فصلنامه صنعت بیمه/سال بیست و پنجم/شماره ۳/پاییز ۱۳۸۹/شماره مسلسل ۹۹/صفحات ۱۱۹ تا ۱۴۳
Archive of SID

برآورد تابع تقاضای بیمه درمان مکمل در صنعت بیمه کشور

دکتر علی‌رضا دقیقی اصلی[۱]
دکتر مرجان فقیه نصیری[۲]
صنم آقاسی کرمانی[۳]

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

چکیده

در این مقاله جهت تعیین عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه درمان مکمل در ایران، از الگوهای مبتنی‌بر داده‌های پانل (Panel Data) استفاده شده است. بدین‌منظور آمار و اطلاعات مربوط‌به استان‌های کشور در طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۸۰ جمع‌آوری شده است. نتیجه آزمون هاسمن سازگاربودن تخمین‌های مبتنی‌بر مدل رگرسیونی اثرات ثابت (FEM) را تأیید می‌کند. مطابق نتایج، عمده‌ترین عوامل تعیین‌کننده تقاضا برای این شاخه از بیمه، درآمد سرانه، مخارج بهداشتی و درمانی سرانه و نرخ تورم است.

کشش درآمدی تابع تقاضای بیمه درمان تکمیلی ۰/۸۳ برآورد شده است که نشان می‌دهد این محصول در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی، کالای ضروری به حساب می‌آید. همچنین کشش تابع تقاضا نسبت‌به مخارج بهداشتی و تورم به‌ترتیب ۰/۱ و ۰/۲۳ محاسبه شده که بر کم کشش‌بودن تقاضای بیمه درمان تکمیلی نسبت به این دو متغیر دلالت می‌کند. در واقع افزایش درآمد خانوارها نقش اساسی‌تری در گسترش بیمه‌های درمان تکمیلی داشته است.

واژگان کلیدی: *بیمه درمان مکمل، تابع تقاضای بیمه درمان مکمل، کشش درآمدی تقاضا، تکنیک داده‌های پانل، مدل اثرات ثابت (FEM)*

---

۱. عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی تهران و معاون پژوهشی پژوهشکدهٔ بیمه (Email: Daghighiasli@Yahoo.com)
۲. عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور تهران و مدیر کل دفتر مطالعات اقتصادی وزارت بازرگانی
(Email: Marjanin@Yahoo.com)
۳. کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور واحد کرج، دانشکده اقتصاد (نویسنده مسئول)
(Email: Sanam.aghassi@Yahoo.com)

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

ازآنجاکه بشر همواره در معرض خطر انواع مختلف بیماری‌هاست، به ناچار برای بهبود و معالجه، متقبل هزینه‌های سنگین پزشکی، دارو، اعمال جراحی و مخارج بیمارستانی می‌شود. به‌منظور کمک به مردم در چنین مواردی، طرح‌های گوناگون بیمه درمان ارائه شده است.

بیمه درمان معمولاً به دو صورت پایه و تکمیلی ارائه می‌شود. بیمه‌های پایه آن دسته از طرح‌های بیمه‌ای است که حداقل شمول و سطح خدمات پزشکی را دارد و شامل خدمات پزشکی، اورژانس، خدمات عمومی و تخصصی سرپایی و بستری است. ارائه این سطح از خدمات در نظام بیمه خدمات درمانی برعهده سازمان‌های بیمه‌گر پایه شامل سازمان بیمه خدمات درمانی، سازمان تأمین اجتماعی، سازمان خدمات درمانی نیروهای مسلح و ... است.

بیمه درمان پایه یکی از ارکان اصلی رفاه و تأمین اجتماعی در جامعه بشری بوده که به‌دلیل تأثیر آن بر سلامت جامعه، اساسی‌ترین عامل در توسعه اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی هر کشوری است. پیشی‌گرفتن شیب نمودار هزینه‌های بهداشتی و درمانی نسبت‌به نمودار رشد تولید ناخالص ملی ازیک‌سو، عدم‌امکان استفاده بیمه‌شدگان از اکثر امکانات درمانی و پوشش‌ندادن برخی خدمات درمانی در بیمه درمان پایه ازسوی‌دیگر، ضرورت رویکرد جدید به بیمه‌های درمان مکمل را به‌عنوان یکی از راه‌های بهبود وضعیت بیمه درمان مطرح می‌کند (زارع، ۱۳۸۱). در واقع شکاف‌هایی که در دستیابی بیمه‌شدگان به خدمات وجود داشته، در آنها این نیاز را به‌وجودآورده‌است که بعضی از خدمات را از بخش‌های دیگر تأمین کنند و بیمه درمان مکمل به‌عنوان پلی که این شکاف خدمتی را پوشش می‌دهد، استفاده می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر بیمه‌های درمان مکمل به‌وجودآمده‌اند تا حق انتخاب مصرف‌کننده را به‌طور اختیاری افزایش دهند (احمدپور، ۱۳۸۱). تجربیات جهانی نشان می‌دهد که در بسیاری از کشورها، برای

www.SID.ir

Archive of SID

تحت پوشش قراردادن بسیاری از خدمات درمانی، از بیمه‌های خصوصی استفاده می‌شود. در انگلستان که پوشش بیمه‌های سلامت در چهارچوب بهداشت و درمان ملی به‌طور فراگیر ارائه می‌شود، افراد می‌توانند برای استفاده از خدمات و مراقبت‌های تشخیصی در بخش خصوصی از بیمه خصوصی استفاده کنند. این عمل در واقع راه‌گریزی از لیست انتظار برای دریافت خدمات تخصصی است (دورانتون، ۱۳۸۰).

در بحث بیمه درمان مکمل، باتوجه به نبود مرز مشخص بین این شاخه از بیمه و بیمه درمان پایه به‌طوری‌که بتوان آنها را از یکدیگر متمایز نمود و عدم‌شفافیت بسته خدمتی مکمل و ازسویی، کیفیت نامناسب خدمات و عدم‌سازماندهی آنها در قالب بسته‌های خدمات بیمه درمان مکمل، خدمات ارائه‌شده از مطلوبیت لازم برخوردار نیستند؛ علاوه‌براین ضرر و زیان قراردادهای بیمه مکمل درمان باعث شده که شرکت‌های بیمه‌ای از صدور این بیمه‌نامه‌ها اکراه داشته باشند؛ به‌طورمثال در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ ضریب خسارت رشته بیمه درمان به‌ترتیب برابر با ۶۵/۱۶ درصد و ۷۳/۹۶ درصد بوده است (گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، ۱۳۸۷-۱۳۷۹). به‌همین‌دلیل این رشته مهم بیمه‌ای که صنعتی نوپاست چندان توسعه پیدا نکرده است. برای پی‌بردن به علل سوددهی پایین بیمه درمان برای شرکت‌های بیمه‌ای باید ویژگی‌های سمت عرضه و تقاضای آن شناسایی شود تا بتوان راه‌حل‌هایی در جهت بهبود و ارتقای آن ارائه داد. بدین‌منظور این مقاله به تخمین تابع تقاضای بیمه درمان تکمیلی پرداخته است. در واقع مسئله اصلی تحقیق این است که چه عواملی بر تقاضای بیمه درمان مکمل در کشور مؤثرند؛ براین‌اساس مهم‌ترین فرضیه‌های پژوهش عبارت‌اند از:

ـ بین میزان حق‌بیمه درمان مکمل سرانه و درآمد سرانه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛

www.SID.ir

Archive of SID

ـ بین میزان حق‌بیمه درمان مکمل سرانه و مخارج بهداشتی سرانه رابطه معناداری وجود دارد؛

ـ بین میزان حق‌بیمه درمان مکمل سرانه و نرخ تورم رابطه معناداری وجود دارد؛

ـ بیمه درمان مکمل، کالایی ضروری است.

به‌منظور آزمون فرضیه‌ها و تخمین تابع تقاضای بیمه درمان مکمل، فعالیت کلیه شرکت‌های بیمه دولتی و خصوصی در طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۰ مورد ارزیابی قرار گرفته است. پس از ابلاغ سیاست‌های کلی اصل ۴۴ توسط مقام معظم رهبری، بیمه ایران به‌عنوان تنها شرکت بیمه دولتی در بدنه دولت باقی مانده است و وظایف و اهداف نوینی برای ساماندهی بازار بیمه کشورمان دارد؛ بنابراین در طی قلمرو زمانی پژوهش، شرکت‌های بیمه خصوصی به صنعت بیمه کشور افزوده شده و شرکت‌های بیمه دولتی آسیا، البرز و دانا تحت مالکیت خصوصی درآمده‌اند.

در این پژوهش روش نمونه‌گیری خاصی به‌کارنرفته‌است و از آمار کلیه استان‌های کشور استفاده شده است. ازآنجاکه آمار استان خراسان از سال ۱۳۸۴ به بعد به‌صورت تفکیک شده و برحسب سه استان خراسان جنوبی، خراسان رضوی و خراسان شمالی ارائه شده است، اطلاعات مربوط‌به این سه استان، به‌صورت یکجا تحت عنوان «استان خراسان» لحاظ شده است؛ به‌همین‌دلیل تفکیک استانی کشور به جای ۳۰ استان به تعداد ۲۸ استان در نظر گرفته شده است.

بخش دوم این مقاله به بررسی وضعیت بیمه درمان تکمیلی در ایران طی سال‌های مورد مطالعه می‌پردازد. بخش سوم مروری بر ادبیات نظری تحقیق و بخش چهارم شامل مطالعات تجربی انجام‌گرفته در زمینه بیمه درمان است. در بخش پنجم تابع تقاضا برای بیمه درمان تکمیلی را با استفاده از مدل رگرسیونی داده‌های پانل برآورد و تحلیل می‌کنیم. بخش آخر این مقاله به نتیجه‌گیری و ارائه راهکارهایی برای گسترش بازار بیمه درمان تکمیلی اختصاص دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

۲. عملکرد صنعت بیمه کشور در رشته بیمه درمان

۲-۱. حق‌بیمه صادره

در سال ۱۳۸۷ حق‌بیمه رشته درمان با ۲۸/۷۱ درصد رشد نسبت‌به سال قبل از آن به ۳۶۴۷/۱ میلیارد ریال رسیده است و سهم این رشته از حق‌بیمه‌های صادره صنعت بیمه از حدود ۸/۳۸ درصد در سال ۱۳۸۶ به ۸/۹۹ درصد در سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است. در سال‌های مورد نظر پس از رشته شخص ثالث و بدنه اتومبیل بیشترین حق‌بیمه‌های صادره مربوط‌به رشته درمان بوده است.

در سال ۱۳۸۷ سهم بخش دولتی از حق‌بیمه‌های صادره ۲۷۷۱/۶ میلیارد ریال بوده که نسبت‌به سال قبل از آن ۲۴/۷۵ درصد رشد داشته است. از سال ۱۳۷۹ شرکت بیمه ایران همچون سایر رشته‌ها بخش عمده‌ای از بازار این رشته را در اختیار داشته است. پیش از آن بخش عمده‌ای از بازار این رشته در اختیار بیمه دانا بود. در سال ۱۳۸۷ شرکت بیمه ایران با ۴۵/۶۲ درصد سهم از حق‌بیمه‌های رشته درمان همچنان بیشترین سهم بازار این رشته را داشته است. بیمه درمان سهم بالایی از کل حق‌بیمه‌های صادره این شرکت بیمه‌ای را هم شامل می‌شود. تنها حق‌بیمه‌های صادره رشته شخص ثالث و بدنه اتومبیل بیشتر از رشته بیمه‌ای درمان بوده است.

در همین سال سهم شرکت‌های بیمه البرز، آسیا و دانا از حق‌بیمه‌های صادره به‌ترتیب برابر با ۷/۳۱، ۳/۱۹ و ۱۹/۸۸ درصد بوده است؛ بنابراین سهم بخش دولتی از حق‌بیمه‌های صادره برابر با ۷۶ درصد و ۲۴ درصد باقی‌مانده متعلق به بخش غیردولتی بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۲. خسارت پرداختی

مقدار خسارت پرداختی رشته درمان در سال ۱۳۸۷ با ۵۱/۴۲ درصد رشد در مقایسه با سال قبل، برابر ۲۹۰۱/۳ میلیارد ریال بوده است. سهم این رشته از مجموع خسارت پرداختی صنعت بیمه با ۲/۵ واحد رشد در مقایسه با سال قبل به ۱۱/۷۲ درصد رسیده است که بعد از رشته شخص ثالث بیشترین سهم را دارد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود سهم این رشته از خسارت پرداختی (۱۱/۷۲ درصد) بیش از سهم آن از حق‌بیمه‌های صادره بازار (۸/۹۹ درصد) است. در سال ۱۳۸۶ نیز سهم رشته درمان از خسارت‌های پرداختی بازار بیمه کشور بیش از سهم این رشته از حق‌بیمه‌های صادره بوده، اما در سال ۱۳۸۵ این روند معکوس بوده است.

در سال ۱۳۸۷ سهم بخش دولتی از خسارت‌های پرداختی ۲۲۵۹/۴ میلیارد ریال بوده که نسبت به سال قبل از آن ۴۹/۹۸ درصد رشد داشته است. در همین سال، خسارت‌های پرداختی رشته درمان در شرکت سهامی بیمه ایران ۶۷/۴۰ درصد رشد داشته و برابر ۱۴۲۴/۴ میلیارد ریال بوده است. سهم این شرکت از خسارت‌های پرداختی بیمه درمان ۴۹/۱۰ درصد بوده است. در این سال بیمه درمان با سهمی برابر با ۱۱/۲۸ درصد از کل خسارت‌های پرداختی شرکت بیمه ایران پس از رشته شخص ثالث بیشترین خسارت پرداختی این شرکت بیمه‌ای را به خود اختصاص داده است.

سهم شرکت‌های بیمه البرز، آسیا و دانا از کل خسارت‌های پرداختی به‌ترتیب برابر با ۷/۷۹، ۲/۴۸ و ۱۸/۵۱ درصد بوده است؛ بنابراین سهم بخش دولتی از خسارت‌های پرداختی برابر با ۷۷/۸۸ درصد و ۲۲/۱۲ درصد باقی‌مانده متعلق به بخش غیردولتی بوده است.

۲-۳. ضریب خسارت

در سال ۱۳۸۷، ضریب خسارت رشته بیمه درمان با ۲۱/۲۲ واحد افزایش به ۹۵/۱۷ درصد رسیده است. در این سال ضریب خسارت بیمه‌های زندگی و اعتبار بیشتر از بیمه درمان بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

ضریب خسارت بخش دولتی با ۲۵/۵۷ واحد افزایش نسبت‌به سال قبل از آن به ۹۶/۸۵ درصد رسیده است. ضریب خسارت رشته‌های بیمه‌ای زندگی، اعتبار و شخص ثالث در بخش دولتی بیشتر از رشته بیمه درمان بوده است. ضریب خسارت رشته درمان در این سال در شرکت سهامی بیمه ایران با ۴۱/۵۳ واحد افزایش نسبت‌به سال ۱۳۸۶ به ۱۰۸/۰۰ درصد رسیده است که بالاترین میزان را در میان شرکت‌های بیمه دولتی داشته است. در سال ۱۳۸۷ ضریب خسارت شرکت‌های بیمه البرز، آسیا و دانا به‌ترتیب برابر با ۹۰/۶۱، ۷۶/۷۷ و ۷۸/۶۴ درصد بوده است. همچنین ضریب خسارت بخش غیردولتی با ۴/۰۳ واحد افزایش به ۸۹/۵۸ درصد رسیده است.

۴-۲. توسعه بیمه درمان

از شاخص‌های توسعه در صنعت بیمه، میزان سرانه حق‌بیمه است. در سال‌های اخیر این شاخص در رشته درمان در کشور ما سیر صعودی داشته که این امر به‌دلیل روند صعودی حق‌بیمه‌ها در کنار رشد به‌نسبت ثابت جمعیت است. در سال ۱۳۸۷ میزان سرانه حق‌بیمه‌های درمان برابر با ۵۰۲۳۵ ریال بوده، درحالی‌که در سال ۱۳۸۶ میزان این شاخص برابر با ۳۹۶۲۹ ریال بوده است. یکی دیگر از شاخص‌های توسعه، نسبت حق‌بیمه درمان به تولید ناخالص داخلی یا همان ضریب نفوذ بیمه درمان است. افزایش (کاهش) این نسبت بیانگر رشد سریع‌تر (آهسته‌تر) بیمه درمان در مقایسه با مجموعه اقتصاد کشور است. در چند سال اخیر به‌دلیل افزون‌بودن رشد حق‌بیمه‌های درمان در مقایسه با رشد تولید ناخالص داخلی کشور شاهد افزایش این نسبت هستیم (گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، ۱۳۸۷-۱۳۷۹).

۳. ادبیات و مبانی نظری تقاضا برای بیمه درمان

مدل تقاضای فرد برای بیمه، براساس حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری بنا شده است. فرض کنید که مصرف‌کننده در صورت بروز یک حادثه (به‌عنوان‌مثال در صورت بیماری)، با احتمال P با زیانی برابر با A دلار مواجه باشد، که به‌صورت $(P,W_{\circ}-A,W_{\circ})$ نمایش

www.SID.ir

Archive of SID

داده می‌شود. در اینجا $W_{\circ}$ نمایانگر موقعیت ثروت اولیه است. اگر مصرف‌کننده R دلار به یک شرکت بیمه پرداخت کند، شرکت بیمه در صورت وقوع زیان، مبلغ A دلار به مشتری بازپرداخت خواهد کرد؛ مثلاً در زمان بیماری A دلار به‌عنوان هزینه خدمات درمانی دریافت می‌کند. در نتیجه چه بیماری رخ دهد یا رخ ندهد، او از داشتن ثروتی برابر $W_{\circ}-R$ مطمئن خواهد بود. حداکثر بهایی که وی حاضر به پرداخت به شرکت بیمه است از حل این رابطه برای R به‌دست‌می‌آید:

$$U(W_{\circ}-R)=PU(W_{\circ}-A)+(1-P)U(W_{\circ}) \qquad (۱)$$

ارزش انتظاری ناشی از بیماری معادل PA است. اگر مصرف‌کننده از ریسک دوری نماید، ارزش به‌دست‌آمده R بیشتر از PA خواهد بود و اگر قیمت بیمه بیشتر از R نباشد، او مبادرت به اختیار بیمه خواهد کرد. اما اگر نرخ بیمه بیشتر از R باشد، مصرف‌کننده (مشتری) به‌رغم دوری از ریسک اقدام به بیمه‌کردن نخواهد کرد. ازآنجاکه شرکت‌های بیمه تمایل دارند علاوه‌بر جبران هزینه، سود هم ببرند، سعی خواهند کرد که نرخ بیمه را در سطحی بیشتر از PA نگاه‌دارند. در یک بازار رقابت کامل تمام ریسک‌پذیرها، تمام بی‌تفاوت‌ها در مقابل ریسک و برخی از کسانی که از ریسک دوری می‌کنند، اقدام به خرید بیمه نمی‌کنند.

سیاست‌های بیمه‌گذاری ارائه‌شده ازسوی شرکت‌های مختلف ممکن است در زمینه‌های مختلف با یکدیگر تفاوت داشته باشند، برخی از این شرکت‌ها ممکن است از یک قاعده کاهشی استفاده کنند که به موجب آن اولین D دلارها از خسارات را پرداخت و جبران نمی‌کنند. برخی دیگر از شرکت‌های بیمه از قاعده بیمه مشترک تبعیت می‌کنند که براساس آن بیمه‌شده نیز بخشی $\circ < \alpha < ۱$ خسارت وارده را تأمین می‌کند (هندرسن و کوانت، ۱۳۸۶).

در پژوهش حاضر برای شناسایی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه درمان مکمل از تک معادلات تقاضا استفاده شده است. در روش‌های اقتصادسنجی، الگوسازی می‌تواند

www.SID.ir

Archive of SID

مبتنی‌بر نظریه‌های اقتصاد خرد یا فروض اقتصاد کلان باشد. الگوهای مبتنی‌بر نظریه‌های اقتصاد خرد، شکل سیستمی توابع تقاضاست و به تخصیص کل بودجه مصرف‌کننده به یک مجموعه از کالاهای مختلف مربوط می‌شود. این توابع از طریق حداکثرکردن تابع مطلوبیت خاص به‌دست‌می‌آیند. توابع سیستمی تقاضا به‌طور هم‌زمان، تقاضا را برای هر کالا در ارتباط با قیمت آن کالا، قیمت سایر کالاها و درآمد بررسی می‌کنند.

در کارهای تجربی به‌دلیل مشکل‌بودن انتخاب تابع مطلوبیت مناسب و استخراج تابع تقاضا از آن، معمولاً از تابع تقاضا در حالت‌های غیرسیستمی یا منفرد استفاده می‌شود. در تابع تقاضای منفرد، همه محدودیت‌های توابع تقاضای سیستمی وجود ندارد؛ همچنین این تابع تقاضا لازم نیست که از حداکثرکردن تابع مطلوبیت خاصی به‌دست‌آید. به‌طورکلی توابع تقاضای منفرد از نظریه اقتصادی خاصی استنتاج نشده بلکه بیشتر از طریق آزمون و خطا در استفاده از متغیرها و فرم‌های مختلف معادلات به‌دست‌آمده‌اند؛ در نتیجه این توابع، انعطاف‌پذیری زیادی دارند و به‌راحتی می‌توان متغیرهای مربوط را وارد الگو و متغیرهای زاید را از آن حذف کرد. توابع تقاضای منفرد را می‌توان در حالت‌های مختلف خطی، نمایی و لگاریتمی به‌کاربرد. این مدل‌ها تنها حاوی یک معادله با یک متغیر وابسته و مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی می‌باشند که غیرتصادفی هستند؛ یا حداقل در صورت تصادفی‌بودن، توزیع مستقل از اجزای اخلال تصادفی دارند (ابریشمی، ۱۳۷۰).

۴. مروری بر مطالعات انجام‌شده

بازار بیمه در کشورهای پیشرفته و توسعه‌یافته جهان، به‌علت بین‌المللی‌شدن دامنه فعالیت بیمه، گسترش پیدا کرده و به تبع آن بازار بیمه درمان در این کشورها نیز رشد قابل توجهی داشته است. در زمینه عوامل مؤثر بر تقاضای شاخه‌های گوناگون بیمه

www.SID.ir

Archive of SID

درمان در خارج از کشور، پژوهش‌های گوناگونی صورت گرفته است. در ایران نیز پژوهش‌هایی دراین‌زمینه یافت می‌شود که به برخی از آنها اشاره می‌کنیم.

ـ رویالتی و هاگنز[1] تأثیر حق‌بیمه بر تقاضای انواع بیمه‌های درمان را در کارگران آمریکایی بررسی کردند. در این پژوهش از داده‌های مقطعی که در سال ۲۰۰۰ میلادی از ۱۲۶۳ نفر از کارگران جمع‌آوری شده بود برای تجزیه‌وتحلیل تقاضای انواع بیمه‌های درمانی ارائه‌شده توسط کارفرمایان استفاده شده است. متغیر اصلی مورد مطالعه، حق‌بیمه‌های درمان است و به‌این‌ترتیب تقاضای بیمه‌نامه‌ها در سه رژیم قیمتی متفاوت بررسی شده است؛ علاوه‌برآن متغیرهای دیگری مانند درآمد (دستمزد) کارگران، سن، جنسیت و تعداد سال‌های کار هم به مدل وارد شده است. در این پژوهش بیمه‌های درمانی ارائه‌شده کارفرما به چهار گروه تقسیم شده که شامل بیمه‌های درمان پایه، بیمه‌های دندان‌پزشکی، بیمه خدمات چشم‌پزشکی و بیمه مراقبت‌های بلندمدت است. سپس با استفاده از مدل پروبیت[2] و براساس متغیرهای مستقل لحاظ‌شده، تصمیم‌گیری برای خرید این بیمه‌نامه‌ها تحلیل شده است.

نتایج این تحقیق نشان داد که ضریب کشش قیمتی احتمال تقاضا برای بیمه‌های درمان پایه معنی‌دار نیست و بنابراین با تغییر نرخ حق‌بیمه، احتمال تقاضا برای این بیمه‌نامه‌ها به‌نسبت ثابت باقی می‌ماند. کشش قیمتی برای سایر مزایای بیمه‌ای برابر با ۰/۱۶۷- درصد برای خدمات دندان‌پزشکی، ۰/۲۶۷- درصد برای خدمات چشم‌پزشکی و ۰/۴۶۸- درصد برای مراقبت‌های بلندمدت محاسبه شد که بر کم‌کشش‌بودن احتمال تقاضای این خدمات بیمه‌ای نسبت‌به نرخ حق‌بیمه دلالت دارد. میزان کشش قیمتی براساس جنسیت متفاوت به‌دست‌آمده‌است. در مردان کشش قیمتی در مورد بیمه خدمات چشم‌پزشکی کمتر است و در زنان کشش قیمتی بیمه مراقبت‌های بلندمدت

1. Royalty & Hagens, 2005
2. Probit Model

www.SID.ir

Archive of SID

کمتر است. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت از آن جهت که زنان نسبت‌به مردان امید به زندگی بیشتری دارند، این بیمه‌نامه‌ها برای آنان ضروری‌تر است. در این تحقیق میزان کشش‌های قیمتی جبرانی نیز محاسبه شده که کمتر از کشش‌های غیرجبرانی بوده و به صفر نزدیک است. کشش درآمدی که براساس ضریب متغیر دستمزد کارگر به‌دست‌آمده‌است در مورد بیمه‌های درمانی پایه معنی‌دار نبوده و در مورد سایر مزایای بیمه‌ای نیز میزان این کشش از کشش قیمتی کمتر محاسبه شد. همچنین با افزایش تعداد سال‌های کار، احتمال تقاضا برای بیمه‌های درمان پایه و سایر انواع خدمات بیمه‌ای افزایش می‌یابد، اما کشش احتمال تقاضا نسبت‌به این متغیر کمتر از ۱ است. سایر متغیرهای جمعیت شناسی وارد شده به مدل معنی‌دار نبودند.

ـ کاولی و سیمون[1] ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و تقاضای انواع پوشش بیمه‌های درمان شامل بیمه‌های مبتنی‌بر کارفرما، بیمه‌های مدیکیر[2] و ... را برای افراد غیرسالمند آمریکایی و همچنین تقاضای این بیمه‌نامه‌ها توسط کارفرمایان را بررسی کردند. در این تحقیق فرض اولیه آن بود که وضعیت اقتصادی از طریق نرخ بیکاری و درآمد سرانه، پوشش بیمه‌ای را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین متغیرهای اصلی شامل نرخ بیکاری و درآمد سرانه است.

در مرحله اول برای بررسی تقاضای خانوارها اثر این دو متغیر بر پوشش بیمه‌ای مردان، زنان و کودکان به‌طور مجزا بررسی شد. داده‌های مورد استفاده ترکیبی از داده‌های سری زمانی و مقطعی شامل اطلاعات مربوط‌به ۴۰۰۰۰ خانوار می‌شد که در طی یک دوره چند ساله در ایالت‌های مختلف مشاهده شده بودند. مدل لاجیت[3] تخمین‌زده‌شده نشان داد که در مردان، احتمال تقاضای پوشش بیمه‌ای به‌طورکلی

1. Cawley & Simon, 2005
2. Medicare
3. Logit Model

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت‌به نرخ بیکاری و درآمد سرانه ایالتی به‌ترتیب کشش ۰/۷- و ۰/۵ درصدی دارد که بر کم‌کشش‌بودن احتمال تقاضای این بیمه‌نامه‌ها نسبت‌به دو متغیر ذکرشده دلالت دارد. در زنان و کودکان احتمال تقاضای بیمه درمان نسبت‌به نرخ بیکاری و درآمد سرانه کاملاً بی‌کشش است. در مرحله بعد تقاضای کارفرمایان برای بیمه‌های درمان مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از مدل تخمین‌زده‌شده نشان داد که ارتباط معنی‌دار و معکوسی بین نرخ بیکاری و احتمال تقاضای پوشش بیمه‌ای ازسوی کارفرمایان وجود دارد. البته کشش تقاضای این بیمه‌نامه‌ها توسط کارفرمایان برای کارمندان مرد از کارمندان زن بیشتر است. این مسئله عمدتاً به این دلیل است که زنان معمولاً در شغل‌های پاره وقتی مشغول به کارند که از مزایای بیمه‌ای کمتری برخوردار است.

ـ کاموئی (۱۳۸۷) تابع تقاضای بیمه درمان تکمیلی را در مناطق شهری ایران تخمین زده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش مربوط‌به آمار بودجه خانوار در سال ۱۳۸۲ است که بررسی آن نشان می‌دهد بخش عمده‌ای از خانوارها پوشش بیمه‌ای خریداری نکرده‌اند. لذا برای بخش تجربی پژوهش، روش توبیت[1] استفاده شده است. در این پژوهش ذکر شده است که نتایج این تخمین قابلیت آن را دارد که مورد تفسیر اقتصادی قرار گرفته و براساس آن می‌توان راجع‌به قواعد رفتار اقتصادی موجود نیز قضاوت کرد.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد سطح درآمد خانوار، وجود پوشش بیمه‌ای درمان عمومی (اجباری)، هزینه‌های درمانی خانوار، سن و سطح تحصیلات سرپرست خانوار، عوامل اصلی مؤثر بر تقاضای بیمه درمان تکمیلی خانوارند. تخمین رفتار تقاضای خانوار برای بیمه درمان خصوصی که براساس دو رهیافت انتخاب گسسته و

1. Tobit

www.SID.ir

Archive of SID

روش توبیت صورت گرفته است، نشان می‌دهد، انتخاب پوشش بیمه درمانی در مناطق شهری ایران تحت تأثیر ویژگی‌های اقتصادی ـ اجتماعی خانوار است. نکته جالب توجه در مورد نتایج حاصله، وجود سازگاری بین نتایج حاصل از تخمین براساس دو رهیافت ذکر شده است. این نتایج نشان می‌دهند که تقاضای بیمه درمان خصوصی با افزایش سطح درآمد خانوار رشد می‌کند. این نتیجه در تخمین‌های انتخاب گسسته به‌صورت افزایش احتمال خرید بیمه خصوصی با افزایش تقریبی درآمد دائمی خانوار و در نتایج تخمین توبیت به‌صورت کشش درآمدی مثبت نمود یافته است. تخمین توبیت نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای بیمه خصوصی درمان برابر ۱/۸۳۹ است. به این معنی که با افزایش یک درصدی درآمد دائمی، میزان حق‌بیمه درمان خصوصی پرداخت‌شده توسط خانوار ۱/۸۳۹ درصد افزایش می‌یابد.

براساس تخمین‌های انجام‌شده، وجود پوشش بیمه درمانی اجباری براساس قانون کار، عامل مهم دیگری در تعیین سطح بهینه تقاضای بیمه درمان خصوصی به‌شمارمی‌رود. در واقع، انتظار بر این است که وجود این نوع پوشش بیمه‌ای به‌صورت جانشین بیمه درمان خصوصی عمل کرده و با افزایش آن، سطح تقاضای خانوار برای بیمه خصوصی کاهش یابد. نتایج هر سه تخمین انجام‌شده نیز مؤید چنین رفتاری در تقاضای بیمه درمان خصوصی است؛ به‌طوری‌که در تخمین تابع تقاضا براساس روش توبیت، کشش تقاضای بیمه درمان خصوصی نسبت‌به حق‌بیمه اجتماعی پرداختی برابر با ۰/۸۲۸- محاسبه شده است.

باتوجه به آنکه سطح هزینه‌های درمانی خانوار به‌عنوان شاخص وضعیت سلامتی خانوار در تخمین تابع تقاضا مورد استفاده قرار گرفته است، می‌توان در مورد اثر این متغیر بر رفتار خانوار در حوزه تقاضای بیمه درمان خصوصی قضاوت نمود. تخمین تابع تقاضای بیمه درمان خصوصی با استفاده از رهیافت توبیت نشان می‌دهد که کشش تقاضای این نوع از بیمه درمانی نسبت‌به هزینه‌های درمانی خانوار برابر با ۲/۸۲ است.

www.SID.ir

Archive of SID

مثبت‌بودن این کشش حاکی از اثر مثبت نامساعدبودن وضعیت سلامتی بر تقاضای بیمه درمانی دارد که البته با نتایج به‌دست‌آمده از تخمین‌های لاجیت و پروبیت نیز کاملاً سازگار است.

استفاده از سطح تحصیلات و سن سرپرست خانوار به‌عنوان تقریب‌هایی از شدت ریسک‌گریزی خانوار به حصول نتایج جالبی انجامید. تخمین‌های انجام‌شده با استفاده از هر سه رهیافت نشان می‌دهند که با افزایش سن و سطح تحصیلات سرپرست، تقاضای خانوار برای بیمه درمان خصوصی افزایش می‌یابد. اما نکته جالب، منفی و به‌نسبت کوچک‌بودن ضریب مجذورات این دو متغیر در تخمین‌هاست که نشان از کاهش شدت اثر ریسک‌گریزی با افزایش سطح این دو متغیر دارد.

ـ معینی (۱۳۸۵) از داده‌های پانل[1] و الگوی اثرات تصادفی[2] جهت تجزیه‌وتحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های درمان مکمل و برآورد کشش درآمدی آن از طریق مطالعه موردی شرکت سهامی بیمه ایران در ۲۴ استان منتخب، استفاده کرده است. نتایج دو آزمون هاسمن[3] و ضریب لاگرانژ[4] به‌ترتیب؛ سازگاربودن تخمین‌های مبتنی‌بر الگوی اثرات تصادفی و وجود اثرات تصادفی را تأیید می‌کند. طبق نتایج به‌دست‌آمده از برآورد تابع تقاضا براساس این الگو طی دوره ۱۳۸۲– ۱۳۷۵، مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده تقاضای این بیمه‌نامه‌ها، درآمد سرانه، مخارج بهداشتی انتظاری و نرخ تورم مورد انتظار است. کشش درآمدی تقاضا در دو حالت نقطه‌ای و میانگین دوره به‌ترتیب ۰/۰۷ درصد و ۰/۰۸ درصد برآورد شده است و نشان می‌دهد که بیمه درمان مکمل، کشش درآمدی بسیار کمی دارد. کشش مخارج بهداشتی انتظاری ۰/۲ درصد برآورد شده که کم‌کشش‌بودن تقاضای بیمه درمان مکمل نسبت‌به این متغیر را تأیید

1. Panel Data
2. Random Effects Model
3. Hausman Test
4. Lagrange Multiplier Test

www.SID.ir

Archive of SID

می‌کند. کشش تقاضای این بیمه‌نامه‌ها نسبت‌به تورم انتظاری ۱/۸ درصد محاسبه شده و بنابراین، بر باکشش‌بودن تقاضا نسبت‌به متغیر فوق دلالت می‌کند.

۵. تصریح و تخمین مدل

براساس پژوهش‌های انجام‌شده قبلی متغیرهای متعددی بر تقاضای بیمه درمان توسط افراد و خانوارها مؤثر است. در بسیاری از کارهای پژوهشی انجام‌گرفته، درآمد فردی یا درآمد خانوار به‌عنوان یک متغیر مهم وارد مدل شده است. از جمله متغیرهای دیگری که قبلاً مورد توجه قرار گرفته است مخارج درمانی و بهداشتی؛ نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری، نرخ بیکاری، همچنین برخی متغیرهای کیفی از جمله سن، جنسیت، نژاد، وضعیت تأهل، سطح تحصیلات، وضعیت سلامتی و ... را می‌توان نام برد. در این مقاله به‌دلیل عدم‌دسترسی به آمار مناسب، بعضی از این متغیرها از جمله متغیرهای کیفی از مدل حذف شده‌اند، برخی دیگر نیز به‌دلیل معنادارنبودن کنار گذاشته شده‌اند. براین‌اساس درآمد سرانه، مخارج بهداشتی و درمانی سرانه و نرخ تورم به‌عنوان عوامل اصلی مؤثر بر تقاضای بیمه درمان تکمیلی وارد مدل شده‌اند.

برای جمع‌آوری داده‌های مربوط‌به تقاضای بیمه درمان مکمل از میزان حق‌بیمه‌های دریافتی این بیمه‌نامه‌ها در کل صنعت بیمه، اعم از حق‌بیمه‌های دریافتی توسط شرکت‌های بیمه دولتی و غیردولتی در استان‌های کشور استفاده شده است. برای حذف اثر تورم از حق‌بیمه‌ها از شاخص استانی قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران شاخص قیمت خرده فروشی[1] برمبنای قیمت‌های سال پایه ۱۳۸۳ استفاده شده است. این شاخص از گزارش‌های بانک مرکزی استخراج شده است. بعد از حذف اثر تورم، میزان حق‌بیمه‌های درمان مکمل در هر سال بر جمعیت هر استان در همان سال تقسیم شده است تا میزان حق‌بیمه درمان مکمل سرانه واقعی به‌دست‌آید.

1. Consumer Price Index (CPI)

www.SID.ir

Archive of SID

جهت محاسبه متغیر درآمد، از درآمد سرانه واقعی استفاده شده است. به‌این‌ترتیب که متوسط درآمد ناخالص یک خانوار در هر استان بر متوسط تعداد افراد خانوار (بعد خانوار) تقسیم و سپس با استفاده از شاخص CPI نسبت‌به نرخ تورم تعدیل شده است تا درآمد سرانه واقعی در هر استان به‌دست‌آید.

مخارج بهداشتی براساس هزینه بهداشتی سرانه واقعی در استان‌های مختلف اندازه‌گیری شده است. به‌این‌صورت که متوسط هزینه‌های ناخالص بهداشت و درمان خانوارهای هر استان در سال‌های مورد مطالعه بر متوسط بعد خانوار در استان مربوطه تقسیم و سپس بر مبنای شاخص CPI نسبت به نرخ تورم تعدیل شده است.

متوسط درآمد ناخالص خانوار، متوسط هزینه ناخالص بهداشت و درمان و متوسط بعد خانوارهای هر استان از گزارش بررسی بودجه خانوار ارائه‌شده توسط اداره آمارهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده‌اند. نرخ تورم استان‌های کشور نیز با استفاده از شاخص CPI محاسبه شده است.

با انتخاب متغیرهای مهم و مؤثر بر تقاضای بیمه درمان تکمیلی در ایران، شکل کلی این تابع به‌این‌صورت است:

$$PRE=f(I,HE,INF) \qquad (۲)$$

که در این رابطه:

PRE: حق‌بیمه درمان مکمل سرانه واقعی؛

I: درآمد سرانه واقعی؛

HE: مخارج سرانه واقعی بهداشت و درمان؛

INF: نرخ تورم.

در ابتدا تابع تقاضا به‌صورت یک تابع کاب ـ داگلاس[1] در نظر گرفته شده است:

1. Cobb Douglas Function

www.SID.ir

Archive of SID

$$PRE=\beta_1 I^{\beta_2} HE^{\beta_3} INF^{\beta_4} e^{U} \qquad (۳)$$

با لگاریتم طبیعی گرفتن از دو طرف رابطه (۳) خواهیم داشت:

$$LnPRE=\alpha+\beta_2 LnI+\beta_3 LnHE+\beta_4 LnINF+U \qquad (۴)$$

که در آن $\alpha=Ln\beta_1$ است. به‌این‌ترتیب، این شکل از تابع کاب ـ داگلاس ذاتاً خطی[1] است.

۱-۵. مدل رگرسیونی داده‌های پانل

در اقتصاد، داده‌های آماری به سه نوع مختلف طبقه‌بندی می‌شوند؛ داده‌های سری زمانی، داده‌های مقطعی و داده‌های ترکیبی از سری زمانی و مقطعی. داده‌های سری زمانی طی دوره زمانی مشخص گردآوری می‌شوند. اما داده‌های مقطعی در یک زمان خاص جمع‌آوری می‌گردند. داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) نیز همان‌طورکه از نام آن مشخص است ترکیبی از هر دو نوع داده‌های سری زمانی و مقطعی‌اند. به‌طورخلاصه، داده‌های ترکیبی دارای ابعاد فضایی (مکانی) و زمانی‌اند. امروزه داده‌های ترکیبی به‌طور فزاینده‌ای در تحقیقات اقتصادی به‌کاربرده‌می‌شوند. از مزایای مدل پانل دیتا می‌توان به افزایش حجم نمونه، کاهش هم‌خطی، افزایش کارایی، کاهش تورش تخمین، محدودشدن ناهمسانی واریانس و... اشاره کرد. براساس تابع ذکرشده، برای تجزیه‌وتحلیل، سه مدل که مبتنی‌بر الگوی پانل دیتاست ارائه می‌شود:

$$LnPRE_{it}=\alpha+\beta_1 LnI_{it}+\beta_2 LnHE_{it}+\beta_3 LnINF_{it}+u_{it} \qquad (۵)$$

$$LnPRE_{it}=\alpha_i+\beta_1 LnI_{it}+\beta_2 LnHE_{it}+\beta_3 LnINF_{it}+u_{it};\quad \alpha_i=\alpha+\mu_i \qquad (۶)$$

$$LnPRE_{it}=\alpha+\beta_1 LnI_{it}+\beta_2 LnHE_{it}+\beta_3 LnINF_{it}+w_{it};\quad w_{it}=\varepsilon_i+u_{it} \qquad (۷)$$

که در این روابط، $i=1,2,...,28$ نشان‌دهنده i امین واحد مقطعی (در اینجا استان‌های کشور) و $t=1,2,...,8$ نشان‌دهنده t امین دوره زمانی (در اینجا سال) است.

1. Linear

www.SID.ir

Archive of SID

اگر هر واحد مقطعی دارای تعداد یکسانی از مشاهدات سری زمانی باشد، آنگاه چنین پانلی یک پانل متوازن[1] نامیده می‌شود و اگر تعداد مشاهدات در میان اعضای پانل متفاوت باشد چنین پانلی را یک پانل نامتوازن می‌نامیم. در پژوهش حاضر، یک پانل متوازن داریم؛ زیرا هر استان دارای هشت مشاهده است.

با درنظرگرفتن اینکه متغیرهای توضیحی غیرتصادفی هستند و جزء اخلال از فروض کلاسیک[2] پیروی می‌کند، به بررسی سه مدل ارائه شده در بالا می‌پردازیم.

در مدل (۵) کلیه مشاهدات (مقطعی و سری زمانی) ترکیب[3] شده‌اند و رگرسیون مورد نظر یک رگرسیون ترکیبی است. در این مدل فرض می‌شود که مقادیر عرض از مبدأ و ضرایب شیب متغیرهای توضیحی برای همه استان‌ها یکسان هستند. بدیهی است اینها فرض‌های بسیار محدودکننده‌ای هستند. بنابراین رگرسیون ترکیبی (۵) با وجود سادگی، ممکن است تصویر حقیقی رابطه میان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی را به شکل نادرستی نشان دهد و تحریف نماید و ازآنجاکه در این مقاله سعی داریم ماهیت خاص و منحصربه‌فرد هریک از استان‌ها را بررسی کنیم، رگرسیون ترکیبی (۵) کنار گذاشته می‌شود.

مدل (۶) مبتنی‌بر الگوی اثرات ثابت (FEM) است. در الگوی FEM فرض بر آن است که تفاوت میان واحدها می‌تواند در جمله ثابت (عرض از مبدأ) ظاهر شود. بنابراین هر α_i یک پارامتر است که باید تخمین زده شود. یعنی فرض می‌کنیم که عرض از مبدأ برای هریک از استان‌ها متفاوت باشد، اما ضرایب شیب میان استان‌ها

---

1. Balanced

۲. فروض کلاسیک عبارتند از: ۱. میانگین شرطی جزء اخلال مشروط بر مقادیر مفروض متغیرهای توضیحی صفر است. ۲. واریانس شرطی جزء اخلال ثابت است. ۳. خود همبستگی در اجزاء اخلال وجود ندارد. ۴. اجزاء اخلال به طور طبیعی با میانگین و واریانس داده شده در فروض ۱ و ۲ توزیع شده‌اند. ۵. تورش تصریح وجود ندارد.

3. Pooled

www.SID.ir

Archive of SID

ثابت باشد. این تفاوت ممکن است ناشی از ویژگی‌های خاص هریک از استان‌ها باشد. اصطلاح «اثرات ثابت» ناشی از این حقیقت است که با وجود تفاوت عرض از مبدأ میان افراد (در اینجا استان‌های کشور)، اما عرض از مبدأ هر فرد (استان) طی زمان تغییر نمی‌کند.

مدل (۷) مبتنی‌بر الگوی اثرات تصادفی (REM) یا مدل اجزای خطا (ECM) است. در این مدل فرض می‌شود که تفاوت میان واحدها می‌تواند در جمله اختلال ظاهر شود. در رابطه (۷) جمله خطای ترکیبی (w_{it}) از دو جزء ε_i، که جزء خطای مقطعی و u_{it}، که جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی است، تشکیل شده است. مدل اجزای خطا به این سبب به این نام خوانده می‌شود که جمله خطای ترکیبی از دو (یا چند) جزء خطا تشکیل می‌شود.

در این مدل، عرض از مبدأ α میانگین تمام عرض از مبدأهای مقطعی را نشان می‌دهد و جزء خطای ε_i انحراف (تصادفی) عرض از مبدأ تکی را از این میانگین نشان می‌دهد.

۲-۵. نتایج آزمون هاسمن

در این مرحله باید از بین مدل اثرات ثابت (۶) و اثرات تصادفی (۷) دست به انتخاب زد. برای این منظور هاسمن آزمونی تهیه و ارائه کرده است. فرضیه صفر آزمون هاسمن آن است که تخمین‌زن‌های FEM و ECM اساساً اختلاف ندارند. براین‌اساس ابتدا مدل به‌صورت اثر تصادفی تخمین زده شده و سپس آزمون هاسمن اجرا شده است. تابع آزمون هاسمن توزیع مجانبی χ^2 دارد. آماره $\chi^2_3 = ۱۹/۴۹$ به‌دست‌آمده که از مقدار جدول با درجه آزادی $k = ۳$ در کلیه سطوح معنی‌داری بزرگ‌تر است؛ در نتیجه فرضیه صفر مبنی‌بر عدم‌همبستگی بین مؤلفه خطای مقطعی و متغیرهای توضیحی رد شده و مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

۳-۵. تفسیر مدل اثرات ثابت

باتوجه به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون هاسمن، مدل رگرسیونی اثرات ثابت برای تخمین تابع تقاضای بیمه درمان مکمل به‌عنوان مدل مناسب شناخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول ۱ آورده شده است:

جدول ۱. نتایج حاصل از تخمین مدل

متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	ارزش احتمال
α	-۶/۵۰۴	۰/۵۲۳	-۱۲/۴۲۶	۰/۰۰۰۰
LnI	۰/۸۳۲	۰/۰۶۲	۱۳/۴۸۴	۰/۰۰۰۰
LnHE	۰/۰۹۹	۰/۰۳۴	۲/۸۷۰	۰/۰۰۴۶
LnINF	۰/۲۲۸	۰/۰۳۶	۶/۴۳۲	۰/۰۰۰۰
R^2 =۰/۹۲۳	$\bar{R}^2$ =۰/۹۱۱	F = ۷۷/۲۸۸	d = ۱/۷۲۴	

اولین گام در تفسیر مدل برآوردشده، سازگاری علائم ضرایب مدل با انتظارات تئوریک است. باتوجه به مبانی نظری و شواهد تجربی، تقاضا برای بیمه درمان مکمل با درآمد و مخارج بهداشتی رابطه مستقیم دارد. براساس پژوهش‌های انجام‌شده، تقاضا برای بیمه عمر با نرخ تورم انتظاری رابطه معکوس دارد. معینی (۱۳۸۵) در پژوهش خود، رابطه مثبت تقاضا برای بیمه درمان مکمل و نرخ تورم انتظاری را نشان داده است. در توضیح این مطلب باید گفت ساختار بیمه درمان با بیمه عمر متفاوت است؛ بیمه عمر غالباً نوعی پس‌انداز قطعی برای آینده است، به‌عبارتی در ازای پرداخت یک حق‌بیمه معین توسط بیمه‌گذار، بیمه‌شده در آینده از یک دریافت قطعی برخوردار خواهد بود که با افزایش نرخ تورم، ارزش حال آن کاهش می‌یابد. بنابراین با افزایش نرخ تورم ممکن است افراد شیوه‌های دیگری را برای پس‌انداز انتخاب کنند. اما علت تقاضای بیمه‌های درمان، نگرانی افراد در مورد مخارج سنگین و احتمالی (غیرقطعی) درمان در صورت وقوع بیماری است. با افزایش نرخ تورم، نگرانی افراد در مورد افزایش هزینه‌های درمانی بیشتر شده و شخص ریسک‌گریز تقاضای خود را برای بیمه درمان افزایش می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

در پژوهش حاضر، رابطه تقاضای بیمه درمان تکمیلی با کلیه عوامل مؤثر بر آن مثبت است که با انتظارات تئوری نیز سازگاری دارد. گام بعدی در تفسیر مدل، آزمون ضرایب است. براساس آماره‌های t به‌دست‌آمده، قدر مطلق تمامی این آماره‌ها بزرگ‌تر از ۲ است که نشان می‌دهد ضریب درآمد سرانه، مخارج بهداشتی، نرخ تورم و همچنین عرض از مبدأ مشترک حتی در سطح اطمینان بالاتر از ۹۹ درصد معنی‌دار هستند.

ضریب تعیین $R^2 = ۰/۹۲$ بیان‌کننده قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل است و مقدار $F = ۷۷$ تأییدی بر معنی‌داری هم‌زمان متغیرهای توضیحی و رگرسیون برآوردشده است. مقدار تابع آزمون دوربین- واتسون $d = ۱/۷۲$ است. مقادیر d بحرانی جدول دوربین- واتسون برای سطح معنی‌داری ۱ درصد، عبارت است از:

$d_L = ۱/۶۴۳$ و $d_U = ۱/۷۰۴$. ازآنجاکه $d_U < d < ۴-d_U$ بنابراین فرضیه عدم‌خودهمبستگی مثبت یا منفی بین جملات اخلال رد نمی‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر بین جملات اخلال هبستگی پیاپی وجود ندارد.

نکته بعدی که باید لحاظ شود آزمون ریشه واحد[1] است. اما در اقتصادسنجی پانل دیتا آزمون ریشه واحد و بررسی ایستایی، زمانی صورت می‌گیرد که تعداد مشاهدات سری زمانی و واحدهای مقطعی به‌نسبت زیاد باشد $(T>۱۰)$ و $(N>۱۰۰)$ (Matyas & Sevestre, 2008). و ازآنجاکه در مدل مذکور $T = ۸$ و $N = ۲۸$ است، بنابراین نیازی به بررسی وجود ریشه واحد و ناایستایی در سری نیست. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل بیشتر مدل، یکایک ضرایب را مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌دهیم.

- ضریب عرض از مبدأ مشترک

در مدل برآوردشده، مقدار عرض از مبدأ مشترک برابر ۶/۵۰۴- است. مقادیر عرض از مبدأ ۲۸ استان کشور از لحاظ آماری متفاوت است، جدول ۲ انحراف عرض از مبدأ استان‌ها را از

1. Unit Root Test

www.SID.ir

Archive of SID

عرض از مبدأ مشترک نشان می‌دهد. بیشترین انحراف مثبت مربوطبه استان تهران و برابر با ۱/۰۴ است. همچنین بیشترین انحراف منفی در حدود ۰/۶ و مربوطبه استان کردستان است. این تفاوت ممکن است ناشی از ویژگی‌های خاص اقتصادی، فرهنگی، اجتماعی و... استان‌های کشور باشد که برای گسترش تقاضای بیمه درمان باید مورد توجه قرار گیرد.

جدول ۲. مقادیر انحراف عرض از مبدأ استان‌های کشور در مدل اثرات ثابت

استان	اثرات ثابت	استان	اثرات ثابت
آذربایجان شرقی	۰/۲۳۳۸۶۵	قزوین	۰/۰۶۷۸۵۲
آذربایجان غربی	-۰/۰۰۳۵۵۴	قم	۰/۰۵۴۸۰۶
اردبیل	۰/۰۱۸۰۱۹	کردستان	-۰/۵۹۸۷۲۲
اصفهان	۰/۲۴۵۲۰۶	کرمان	-۰/۲۰۰۵۲۴
ایلام	-۰/۱۴۴۶۷۳	کرمانشاه	-۰/۱۸۳۱۰۱
بوشهر	۰/۲۰۵۱۹۲	کهکیلویه و بویراحمد	-۰/۴۱۹۱۸۰
تهران	۱/۰۴۰۷۱۱	گلستان	-۰/۰۹۸۹۷۳
چهارمحال و بختیاری	-۰/۴۳۵۹۳۸	گیلان	-۰/۲۱۲۶۵۱
خراسان	۰/۱۴۴۹۳۲	لرستان	-۰/۳۹۲۶۸۰
خوزستان	-۰/۰۳۱۴۷۹	مازندران	-۰/۰۲۰۶۰۵
زنجان	۰/۰۱۶۲۴۷	مرکزی	۰/۰۲۰۸۵۲
سمنان	۰/۳۳۷۸۷۲	هرمزگان	۰/۲۰۸۰۲۷
سیستان و بلوچستان	-۰/۱۴۰۴۸۹	همدان	-۰/۴۳۲۳۳۹
فارس	-۰/۱۰۰۸۳۱	یزد	۰/۸۲۲۱۵۶

- ضریب درآمد سرانه

باتوجه به اینکه تابع تقاضا نخست به فرم یک تابع کاب‌ـداگلاس بوده و سپس به‌صورت لگاریتمی تخمین زده شده است، ضرایب متغیرها کشش تابع تقاضا نسبت‌به آن متغیرها را نشان می‌دهد. بنابراین کشش درآمدی تابع تقاضای بیمه درمان ۰/۸۳ به‌دست‌آمده‌است که نشان می‌دهد در صورت افزایش یک درصدی درآمد

www.SID.ir

Archive of SID

خانوار به شرط ثابت‌بودن سایر شرایط، تقاضا برای بیمه درمان ۰/۸۳ درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین بیمه درمان مکمل در سبد مصرفی، کالای ضروری محسوب می‌گردد.

- ضریب مخارج بهداشتی

کشش تابع تقاضا نسبت‌به مخارج بهداشتی ۰/۱ محاسبه شده است که نشان می‌دهد در صورت افزایش هزینه‌های بهداشتی و درمانی به میزان ۱ درصد، تقاضا برای بیمه درمان تکمیلی به میزان ۰/۱ درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین تابع تقاضا نسبت‌به این متغیر کم کشش است.

- ضریب تورم

ضریب متغیر تورم نشان می‌دهد که حساسیت تقاضا برای بیمه‌های درمان مکمل نسبت‌به نرخ تورم ۰/۲۳ است.

۶. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

در این مقاله به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه درمان تکمیلی از مدل رگرسیونی پانل دیتا و الگوی اثرات ثابت استفاده شده است؛ براین‌اساس درآمد سرانه، مخارج بهداشتی سرانه و نرخ تورم به‌عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضا شناخته شده‌اند، کشش تقاضا نسبت‌به تمامی این متغیرها کوچک‌تر از واحد برآورد شده است.

باتوجه به آنکه کشش درآمدی تقاضای بیمه درمان کوچک‌تر از ۱ است، به‌نظرمی‌رسد شرکت‌های بیمه باید با افزایش آگاهی عمومی از طریق تبلیغات و آموزش، متنوع‌کردن روش‌های فروش بیمه درمان (به‌عنوان‌مثال فروش انفرادی این بیمه‌نامه‌ها در کنار فروش گروهی آن)، ارائه تسهیلات به بیمه‌شدگان و افزایش امکان دسترسی آنها به ارائه‌دهندگان خدمات بیمه‌ای، کشش درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل را افزایش دهند. همچنین شرکت‌های بیمه باید پوشش‌های بیمه‌ای خود را با نیاز مشتریان و میزان درآمد آنها هماهنگ سازند و در کارفرمایان جهت عضویت در این طرح‌های بیمه‌ای انگیزه ایجاد کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

ازسوی‌دیگر رسانه‌های مختلف از جمله رادیو و تلویزیون باید با معرفی این بیمه‌نامه‌ها و فواید آن برای جامعه، فرهنگ بیمه را در میان مردم اشاعه دهند تا بدین‌ترتیب ضمن گسترش این رشته بیمه‌ای در صنعت بیمه کشور، رفاه بیشتری برای افراد اجتماع فراهم گردد.

علاوه‌بر موارد فوق، این راهکارهای برای گسترش بازار بیمه‌های درمانی تکمیلی توصیه می‌شود:

ـ تقویت بخش خصوصی در راستای فعالیت بیشتر در ارائه بیمه درمان مکمل؛

ـ توجه به سالمندان و گروه‌های بیماران صعب‌العلاج؛

ـ تدوین بسته‌های متناسب با الگوی مصرف و نیاز جامعه؛

ـ تفکیک و مرزبندی مشخص بیمه درمان پایه از بیمه درمان مکمل؛

ـ دادن مجوز به مراکز صلاحیت‌دار جهت ایجاد رقابت بین آنها (ارائه خدمات با کیفیت مطلوب‌تر)؛

ـ تعیین بسته‌های خدمات بیمه‌ای برای گروه‌های سنی مختلف (جوانان، افراد در سنین کار و سالمندان).

منابع

۱. ابریشمی، حمید، ۱۳۷۰، *اقتصادسنجی کاربردی*، مؤسسه تحقیقات پولی و مالی، تهران، چ۱.

۲. احمدپور، محمدحسن ۱۳۸۱، *مطالعه تطبیقی شیوه‌های خصوصی‌سازی در کشورهای منتخب و ارائه الگوی مناسب برای ایران*، رساله دکترای مدیریت خدمات بهداشتی و درمانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، ص۲۶۰.

۳. اشرف‌زاده، حمیدرضا و مهرگان، نادر ۱۳۸۷، *اقتصادسنجی پانل دیتا*، دانشگاه تهران، مؤسسه تحقیقات تعاون.

www.SID.ir

Archive of SID

۴. دورانتون، مائوریس ۱۳۸۰، *مدیریت و سازماندهی طرح‌های مراقبت‌های درمانی*، ترجمه حسن‌زاده، علی، گروه برنامه‌ریزی و اقتصاد درمان سازمان تأمین اجتماعی، تهران.

۵. زارع، حسین ۱۳۸۱، 'معرفی اجمالی بیمه‌های مکمل درمانی'، *نشریه بیمه همگانی خدمات درمانی*، ش۱۹.

۶. *سالنامه آماری کشور* ۱۳۸۷-۱۳۷۹، مرکز آمار ایران.

۷. کاموئی، مینا ۱۳۸۷، *تخمین تابع تقاضای بیمه درمان تکمیلی در مناطق شهری ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهراء (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی.

۸. گجراتی، دامودار ۱۳۸۵، *مبانی اقتصادسنجی*، ترجمه ابریشمی، حمید، دانشگاه تهران، مؤسسه انتشارات و چاپ، تهران، ج۲، چ۴.

۹. *گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور*، ۱۳۸۷-۱۳۷۹، پژوهشکده بیمه (وابسته به بیمه مرکزی ج.ا.ا).

۱۰. گزارش اقتصادی بانک مرکزی ۱۳۸۷-۱۳۷۹، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره آمار اقتصادی.

۱۱. معینی، مریم ۱۳۸۵، 'برآورد کشش درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل (مطالعه موردی شرکت سهامی بیمه ایران'، *فصلنامه صنعت بیمه*، سال بیست‌ویکم، ش۳.

۱۲. هندرسن، جیمز میچل و کوانت، ریچارد.ا ۱۳۸۶، *تئوری اقتصاد خرد، تقرب ریاضی*، ترجمه قره باغیان، مرتضی و پژویان، جمشید، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران، چ۹.

13. Cawley, J & Simon, KI 2005, 'Health insurance coverage and the macro economic', *Journal of Health Economics*, vol. 24.

14. Matyas, L & Sevestre, P 2008, *The econometrics of panel data*, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice, Berlin, 3Thed.

15. Royalty, AB & Hagens, J 2005, 'The effect of premiums on the decision to participate in health insurance and other fringe benefits offered by the employer: evidence from a real-world experiment', *Journal of Health Economics*, no. 24, pp. 95-112.

www.SID.ir