گرفته‌اند، خواهد بود. براساس این الگو، تمرکز مطالعه بر برآورد کشش درآمدی تقاضا برای بیمه‌های درمانی خصوصی و رفتار خانوار در جایگزین‌کردن احتمالی بیمه‌های درمانی خصوصی با همتای عمومی آن خواهد بود. آنچه در مقاله حاضر، رهیافت ذکرشده را تکمیل می‌کند، بهره‌گیری از برآورد رگرسیون‌های کوانتیلی[2] جهت ارزیابی اثرات احتمالی واریانس ناهمسانی بر نتایج برآوردهاست.

ادامه مقاله، این چنین تنظیم شده است؛ در بخش ۲، تحلیل اولیه داده‌های ارائه می‌شود که تمرکز اصلی آن بر تشریح برخی همبستگی‌ها میان تقاضا برای بیمه‌های درمانی خصوصی و گروهی از متغیرهای توضیحی اگو خواهد بود. هدف اصلی بخش ۳ ارائه الگوی نظری است که قادر به توجیه عقلایی نمونه آماری مورد مطالعه باشد؛ الگویی که می‌تواند حضور چهار دسته خانوارهای دارای پوشش بیمه‌ای خصوصی، دارای پوشش عمومی، فاقد هرگونه پوشش بیمه‌ای و خریداران هر دو نوع پوشش را براساس اصل حداکثرسازی مطلوبیت توجیه کند. در بخش۴، نتایج تجربی پژوهش، شامل برآورد الگوی توبیت و همچنین رگرسیون‌های کوانتیلی ارائه خواهد شد. بخش ۵ به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

1. Showers & Shotick, 1994
2. Quantile Regression

www.SID.ir

Archive of SID

۲. تحلیل اولیه داده‌ها

در این بخش ضمن تلاش در جهت ارائه تصویری کلی از نمونه آماری تحت بررسی سعی در معرفی برخی ویژگی‌های آماری آن خواهد شد. در گام اول به ارائه ترکیب تقاضا برای بیمه‌های درمانی، براساس نوع بیمه، در نمونه خواهیم پرداخت. نمونه حاوی خانوارهای شهری، دارای ۹۶۸۲ مشاهده است که از میان آنها ۸۲۷ خانوار (۸/۵٤٪ نمونه) پوشش بیمه درمانی خصوصی خریداری کرده‌اند. در طرف مقابل، ۳۱۲۸ خانوار حق‌بیمه تأمین اجتماعی پرداخت نموده و به‌عبارت‌دیگر در بازار بیمه‌های درمانی خصوصی به‌سرمی‌برند. آن گونه‌که چندان دور از انتظار نیست، تنها ۱٤۰ خانوار، خریدار هر دو نوع پوشش بیمه‌ای هستند که به نوعی از احتمال جایگزین‌بودن این دو نوع خدمت حکایت دارد. نامه قابل توجه در این نمونه گزارش نبود هرگونه پوشش بیمه‌ای درمانی برای ۷٤٦۷ خانوار است.

گام دوم به بررسی همبستگی‌ها بین تقاضای بیمه درمانی خصوصی و برخی کاندیدها برای متغیرهای مستقل الگو اختصاص خواهد داشت. برای یافتن نشانی از همبستگی بین تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی و فیلتر درآمد دائمی معرفی‌شده در بخش قبل، پس از دهک‌بندی نمونه براساس فیلتر درآمد دائمی فوق، تعداد خانوارهای دارای پوشش بیمه‌ای در هر دهک شمارش شده‌اند. در جدول ۱ نتایج این شمارش آمده است که معرف همبستگی مثبت بین درآمد و تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی است.

جدول ۱. همبستگی بین درآمد دائمی و تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی

دهک‌های فیلتر درآمد دائمی	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
تعداد خریداران بیمه خصوصی	۱۷	۴۷	۵۱	۷۰	۸۹	۷۰	۹۴	۱۲۵	۱۳۱	۱۲۴

برای‌به‌دست آوردن تصویری کلی از همبستگی بین تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی و سطح تحصیلات سرپرست خانوار، به‌عنوان ساده‌ترین روش، میانگین

www.SID.ir

Archive of SID

سطح تحصیلات سرپرست خانوار، بین دو گروه خریداران پوشش بیمه خصوصی و خانوارهای فاقد پوشش بیمه خصوصی مقایسه می‌شود. برای اندازه‌گیری سطح تحصیلات در پژوهش حاضر، متغیری گسسته درنظرگرفته‌می‌شود که مقادیری بین صفر تا ۹ اختیار می‌کند. کمیت ۰ متناظر با فرد بی‌سواد، کمیت ۱ متناظر با تحصیلات ابتدایی، کمیت ۲ تحصیلات راهنمایی و درنهایت کمیت ۹ معرف سطح فوق تخصص برای سرپرست خانوار است. مقایسه میانگین این متغیر بین دو گروه مذکور نشان می‌دهد که میانگین سطح تحصیلات سرپرست خانوار در میان خریداران پوشش بیمه‌ای خصوصی، معادل ۳/۲۵ و در میان خانوارهای فاقد این پوشش ۱/۷۶ است؛ به‌عبارت‌دیگر سطح تحصیلات بالاتر، به‌طورمتوسط، همراه با تقاضای بیشتری برای پوشش بیمه درمانی خصوصی است.

درنهایت، تناظر بین سن سرپرست خانوار و سطح تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، مشابه آنچه در مورد درآمد دائمی انجام شد، نمونه را براساس سن سرپرست خانوار به هفت گروه سنی تقسیم می‌کنیم و تعداد خانوارهای خریدار پوشش بیمه‌ای خصوصی را در هر گروه شمارش می‌کنیم. برای اجتناب از اثر فراوانی بیشتر خانوارهای دارای سرپرست میانسال، علاوه‌بر فراوانی مطلق خانوارهای خریدار پوشش خصوصی، نسبت تعداد خانوارهای دارای پوشش خصوصی در هر گروه سنی سرپرست به کل خانوارهای موجود در آن گروه سنی نیز درنظرگرفته‌می‌شود. جدول ۲ نتایج این تحلیل ساده را دربردارد که براساس آن تعداد و نسبت خانوارهای خریدار بیمه درمانی خصوصی با سن سرپرست رابطه‌ای ∩- شکل دارد، به‌طوری که تعداد خانوارهای دارای پوشش بیمه‌ای خصوصی با سن سرپرست ٤٠ تا ٥٠ سال به حداکثر می‌رسد. چنین شکلی رابطه‌ای غیرخطی بین سن سرپرست خانوار و تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی را پیشنهاد می‌دهد که می‌توان در این مورد دو توضیح ارائه نمود: اول آنکه، اگر بیمه

www.SID.ir

Archive of SID

به‌عنوان یک دارایی در نظر گرفته شود تقاضا برای آن در سنین میانی که درآمد و در نتیجه پس‌انداز در حداکثر خود قرار دارد، بیشتر خواهد بود. ثانیاً، هزینه فرصت دستمزد در میانسالی بسیار بالاتر از سایر دوران عمر است و لذا انگیزه خرید پوشش بیمه‌ای در این دوران بیش از سایر سنن خواهد بود.

به‌طورخلاصه در این بخش، ابتدا امکان جایگزینی پوشش بیمه‌ای خصوصی و عمومی مورد توجه واقع شد و سپس، همبستگی‌های بین تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی با درآمد دائمی و دو شاخص پیشنهادی ریسک‌گریزی مورد بررسی قرار گرفتند.

جدول ۲. همبستگی بین تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی و سن سرپرست خانوار

گروه سنی سرپرست خانوار	۳۰ و کمتر	۳۰-۳۹	۴۰-۴۹	۵۰-۵۹	۶۰-۶۹	۷۰-۷۹	۸۰ و بیشتر
تعداد کل خانوارها	۱۴۲۹	۳۰۹۷	۲۸۹۰	۱۶۳۹	۱۱۶۴	۶۱۵	۱۲۵
تعداد خانوارهای دارای پوشش خصوصی	**۶۶**	**۲۶۱**	**۲۸۴**	**۱۳۴**	**۶۱**	**۱۴**	**۷**
نسبت خانوارهای دارای پوشش خصوصی	**۴/۶۲**	**۸/۳۴**	**۹/۸۳**	**۸/۱۸**	**۵/۲۴**	**۲/۲۸**	**۵/۶۰**

۳. مبانی نظری

در این بخش چهارچوبی نظری برای توجیه نمونه مورد مطالعه براساس اصل حداکثرسازی مطلوبیت ارائه خواهد شد. برای این منظور لازم است الگوی نظری رفتار خانوار در زمینه انتخاب بین سه گزینه عدم‌خرید پوشش بیمه درمانی خصوصی، خرید پوشش بیمه خصوصی خالص و خرید ترکیبی از پوشش‌های خصوصی و عمومی، براساس حداکثرسازی مطلوبیت ارائه شود.

اولین فرض در طراحی این الگو وابستگی تابع مطلوبیت فرد به شرایط سلامتی وی است؛ $U(\circ)$ نشانگر مطلوبیتی است که فرد در صورت سلامتی از ثروت خود کسب می‌کند و $u(q,\circ)$ نیز مقدار مطلوبیت ناشی از ثروت را در شرایط بیماری به شرط دریافت کیفیت خدمات درمانی $q \in [\underline{q},\overline{q}]$ نشان می‌دهد. برای حصول اطمینان

www.SID.ir

Archive of SID

از امکان تعریف مسئله بهینه‌سازی خوش‌رفتار با استفاده از توابع ذکرشده، هر دوی این توابع پیوسته، غیرکاهشی و اکیداً مقعر فرض خواهند شد. وضعیت سلامتی مورد انتظار خانوار در غالب احتمال ابتلا به بیماری معادل $\theta \in [0,1]$ نشان داده می‌شود. فرض دیگر، قیمت‌گیر بودن[1] مصرف‌کنندگان در بازار خدمات درمانی است که دراین‌صورت می‌توان قیمت هر واحد خدمات درمانی را برای تمامی مصرف‌کنندگان ثابت فرض کرده و با حرف p نمایش داد. به‌این‌ترتیب، بدیهی است که قیمت یک واحد خدمات-کیفیت درمانی به‌صورت pq خواهد بود. با درنظرگرفتن شرایط عادلانه (رفتار رقابتی) در بازار بیمه درمانی، حق‌بیمه تعادلی برای هر واحد خدمات-کیفیت درمانی را می‌توان معادل θpq دانست، به‌طوری‌که فرد با پرداخت این وجه می‌تواند در صورت بروز بیماری از یک واحد خدمات درمانی با کیفیت q بهره ببرد.

حال با درنظرگرفتن دو شرایط کلی اشتغال رسمی (برخورداری از پوشش بیمه درمانی عمومی) و اشتغال غیررسمی (نبود پوشش بیمه‌ای خصوصی) و فرض آنکه دستمزد w تنها منبع ثروت خانوار است، این مقادیر مطلوبیت انتظاری قابل معرفی هستند:

ـ برای مصرف‌کننده‌ای که فاقد پوشش بیمه عمومی است، انتخاب بین خرید پوشش بیمه درمانی خصوصی یا تحمل هزینه خدمات درمانی در صورت بروز بیماری مسئله اصلی خواهد بود؛ لذا لازم است مقدار مطلوبیت مورد انتظار در صورت عدم‌خرید پوشش بیمه‌ای به‌این صورت درنظرگرفته شود:

$$V^{NI} = \theta\, u(\overline{q}, w - p\overline{q}) + (1-\theta)\, U(w) \qquad (1)$$

ـ ازسوی‌دیگر، چنانچه مصرف‌کننده فاقد پوشش بیمه درمانی عمومی، وارد بازار بیمه درمانی خصوصی شود از دو امتیاز برخوردار خواهد شد؛ اول آنکه خواهد توانست در مورد گستردگی پوشش بیمه‌ای خود تصمیم گرفته و تنها برای آن گروه از بیماری‌ها که احتمال ابتلا به آنها را بالا می‌داند پوشش بیمه‌ای

1. Price Taker

www.SID.ir

Archive of SID

تهیه کند. برای انعکاس این رفتار متغیر $c\in[0,1]$ در الگو وارد خواهد شده که مقدار $c=1$ معرف کامل‌ترین پوشش بیمه‌ای ممکن است و $c=0$ نیز عدم‌خرید پوشش بیمه‌ای را منعکس می‌کند. دوم، امکان دسترسی به بالاترین کیفیت خدمات درمانی به‌دلیل وجود رقابت در بخش خصوصی خواهد بود که تنها در صورت حضور در بازار بیمه درمانی خصوصی فراهم است. براین‌اساس، مطلوبیت انتظاری حاصل از ورود به بازار بیمه خصوصی به‌این‌صورت قابل نمایش است :

$$V^{PI}=\theta u(c\bar{q},c\theta p\bar{q})+(1-\theta)U(w-c\theta p\bar{q}) \qquad (2)$$

ـ مطلوبیت انتظاری دیگری که لازم است مدنظر قرار گیرد، مربوط‌به افرادی است که درحال‌حاضر تحت پوشش بیمه درمانی عمومی قرار دارند (شاغلین رسمی). این دسته از مصرف‌کنندگان، طبق قانون، ملزم به پرداخت سهمی ($\alpha\in(0,1)$) از دستمزد خویش به‌عنوان حق‌بیمه هستند، اگرچه مختارند به بازار بیمه درمانی خصوصی نیز وارد شده و از مزایای این نوع بیمه نیز بهره برند. برای کمی‌سازی تصمیم این دسته از مصرف‌کنندگان برای ورود به بازار بیمه خصوصی، متغیر $z\in\{0,1\}$ درنظرگرفته‌می‌شود که $z=1$ نشانگر ورود و $z=0$ معرف عدم‌ورود مصرف‌کننده به بازار بیمه درمانی خصوصی در این شرایط است. در رابطه با این دسته از مصرف‌کنندگان ذکر واضح‌تر دو نکته ضروری است؛ اول، ورود به بازار بیمه درمانی خصوصی، فرد را از پرداخت حق‌بیمه درمانی عمومی معاف نمی‌کند. دوم، با خرید پوشش بیمه خصوصی، فرد این امکان را دارد تا در صورت مشترک‌بودن موضوع خسارت (بیماری) تحت پوشش بین دو نوع بیمه، خدماتی را بر گزیند که بالاترین کیفیت-کمیت را تضمین می‌کند. باتوجه به آنچه ذکر شد و فرض آنکه کیفیت خدمات درمان

www.SID.ir

Archive of SID

ارائه‌شده در بخش عمومی، مقداری داده‌شده و معادل $Q < \bar{q}$ باشد، مطلوبیت انتظاری چنین فردی به‌این‌صورت خواهد بود:[1]

$$V^{GI} = \theta u(\max\{Q, I_{(z=1)}c\bar{q}\}, w-\alpha w-c\theta p\bar{q}) + (1-\theta) U(w-\alpha w-I_{(z=1)}c\theta p\bar{q}) \quad (3)$$

برای تعریف دقیق رفتار خانوارها در مورد خرید پوشش بیمه خصوصی، لازم است آنها براساس قرار داشتن تحت پوشش بیمه درمانی عمومی به دو دسته تقسیم شوند و سپس مسئله حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری برای هر دسته را به‌این‌صورت ارائه نمود:

- **خانوارهای فاقد پوشش بیمه درمانی عمومی**

این دسته از مصرف‌کنندگان با مقایسه مقادیر V^{NI} و V^{PI} مقدار بهینه پوشش بیمه‌ای، c، را باتوجه به محدودیت دستمزد خود انتخاب می‌کنند. لذا مسئله بهینه‌سازی به این صورت قابل ارائه است:

$$\max_{c} V(c,p,q,w)$$
$$s.t.\ \ i)\ V \in \{V^{NI}, V^{PI}\} \quad (4)$$
$$ii)\ c \in [0,1]$$

- **خانوارهای دارای پوشش بیمه درمانی عمومی**

به‌طورطبیعی، این دسته از خانوارها نیز با انتخاب مقادیر بهینه c و z در جهت حداکثرسازی کمیت V^{GI} رفتار می‌کنند که دراین‌صورت مسئله بهینه‌سازی در مورد آنها عبارت خواهد بود از:

---

۱. لازم به ذکر است که $I_{(0)}$ تابع شاخص (Indicator function) بوده و در صورت ورود فرد به بازار بیمه خصوصی برابر با واحد و درغیراین‌صورت برابر با صفر خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\max_{c,z} V^{GI}(c,p,q,w)$$
$$\text{s.t.} \quad i) c \in [۰,۱] \qquad (۵)$$
$$ii) z \in \{۰,۱\}$$

توجه به این نکته ضروری است که در مورد مسائل بهینه‌سازی (۵) و (۶)، پیوستگی توابع مطلوبیت در کنار فشردگی[1] دامنه متغیرهای کنترل[2] وجود جواب را تضمین خواهد کرد. علاوه‌براین، تقعر اکید توابع مطلوبیت انتظاری، که برآمده از تقعر اکید توابع مطلوبیت بنیادی الگو است، به یکتایی جواب (انتخاب بهینه) در هر دو مورد مذکور خواهد انجامید. الگوی نظری ارائه‌شده در این بخش، قادر به تبیین کامل رفتار عقلانی است که نمونه آماری معرفی‌شده در بخش ۲ را تولید می‌کند؛ چرا که این الگو می‌تواند انتخاب هریک از گزینه‌های «خرید پوشش خصوصی خالص»، «خرید پوشش عمومی خالص، خرید پوشش ترکیبی» و «عدم‌خرید هر نوع پوشش بیمه‌ای» را توضیح دهد. لذا می‌توان با درنظرگرفتن این الگوی نظری به ارزیابی تجربی تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی پرداخت.

۴. تحلیل تجربی

در این پژوهش دو رهیافت اصلی برای برآورد تابع تقاضای بیمه درمانی خصوصی به‌کارمی‌رود. به‌عنوان رهیافتی ساده برای تخمین رگرسیون با استفاده از داده‌های سانسورشده، در مرحله نخست برآوردگر توبیت که مبتنی‌بر روش حداکثر راست‌نمایی[3] است، استفاده می‌شود. این روش ممکن است اندکی ساده‌انگارانه به‌نظرآید؛ چرا که برای متغیر مستقل الگو –که نمونه‌ای سانسورشده از آن قابل مشاهده است– توزیع نرمال iid درنظرمی‌گیرد. اولین جایگرین برای این روش، رهیافت دو مرحله‌ای هکمن[4]

1. Compactness
2. Control Variables (Choice Variables)
3. Maximum Likelihood
4. Heckman Two-Step

www.SID.ir

Archive of SID

است که در مرحله اول آن، مقدار معکوس نسبت میلز[1] با استفاده از یک الگوی پروبیت تخمین زده شده و سپس این کمیت در مرحله دوم به‌عنوان متغیر توضیحی در یک رگرسیون مربعات معمولی (رگرسیون اصلی) وارد می‌شود تا اثر اریب ناشی از سانسورشدگی داده‌ها را خنثی کند. به‌نظرمی‌رسد این روش، حتی ضعف بیشتری نسبت‌به توبیت داشته باشد؛ چرا که نه تنها فرض آن توزیع نرمال iid برای متغیر مستقل مورد مطالعه است، بلکه باتوجه به ماهیت تصادفی ضریب‌های مورد استفاده در تخمین معکوس نسبت میلز، استنباط آمار در مورد رگرسیون اصلی با محدودیت‌های جدی مواجه خواهد شد.[2] علت عدم‌استفاده از روش دو مرحله‌ای هکمن در این پژوهش نیز به موارد یادشده باز می‌گردد. در ادامه، با بهره‌گیری از برآوردگر پاول که در واقع نسخه مناسب تخمین رگرسیون‌های کوانتیلی با استفاده از داده‌های سانسور شده است، به ارزیابی شدت اثرگذاری واریانس ناهمسانی بر برآوردهای رگرسیون توبیت پرداخته می‌شود. ایده اصلی در رابطه با واریانس ناهمسانی آن است که چنانچه ضرایب (متغیرهای متناظر در) خطوط رگرسیون برآورده‌شده که از کوانتیل‌های مختلف نمونه عبور می‌کنند تفاوت‌های فاحشی با هم داشته باشند، الگو با احتمال فراوان از واریانس ناهمسانی رنج می‌برد. علاوه‌برآن، می‌توان تفاوت زیاد ضرایب‌به‌دست آمده در کوانتیل‌های مختلف با آنچه در برآورد الگوی حداکثر راست‌نمایی توبیت مشاهده می‌شود را نیز به وجود واریانس ناهمسانی تعبیر کرد. برای هرچه دقیق‌ترشدن استنباط آماری در این خصوص، می‌توان براساس روش بوت–استراپ مقادیر پسماند[3]، برای برآوردگرهای پاول فواصل اطمینان نیز ساخته و قضاوت را با بهره‌گیری از تخمین‌های فاصله‌ای دقت بیشتری بخشید.

---

1. Inverse Milles Ratio

۲. برای مثال ر.ک: Cameron & Trividi, 2005

3. Residual Bootstrap

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳ نتایج برآورد الگوی حداکثر راست‌نمایی توبیت را که براساس دو گروه متغیرهای توضیحی صورت گرفته، خلاصه می‌کند.[۱] متغیر وابسته در هر دو رگرسیون، لگاریتم حق‌بیمه درمانی خصوصی پرداختی توسط خانوار(lphins) است. گروه ۱ متغیرهای توضیحی شامل لگاریتم فیلتر درآمد دائمی خانوار(lprincome)، لگاریتم حق‌بیمه درمانی عمومی کسرشده از دستمزد خانوار (lpins)، لگاریتم مخارج درمانی خانوار (ltreat)، بعد خانوار (size)، جنسیت سرپرست خانوار (gender)، سن سرپرست خانوار (age)، مربع سن (agesq)، سطح تحصیلات سرپرست خانوار (educ)، مربع سطح تحصیلات (educsq)، تعداد نان‌آوران خانوار (nm)، متغیر مجازی که سکونت خانوار در منزل تحت تملک خویش را نشان می‌دهد (occup-d)، لگاریتم حق‌بیمه عمر پرداختی توسط خانوار (llifeins) است. گروه ۲ متغیرهای توضیحی، تنها متغیر مجازی نشانگر بازنشسته‌بودن سرپرست خانوار (retired-d) را به متغیرهای گروه ۱ می‌افزاید.

۱. توجه به این نکته ضروری است که مقادیر معکوس نسبت میلز براساس میانگین نمونه محاسبه شده‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. برآورد حداکثر راست‌نمایی توبیت

	گروه ۱			گروه ۲		
متغیر	ضریب	انحراف معیار	خطای نوع اول	ضریب	انحراف معیار	خطای نوع اول
lprincome	۱/۶۳	۰/۶۳	۰/۱	۱/۷۲	۰/۶۳	۰/۰۰۶
lphins	−۰/۶۲	۰/۰۷	۰/۰۰۰	−۰/۶۱	۰/۰۷	۰/۰۰۰
ltreat	۳/۱۸	۰/۳۴	۰/۰۰۰	۳/۱۷	۰/۳۴	۰/۰۰۰
size	−۰/۷۶	۰/۲۵	۰/۰۰۳	−۰/۷۱	۰/۲۵	۰/۰۰۶
gender	۱/۲	۱/۵۹	۰/۴۴	−۰/۱۴	۱/۶۵	۰/۹۲۹
age	۰/۵۲	۰/۲	۰/۰۰۹	۰/۵۵	۰/۲	۰/۰۰۷
agesq	−۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۳۴	−۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۱۵
educ	۳/۵۶	۰/۷۷	۰/۰۰۰	۳/۴۳	۰/۷۷	۰/۰۰۰
educsq	−۰/۲۵	۰/۱۲	۰/۰۳۷	−۰/۲۳	۰/۱۲	۰/۰۵۴
nm	۱/۰۲	۰/۵۱	۰/۰۴۸	۰/۹۸	۰/۵۱	۰/۰۵۷
occup-d	۲/۱۹	۰/۹۱	۰/۰۱۶	۲/۱۳	۰/۹۱	۰/۰۱۳
llifeins	۲	۰/۰۸	۰/۰۰۰	۲/۰۲	۰/۰۸	۰/۰۰۰
retired-d	-	-	-	۳/۴۸	۱/۲۲	۰/۰۰۴
عرض از مبداء	−۱۱۹/۴۳	۱۰/۹۷	۰/۰۰۰	−۱۲۰/۹۸	۱۱/۰۱	۰/۰۰۰
	٪۱۴/۰۸=ضریب تعیین مجازی*			٪۱۴/۰۱=ضریب تعیین مجازی		
	۱۵۵۸=(۱۲) χ^2 = نسبت راست‌نمایی**			۱۵۶۶=(۱۳) χ^2 = نسبت راست‌نمایی		

*Psedo R-squared
**Likelihood Ratio

براساس برآوردهای ارائه‌شده در جدول ۳، کشش درآمدی تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی معادل ۱/۷۲ است، اما نمی‌توان فرض کوچک‌تر یا برابر با واحدبودن این کشش را رد کرد؛ لذا بیمه درمانی خصوصی از دید مصرف‌کنندگان یک کالای نرمال تلقی می‌شود. باتوجه به آنکه ضریب برآورد برای متغیر lpins برابر با ۰/۶۱- بوده و ازلحاظ آماری کاملاً معنادار است، پوشش بیمه عمومی، جانشینی برای پوشش بیمه خصوصی

www.SID.ir

Archive of SID

است. همچنین، ضریب مثبت و معنی‌دار ltreat نشان از اثر مثبت مخارج درمانی مورد انتظار بر تقاضای بیمه درمانی خصوصی دارد. بعد خانوار دارای اثر منفی بر تقاضای بیمه درمانی خصوصی است که به نوعی بر کاهش استاندارد زندگی با افزایش جمعیت خانوار سازگاری دارد. تابع تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی شکلی درجه دو و مقعر در هر دو متغیر سن و سطح تحصیلات سرپرست خانوار به خود گرفته است که با آنچه در بخش تحلیل اولیه داده‌ها ارائه شد، سازگار است.

جدول ۴. برآوردهای سطوح سن و تحصیلات حداکثرسازنده تقاضای بیمه درمانی خصوصی

متغیر	حداکثرسازنده تقاضا	انحراف معیار	خطای نوع اول	فاصله اطمینان
age	۵۵/۴۹	۴/۶۳	۰/۰۰۰	(۴۶/۴ , ۶۴/۵۸)
educ	۷/۲۸	۲/۲۷	۰/۰۰۱	(۲/۸۲ , ۱۱/۷۴)

باتوجه به آنچه در مورد رابطه درجه دو و مقعر تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی با سن و سطح سرپرست خانوار ذکر شد، در ادامه به ارائه تخمین‌های نقطه‌ای و فاصله‌ای سطوحی از سن و سطح خانوار پرداخته می‌شود که با فرض ثبات سایر شرایط به حداکثرشدن سطح تقاضا منجر می‌شوند. برای انجام این تخمین‌ها از روش دلتا[1] استفاده شده و نتایج آن در جدول ۴ خلاصه شده است. براین‌اساس، سن حداکثرکننده تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی ۵۵/۴۹ برآورد می‌شود که با آنچه در بخش ۲ در مورد حداکثربودن تعداد خریداران بیمه در میانسالی ذکر شد، سازگار است. در توجیه این موضوع می‌توان بار دیگر به بالابودن هزینه فرصت دستمزد ازدست‌رفته دوره میانسالی در دوره بیماری اشاره کرد که انگیزه مضاعف برای تلاش در جهت بهبودی هرچه سریع‌تر را ایجاد می‌کند؛ علاوه‌براین همراه‌بودن احتمال بیشتر ابتلا به بیماری با افزایش سن، انگیزه دیگری است که موجب کمتربودن تقاضا برای بیمه درمانی در سنین جوان‌تر می‌گردد. باتوجه به مفروضات الگو در مورد ارتباط مستقیم سطح

1. δ-Method

www.SID.ir

Archive of SID

تحصیلات سرپرست خانوار با ریسک‌گریزی وی که در قالب کاهش اعتقاد به قضاوقدر با افزایش سطح تحصیلات قابل توجیه است، انتظار بر این است که با افزایش سطح تحصیلات و ثبات سایر شرایط، تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی افزایش یابد. توجه به نتایج روش دلتا حاکی از آن است که سطح حداکثرکننده تقاضای بیمه درمانی خصوصی در حدود کمیت ۸ است که سطح تحصیلات «کارشناسی‌ارشد» را نمایندگی می‌کند. باتوجه به اینکه تعداد سرپرست‌های خانوار داری سطح تحصیلات بالای کارشناسی‌ارشد در نمونه بسیار ناچیز است، این برآورد را می‌توان معادل با حداکثربودن تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی در بالاترین سطح تحصیلات دانست. اما نکته قابل توجه دراین‌زمینه، تقعر رابطه تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی با سطح تحصیلات است که بر نزولی‌بودن اثر مثبت تحصیلات بر تقاضا دلالت می‌کند. این امر نشان از افزایش شدید ریسک‌گریزی به ازای یک واحد تحصیلات بیشتر در سطوح پایین سواد دارد؛ حال آنکه این اثر در سطوح بالای تحصیلات از شدت کمتری برخوردار است.

ضرایب متغیر مجازی معرف سکونت خانوار در مسکن تحت تملک و همچنین لگاریتم حق‌بیمه عمر پرداختی توسط خانوار که به‌عنوان فیلترهای ثروت درنظرگرفته شده‌اند، نشان از اثر مثبت سطح ثروت بر تقاضای بیمه درمانی خصوصی دارند که دور از انتظار نیست. نتیجه جالب توجه در مورد این رگرسیون ضریب متغیر مجازی retired-d است که نشان می‌دهد خانوارهای دارای سرپرست بازنشسته، به‌طورمتوسط بیش از سایرین بیمه درمانی خصوصی تقاضا می‌کنند. مشاهده چنین رفتاری در میان بازنشستگان که براساس قانون، بدون پرداخت حق‌بیمه از خدمات بیمه درمانی عمومی (یا مشابه سازمانی آن) استفاده می‌کنند را می‌توان نشانی از برتری کیفی قابل توجه بیمه درمانی خصوصی در مقایسه با همتای عمومی آن دانست. در واقع بازنشستگان، اگر چه تحت پوشش بیمه درمانی عمومی قرار دارند، با خرید پوشش بیمه درمانی خصوصی که دارای کیفیت بالاتری است، این نوع بیمه را نوعی مکمل برای خدمت ارائه‌شده در بخش عمومی تلقی می‌کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۵. برآورد رگرسیون‌های کوانتیلی تابع تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی

	رگرسیون‌های کوانتیلی					توبیت
متغیر	٪۹۴	٪۹۵	٪۹۶	٪۹۷	٪۹۸	
lprincome	۱/۲۸	۲/۲۱	۲/۷۵	۲/۵۸	۱/۵۴	۱/۷۲
lphins	−۰/۴۲	−۰/۴۵	−۰/۴۹	−۰/۴۸	−۰/۳۲	−۰/۶۱
ltreat	۲/۷	۲/۵۲	۲/۹۴	۲/۸۹	۲/۰۸	۳/۱۷
size	−۰/۳	−۰/۳۳	−۰/۳۶	−۰/۲۲	−۰/۱۲	−۰/۷۱
gender	۰/۹۸	۰/۶	۰/۸۱	۱/۰۸	۰/۵۱	−۰/۱۴
age	۰/۳	۰/۴	۰/۳	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۵۵
agesq	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۰۹	−۰/۰۰۴
educ	۱/۸۶	۳/۰۸	۲/۸۷	۲/۶۶	۱/۴۱	۳/۴۳
educsq	−۰/۹	−۰/۲۷	−۰/۲۵	−۰/۲۲	−۰/۱۳	−۰/۲۳
nm	۰/۶۳	۰/۵۵	۰/۵۳	۰/۳۹	۰/۱۲	۰/۹۸
occup-d	۱/۸۱	۱/۱۴	۲/۱۱	۱/۹۱	۱/۳۴	۲/۱۳
llifeins	۰/۸۷	۰/۸	۰/۷۱	۰/۶۱	۰/۲۸	۲/۰۲
retired-d	۱/۷۴	۲/۶	۳/۳	۳	۱/۰۴	۳/۴۸
عرض از مبدأ	−۶۶/۸۲	−۸۲/۱۱	−۹۱/۷۵	−۸۴/۲۱	−۴۸/۲۸	−۱۲۰/۹۸

وجود واریانس ناهمسانی احتمالی در داده‌ها به‌طور بالقوه اعتبار برآوردهای الگوی توبیت را تهدید می‌کند. ازاین‌رو، برای ارزیابی شدت اثر این پدیده بر نتایج تخمین‌ها تعدادی رگرسیون کوانتیلی، براساس نسخه مناسب داده‌های سانسورشده نیز تخمین زده می‌شود و نتایج آنها با آنچه در برآورد الگوی توبیت مشاهده می‌شود، مقایسه خواهد شد. باتوجه به آنکه تنها کمی بیش از ۸٪ افراد نمونه، بیمه درمانی خصوصی خریداری کرده‌اند، کوانتیل‌هایی که بخش‌های بالاتر از ۹۲٪ نمونه را نمایندگی می‌کنند برای انجام تخمین رگرسیون‌های کوانتیلی مناسب هستند. در واقع با مدنظر قراردادن کوانتیل‌های کمتر از ۹۲٪، روش تخمین در رگرسیون‌های کوانتیلی وزن بیشتری به مشاهداتی خواهد

www.SID.ir

Archive of SID

داد که خانوارهای فاقد پوشش بیمه درمانی خصوصی را نمایندگی می‌کنند (مقادیر صفر تقاضای بیمه درمانی خصوصی) که این امر به کاهش دامنه تغییرات متغیر مستقل می‌انجامد.

جدول ۵ شامل نتایج برآورد رگرسیون‌های کوانتیلی (برآوردگر پاول) در کوانتیل‌های ۹۴٪ تا ۹۸٪ است که برای سهولت مقایسه در کنار برآوردهای الگوی توبیت ساده گزارش شده‌اند. مقایسه نتایج الگوی توبیت ساده با برآورد رگرسیون‌های کوانتیلی نشان می‌دهد که تمامی ضرایب معنی‌دار الگوی توبیت با آنچه برآوردگر پاول ارائه می‌کند، هم‌علامت هستند. با دقت بیشتر در مقادیر ضرایب هم نمی‌توان ادعا کرد که تفاوت‌های فاحشی بین نتایج حاصل از برآورد رگرسیون‌های کوانتیلی با تخمین توبیت وجود دارد. لذا می‌توان، تا حدود زیادی، فرضیه اثرگذاری اندک واریانس ناهمسانی بر نتایج برآوردهای الگوی حداکثر راست‌نمایی توبیت را معتبر دانست.

برای ارزیابی آماری مناسب‌تر در مورد مطالب ذکرشده، می‌توان براساس روش بوت-استراپ مقادیر پسماند به تخمین مکرر رگرسیون‌ها پرداخته و توزیع تجربی ضرایب برآوردشده در رگرسیون‌های کوانتیلی را یافت. به‌این‌ترتیب می‌توان علاوه‌بر برآوردهای نقطه‌ای، انحراف معیار ضرایب و فواصل اطمینان مربوطه را نیز بسته به تعداد تکرار تخمین‌ها به‌دست‌آورد. توجه به این نکته ضروری است که انجام این فرآیند نیازمند زمان طولانی و رایانه‌ای قوی است؛ لذا در این پژوهش به ارائه نتایج در مورد یکی از کوانتیل‌ها (۹۷٪) پرداخته می‌شود. اهمیت این کوانتیل در آن است که براساس نتایج گزارش‌شده در جدول ۵، ضرایب رگرسیون مربوطه در بسیاری موارد بیشترین تفاوت را در نتایج تخمین توبیت دارند. لذا، چنانچه برآورد فاصله‌ای ضرایب نشان دهد که به لحاظ آماری، تفاوت معنی‌داری بین ضرایب این رگرسیون و برآوردهای الگوی توبیت وجود ندارد با تعمیم این نتایج به حالاتی که تفاوت‌ها بین توبیت و رگرسیون کوانتیلی کمتر است، می‌توان اطمینان بیشتری از صحت الگو حاصل کرد. جدول ۶ نتایج فرآیند مذکور را با آنچه بیشتر

www.SID.ir

Archive of SID

از تخمین الگوی توبیت به‌دست‌آمده مقایسه می‌کند.[۱] مشاهده می‌شود که در اکثر موارد تخمین‌های نقطه‌ای الگوی توبیت در فواصل اطمینان رگرسیون کوانتیلی قرار دارند و به‌عبارت دیگر می‌توان نتایج ارائه‌شده در جدول ۳ را در مورد تابع تقاضای بیمه درمانی خصوصی معتبر دانست.

جدول ۶. مقایسه آماری برآورد رگرسیون کوانتیلی (۹۷٪) با برآورد توبیت

	رگرسیون کوانتیلی (۹۷٪)			توبیت	
متغیر	ضریب	انحراف معیار	فاصله اطمینان	ضریب	فاصله اطمینان
lprincome	۲/۵۸	۰/۵۵	(۰/۸۵ , ۳/۲۵)	۱/۷۲	(۰/۴۸ , ۲/۹۶)
lphins	−۰/۴۸	۰/۰۵	(−۰/۶۱ , −۰/۴)	−۰/۶۱	(−۰/۷۵ , −۰/۴۷)
ltreat	۲/۸۹	۰/۲۹	(۱/۲۱ , ۳/۳۵)	۳/۱۷	(۱/۵ , ۳/۸۵)
size	−۰/۲۲	۰/۲۴	(−۰/۷۴ , ۰/۱۸)	−۰/۷۱	(−۱/۲۱ , −۰/۲)
gender	۱/۰۸	۲/۱۷	(−۰/۷۳ , ۵/۴)	−۰/۱۴	(−۳/۳۳ , ۳/۰۹)
age	۰/۱۹	۰/۱۹	(−۰/۰۰۱ , ۰/۷۷)	۰/۵۵	(۰/۱۵ , ۰/۹۵)
agesq	−۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	(−۰/۰۰۶ , ۰)	−۰/۰۰۴	(−۰/۰۰۰۸ , ۰)
educ	۲/۶۶	۰/۹۶	(−۰/۱۵ , ۴)	۳/۴۳	(۱/۹ , ۴/۹۶)
educsq	−۰/۲۲	۰/۰۰۱	(−۰/۴۲ , ۰/۲۶)	−۰/۲۳	(−۰/۴۷ , ۰/۰۰۴)
nm	۰/۳۹	۰/۴۷	(−۰/۷۷ , ۱/۴)	۰/۹۸	(−۰/۰۲ , ۲)
occup-d	۱/۹۱	۰/۷۵	(۰/۴۲ , ۳/۴)	۲/۱۳	(۰/۱۳ , ۳/۹۲)
llifeins	۰/۶۱	۰/۰۷	(۰/۴۹ , ۰/۷۷)	۲/۰۲	(۱/۸۴ , ۲/۱۹)
retired-d	۳	۱/۲۲	(۰/۲۱ , ۴/۴۳)	۳/۴۸	(۱/۰۵ , ۵/۸۹)
عرض از مبداء	−۸۴/۲۱	۸/۰۹	(−۹۶ , −۶۴)	−۱۲۰/۹۸	(−۱۴۲ , −۹۹)

۱. توجه به این نکته ضروری است که فواصل اطمینان ارائه‌شده در مورد برآورد رگرسیون کوانتیلی، براساس توزیع تجربی برآوردهای مکرر رگرسیون به‌دست‌آمده‌اند و مبتنی‌بر توزیع نرمال نیستند؛ لذا نمی‌توان فواصل اطمینان را با استفاده از مقادیر انحراف معیار محاسبه کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

۵. جمع‌بندی

تحلیل تجربی تقاضای خانوار شهری ایرانی برای بیمه درمانی خصوصی، براساس ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی خانوار، پاره‌ای حقایق را در مورد رفتار خانوارها پیرامون انتخاب پوشش بیمه درمانی خصوصی آشکار می‌کند. باتوجه به نتایج به‌دست آمده در این پژوهش، بیمه درمانی خصوصی، از دید خانوار، خدمتی نرمال تلقی می‌شود؛ چرا که کشش درآمدی برآوردی در الگوی تحقیق حاضر مثبت بوده و ضمناً نمی‌توان فرض کوچک‌تر یا برابر با واحدبودن این کشش را رد کرد. همان‌گونه که انتظار می‌رود، به‌طورکلی، خانوارها بیمه درمانی خصوصی را جانشینی برای بیمه درمانی عمومی تلقی می‌کنند. با فرض آنکه خانوارها قادرند پیش‌بینی مناسبی از متوسط وضعیت بهداشتی خود داشته باشند، تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی نیز براساس هزینه‌های درمانی مورد انتظار شکل می‌گیرد. به‌طورمعمول، بعد خانوار به‌عنوان یکی از عوامل کاهش استاندارد زندگی تلقی می‌شود. نتایج پژوهش حاضر نیز حکایت از اثر منفی بعد خانوار بر تقاضای بیمه درمانی خصوصی دارد. تقاضا برای بیمه درمانی خصوصی به‌صورت تابعی درجه ۲ و مقعر از سن و سطح تحصیلات سرپرست خانوار -که به‌عنوان شاخص ریسک‌گریزی درنظرگرفته‌شده‌اند- تبعیت می‌کند. براین‌اساس می‌توان سن حداکثرسازنده سطح تقاضا را تخمین زده و درعین‌حال به اثر کاهنده افزایش سطح تحصیلات بر رفتار خانوار در تقاضای بیمه درمانی خصوصی اشاره کرد. اثر فیلترهای درنظرگرفته‌شده برای ثروت روی تقاضا نشان از آن دارد که خانوارهای ثروتمندتر، تقاضای بیشتری برای بیمه درمانی خصوصی دارند. نتیجه جالب توجه در این پژوهش آن است که خانوارهای دارای سرپرست بازنشسته، اگرچه از مزایای بیمه‌های درمانی عمومی برخوردارند، به‌طورمتوسط تقاضای بیشتری برای بیمه درمانی خصوصی بروز می‌دهند. این رفتار می‌تواند نشان از برتری قابل توجه کیفی بیمه‌های خصوصی بر همتای عمومی آن

www.SID.ir

Archive of SID

داشته باشد که باتوجه به محدودیت‌های متعددی که بخش خصوصی با آن روبرو است، حاوی پیام مهمی برای سیاست‌گذاران صنعت بیمه است.

منابع

۱. آجری، خیرالله۱۳۵۰، *بیمه در ایران – قوانین و مقررات*، انتشارات شرکت سهامی بیمه ایران، تهران، چ۲.

۲. اعظم رجبیان، محمد۱۳۸۴، *برآورد تابع تقاضای بیمه عمر در ایران و سایر کشورهای نفت‌خیز با درآمد متوسط با استفاده ار داده‌های پانل*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

۳. اوبر، ژان‌لوک ۱۳۷۲، *بیمه عمر و سایر بیمه‌های اشخاص*، ترجمه محمود صالحی، جان‌علی، بیمه مرکزی ج.ا.ا، چ۱.

۴. پاکباز، خسرو ۱۳۴۷، تأمین اجتماعی،چ۱.

۵. پرایس، استیون۱۳۷۴، 'بیمه تأمین هزینه‌های درمانی'. ترجمه کریمی، آیت، *فصلنامه صنعت بیمه*، سال ۱۰، ش۳۸.

۶. پورپرتوی، میرطاهر۱۳۸۱، *تخمین تابع تقاضای بیمه‌های عمر در ایران۱۳۸۰-۱۳۴۵*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی. دانشکده اقتصاد. ۱۳۸۱.

۷. تاج‌بخش، محمدباقر۱۳۳۷بیمه، انواع و شرایط آن". چ۱.

۸. جباری، غلام‌حسین۱۳۵۲، *مؤسسات بیمه*، مؤسسه حسابداری، تهران.

۹. *داده‌های اجتماعی و اقتصادی خانوار* ۱۳۸۲، مرکز آمار ایران.

۱۰. دانش‌کهن، عباس۱۳۷۶، *مطالعه هزینه و حق سرانه بیمه خدمات درمانی مکمل در استان تهران در ۱۳۷۵*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد دانشگاه علوم پزشکی ایران.

۱۱. زارع، حسین۱۳۸۱، 'معرفی اجمالی بیمه‌های مکمل درمانی'، *نشریه بیمه همگانی خدمات درمانی*، ش ۱۹.

www.SID.ir

Archive of SID

۱۲. شیبانی، احمدعلی۱۳۵۲، *تاریخچه پیدایش و تحول بیمه*، تهران انتشارات مؤسسات عالی بیمه، تهران.

۱۳. فتحی‌زاده، حمید۱۳۷۶، *بررسی عوامل مؤثر بر بازار بیمهٔ اشخاص در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد مازندران.

۱۴. کاردکر، ابراهیم ۱۳۸۶، *توسعه بیمه و رشد اقتصادی در ایران*، پایانامه دکتری، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری.

۱۵. کریمی، آیت۱۳۱۷، 'کلیات بیمه'،

۱۶. لیارد، پی آرجی۱۳۸۳، *تئوری اقتصاد خرد*، ترجمه شاکری، عباس، تهران، چ۲.

۱۷. محمودصالحی، جانعلی۱۳۷۶، *فرهنگ اصطلاحات بیمه بازرگانی*، .نشر صالح، ناشر شرکت صادراتی، سازمان صنایع ملی.

۱۸. مک‌کنا، سی‌جی۱۳۷۲، *اقتصاد عدم‌اطمینان*، ترجمه مقاری، سعید و مهینی، عبدالرضا، دانشگاه امام حسین.

۱۹. معینی، مریم ۱۳۸۴، *برآورد کشش درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل، مطالعه موردی: شرکت سهامی بیمه ایران(۱۳۷۵-۱۳۸۲)*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی ایران.

20. Amemiya, T 1973, 'Regression analysis when the dependent variable is truncated normal', *Econometrica,* vol. 41, pp. 997-1017.

21. Arrow, KJ 1963, 'Uncertainty and welfare economics of medical care', *American Economic Review*, vol. 53, pp. 941-973.

22. Besley, T., John Hall, Preston I, 1999, 'The demand for private health insurance: do waiting lists matter?', *Journal of Public Economics,* vol. 72, pp. 155-81.

23. Browne, MJ & Kim, K 1993, 'An international analysis of insurance demand', *The Journal of Risk and Insurance,* vol. 60, no. 4, pp. 616-34.

24. Cameron, AC & Trivedi, p.k 1984, 'The demand for health insurance and health care in Australia - A progress report", In Tatchell. P. M. (ed), *Economics and Health 1983*, Australian National University, Healty Economic Besearch unit.

www.SID.ir

Archive of SID

25. Cameron, AC & Trivedi, pk, 1988, 'A microeconometric model of demand for health care and health insurance in Australia', *The Review of Economic Studies,* vol.55, no.1, pp. 85-106.

26. Cameron, A Trivedi, pk 1991, 'The role of income and health risk in the choice of health insurance: evidence from Australia', *Journal of Public Economics,* vol. 45, no. 1, pp. 1-28.

27. Cameron, AC Trivedi pk 2005, *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge Press.

28. Herring, B. 2005, The e_ect of the availability of charity care to the uninsured on the demand for private health insurance, *Journal of Health Economics,* vol. 24, pp. 225-52.

29. Koenker, R. 2005, *Quantile Regression*, Cambridge University Press.

30. Mass-Colell, AM, Winston, MD & Green, JR, 1996, "*Microeconomic Theory"*, Oxford University Press.

31. Mott, DS. & Cline, R 2000, 'Exploring the relationship between prescription drug insurance and prescriptions drug expenditures', *Academy of Health service Research and Health Policy*, Meeting.

32. Pauly, M 1968, 'The Economics of Moral Hazard', *American Economic Review,* vol. 61, pp. 312-23.

33. Powell, JL 1984, 'Least absolute deviations estimation for the censored regression model', *Journal of Econometrics, vol. 25*, pp. 303-25.

34. Powell, JL 1986, Censored regression quantiles, *Journal of Econometrics,* vol. *32*, pp. 303-25.

35. Showers, VE & Shotick, JA 1994, 'The effects of households characteristics on demand for insurance: a Tobit analysis', *Journal of Risk and Insurance,*vol. 61, no.1, pp. 304-12.

36. Tobin, J 1958, 'Estimation of relationships for limited dependent variables', *Econometrica*, vol. 26, pp. 24-36.

37. Wooldridge, JM, 2002, '*Econometric analysis of cross-section and panel data*', MIT Press.

www.SID.ir