

بر آورد کشش در آمدی تقاضای بیمه درمان مکمل، مطالعه موردی: شرکت سهامی بیمه ایران

دکتر محمد هادیان^۱

دکتر حسین قادری^۲

مریم معینی^۳

چکیده

در این مقاله ضمن بررسی و مرور جایگاه بیمه درمان مکمل در صنعت بیمه کشور و نقش آن در تأمین هزینه‌های سنگین درمانی برای بیماران، کشش درآمدی تقاضای این بیمه‌نامه‌ها ضمن مطالعه موردی شرکت سهامی بیمه ایران محاسبه شده است. روش اقتصادسنجی مورد استفاده تکنیک Panel Data و الگوی آثار تصادفی در چارچوب یک فرضیه اصلی است. نتایج به دست آمده از برآورد تابع تقاضا بر اساس این الگوی طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۷۵، نشان داد که کشش درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل در دو حالت نقطه‌ای و میانگین دوزه به ترتیب برابر ۰/۰۸ درصد و ۰/۰۷ درصد است که کم کشش بودن تقاضای بیمه درمان مکمل نسبت به این متغیر را تأیید می‌کند. در نهایت نتیجه گرفته شد که شرکت‌های بیمه از جمله شرکت سهامی بیمه ایران باید از طریق افزایش

۱. استادیار گروه اقتصاد بهداشت، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی، دانشگاه علوم پزشکی ایران

۲. استادیار گروه اقتصاد بهداشت، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی، دانشگاه علوم پزشکی ایران

۳. کارشناس ارشد اقتصاد بهداشت

آگاهی عمومی و افزایش دسترس عموم مردم به خدمات درمانی مربوط کثش درآمدی تقاضای این بیمه‌نامه‌ها را افزایش دهند.

واژگان کلیدی

بیمه درمان مکمل، تقاضای بیمه درمان، تکنیک Panel Data

مقدمه

امروزه موضوع درمان، چه در کشورهای پیشرفته صنعتی و چه در کشورهای در حال توسعه، به صورت یکی از مسائل مهم و حیاتی درآمدی است و دولت‌ها می‌کوشند که شیوه‌های خدمات‌رسانی و ایجاد امکانات لازم در زمینه‌های درمانی را بهبود بخشند. بیمه‌های بازرگانی در کنار مخارج مستقیم مصرف‌کننده^۱، کمک‌های خیریه، کمک‌های خارجی و وام‌ها یکی از مهم‌ترین منابع غیر دولتی برای تأمین هزینه‌های بخش بهداشت و درمان کشورها و افزایش امکانات درمانی و بهداشتی آن‌هاست. در کشورهای توسعه یافته با بازار تثبیت شده، بیمه‌های درمان خصوصی و بازرگانی بسیار گسترده است. در این کشورها اغلب افراد با درآمد زیاد برای دسترس سریع به خدمات یا بهره‌مندی از مراقبت‌های خاص بیمارستانی پوشش‌های بیمه‌ای مکمل را خریداری می‌کنند. این بیمه‌نامه‌ها روشی برای تأمین منابع مالی آن دسته از خدمات درمانی است که ضرورت کمتری دارد. در کشورهای با درآمد متوسط یا کم درآمد به علت نبودن امکانات مالی لازم و وسایل درمانی کافی و ناتوانی دولت در ارائه کمک به مؤسسات بیمه بازرگانی برای جبران زیان‌های سنگین این رشته بیمه‌ای، رشد بیمه‌های بازرگانی و خصوصی درمان محدودتر از کشورهای پیشرفته بوده است. در برخی از این کشورها از

جمله کشورهای امریکای لاتین که تأمین مالی بخش بهداشت از منابع خصوصی پیشینه تاریخی قوی دارد، بیمه‌های درمان بازرگانی گسترش نسبی داشته‌اند ولی در جوامع آسیایی، حتی در کشورهایی که در دهه اخیر از رشد اقتصادی خوبی بهره‌مند بوده‌اند کمتر از ۴ درصد مردم تحت پوشش بیمه‌های بازرگانی قرار دارند. در کشور ما خدمات درمانی پایه را سازمان‌های تأمین اجتماعی و خدمات درمانی تأمین می‌کنند و خدمات بیمه‌ای مکمل را که رشته‌ای نوپا در صنعت بیمه است شرکت‌های بیمه بازرگانی ارائه می‌دهند. بنابراین شرکت‌های بیمه جایگزین سازمان تأمین اجتماعی یا سازمان‌های مشابه نیستند بلکه نقش مکمل این سازمان‌ها را در ارائه پوشش‌های بیمه‌ای بر عهده گرفته‌اند.

در سال‌های اخیر سهم عمده‌ای از بازار بیمه کشور مربوط به بیمه‌های درمان به خصوص بیمه درمان مکمل بوده است. در سال ۱۳۸۱ سهم بیمه درمان از کل حق بیمه‌های صادره صنعت بیمه به ۱۴/۲ درصد رسید که پس از بیمه شخص ثالث بیشترین میزان را به خود اختصاص داد. در سال ۱۳۸۲ این سهم به ۱۰/۳ درصد کاهش یافت اما همچنان پس از بیمه شخص ثالث و بیمه بدنه اتوموبیل بیشترین نسبت را داشته است. با وجود این بیمه‌های درمان برای شرکت‌های بیمه سود دهی چندانی ندارد. ضریب خسارت بیمه درمان همواره بالاتر از میانگین ضریب خسارت صنعت بیمه بوده است. برای مثال در سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲ ضریب خسارت رشته بیمه درمان به ترتیب برابر با ۸۸/۰۴ درصد و ۹۲/۳۵ درصد بود، در حالی که در طی این دو سال میانگین ضریب خسارت صنعت بیمه کشور ۷۹/۱۹ درصد در سال ۱۳۸۱ و ۷۲/۱۰ درصد در سال ۱۳۸۲ بود.

در حال حاضر چهار شرکت بیمه ایران، دانا، البرز و آسیا، همراه با بخش خصوصی بازار بیمه درمان کشور را در اختیار دارند. شرکت سهامی بیمه ایران به تنهایی با در اختیار داشتن بیش از ۵۰ درصد بازار بیمه کشور بزرگ‌ترین شرکت بیمه

در داخل کشور است که به فعالیت ادامه می‌دهد. از سال ۱۳۷۹ این شرکت بیمه همچون سایر رشته‌ها، بخش عمده‌ای از بازار رشته درمان را در اختیار داشته است. پیش از این بخش عمده بازار این رشته در اختیار بیمه دانا بود. در سال ۱۳۸۲ شرکت بیمه ایران با ۴۳/۲ درصد سهم از کل حق بیمه‌های رشته درمان همچنان بیشترین سهم بازار این رشته را داشته است.

فرضیه پژوهش

این مقاله اثر درآمد سزانه بر طرف تقاضای بیمه‌های درمان مکمل را (با تمرکز بر شرکت سهامی بیمه ایران) بررسی و کشت درآمدی تقاضای این بیمه‌نامه‌ها را محاسبه می‌کند. در این جهت فرضیه اصلی پژوهش به این صورت مطرح می‌شود: بیمه درمان مکمل، کالایی نرمال است.

روش تحقیق و نمونه آماری

تحقیق حاضر نوعی تحقیق توصیفی، کاربردی است که در آن برای تخمین تابع تقاضای بیمه درمان مکمل از روش‌های اقتصادسنجی و تکنیک Panel Data استفاده شده است. داده‌ها ابتدا در نرم افزار Excel پردازش و سپس مدل مناسب تقاضای بیمه درمان مکمل با کمک تکنیک Panel Data و با استفاده از نرم‌افزار Eviews4 برآورد شده است.

در این مقاله، جامعه پژوهش شامل استان‌های کشور است. چهار استان مازندران، گلستان، قزوین و زنجان به دلیل در دسترس نبودن آمار کافی حذف شده‌اند و نمونه پژوهش شامل ۲۴ استان است. بنابراین در این مقاله نمونه‌گیری خاصی انجام نگرفته است. گزارش‌های اقتصادی و آماری مربوط به این استان‌ها به صورت یک سری زمانی هشت ساله جمع‌آوری شده است. با توجه به آن که آمار مربوط به بعضی

از متغیرها در تعدادی از استان‌ها در همه دوره زمانی مورد بررسی در دست نبود، در مجموع برای هر متغیر ۱۷۲ داده وجود دارد.

بیمه‌های درمان مکمل در ایران

پیش از انقلاب از میان شرکت‌های بیمه تنها شرکت بیمه امید در زمینه درمان فعال بود. پس از انقلاب با وجود تمام تلاش‌های انجام گرفته نهادهای تأمین اجتماعی به دلایل مختلف به ویژه افزایش هزینه‌های درمان نتوانسته‌اند که کل نیازهای درمانی خانواده‌های بیمه شده را برآورده کنند. بنابراین شورای عالی بیمه در جلسات مورخ ۱۳۷۰/۱۰/۲۳ و ۱۳۷۰/۱۱/۲۶ آیین‌نامه‌هایی در زمینه عقد قراردادهای خصوصی و پوشش مکمل این بیمه‌ها به تصویب رساند. به دنبال آن مؤسسات مختلف با درک اهمیت نیازهای تأمین نشده درمانی کارکنان خود، به شرکت‌های بیمه روی آوردند. در چند سال اخیر کارفرمایان ضمن خریداری اجباری خدمات مؤسسات تأمین اجتماعی برای کارکنان، خدمات لازم برای تأمین نیازهای ارضا نشده آنان را به صورت اختیاری از شرکت‌های بیمه خریداری کرده‌اند. شناخته شده ترین نوع این خدمات «بیمه درمان مکمل» است که «بیمه مازاد هزینه‌های بیمارستانی» نیز نامیده می‌شود. شرکت‌های بیمه جایگزین سازمان تأمین اجتماعی یا سازمان مشابه در تأمین نیازهای درمانی افراد شاغل و خانواده‌هایشان نیستند بلکه با ارائه بیمه درمان نقش مکمل این‌گونه سازمان‌ها را بر عهده گرفته‌اند.

بیمه‌های درمان مکمل در کشور ما کمتر از ده سال سابقه دارد. در سال ۱۳۷۹ حدود ۶/۵ میلیون نفر تحت پوشش این بیمه قرار داشتند. بر طبق یک آمار دیگر سهم حق بیمه دزمان از کل مبلغ پرداختی به شرکت‌های بیمه از حدود ۴ درصد در سال ۱۳۷۳ به حدود ۱۰ درصد در سال ۱۳۸۲ رسیده است.

شرکت‌های بیمه در ازای دریافت حق بیمه از هر نفر، متعهد به پرداخت تا مبلغ معینی بابت هزینه‌های درمان وی (شامل هزینه‌های دوران بستری شدن در بیمارستان، هزینه آمبولانس و سایر فوریت‌های پزشکی که به بستری شدن بیمه‌شده در بیمارستان منجر شود) است. البته در سال‌های اخیر شرکت‌های بیمه در ازای دریافت حق بیمه اضافی، محدوده این بیمه را تا حد جبران هزینه برخی از موارد درمان سرپایی گسترش داده‌اند.

بیمه‌های درمان مکمل به اشخاص گرد آمده در گروه عرضه می‌شود و نه به اشخاص منفرد. این گروه دست کم باید شامل ۵۰ نفر باشد. به همین دلیل، این بیمه را بیمه درمان گروهی نیز نام نهاده‌اند. افراد شاغل اعم از آن که در استخدام کارفرما باشند یا شغل آزاد داشته باشند در صورت تشکیل یک گروه حداقل ۵۰ نفر با همکاران و اعضای خانواده‌هایشان می‌توانند تحت پوشش بیمه درمان قرار گیرند. دارندگان مشاغل آزاد، از طریق اتحادیه صنفی ذی‌ربط و کارفرمایان و خانواده‌هایشان نیز در صورت تمایل همراه با کارکنان خود امکان خریداری بیمه درمان گروهی را دارند. گروه از نظر شرکت بیمه افرادی هستند که با هدفی به جز خریداری بیمه درمان (یا هر بیمه دیگر) تشکیل شده باشد و حداقل ۷۰ درصد آنان باید بیمه شوند. به عبارت دیگر افراد به شرطی به صورت گروهی بیمه می‌شوند که به دلیلی مانند داشتن کارفرمای مشترک یا داشتن شغل یکسان (مانند اعضای یک صنف) و تحصیل در یک مؤسسه آموزشی واحد گرد هم آمده باشند، نه افرادی که با تشخیص نیازهای درمانی خود گروه را فقط به قصد استفاده از بیمه درمان تشکیل داده باشند.

فروش انفرادی بیمه درمان غیر ممکن نیست. در برخی از کشورها با اعمال شرایطی مانند معاینه پزشکی فرد که شرکت بیمه را از سلامت نسبی بیمه‌گذار مطمئن می‌کند، بیمه‌نامه درمان انفرادی در ازای دریافت حق بیمه بیشتر صادر می‌شود. در حال حاضر در کشور ما هر مؤسسه پس از بررسی میزان مطابقت وضعیت فرد متقاضی بیمه

درمان با شرایط مورد نظر یکی از شرکت‌های بیمه، اگر وی را واجد این شرایط تشخیص دهد، به این شرکت اعلام می‌کند تا بیمه‌نامه درمان انفرادی برای او صادر کند. «بیمه درمان مسافران در خارج از کشور» نمونه ای از این بیمه‌نامه‌هاست. هم‌اکنون، شرکت‌های بیمه به نمایندگی از یک شرکت بیمه خارجی این بیمه را عرضه می‌کنند. این بیمه‌نامه‌ها، هزینه‌های درمان و حادثه در هنگام مسافرت را مشروط بر آن که سرچشمه بیماری و حادثه در داخل کشور نباشد حداکثر به مدت ۹۰ روز تحت پوشش قرار می‌دهد.

عملکرد صنعت بیمه کشور در رشته بیمه‌ای درمان

حق بیمه صادره

در سال ۱۳۸۲ حق بیمه رشته درمان با ۳۶/۷ درصد رشد به ۱۳۱۱/۵ میلیارد ریال رسیده است و سهم این رشته از حق بیمه‌های صادره صنعت بیمه از حدود ۱۰/۵ درصد در سال قبل به ۱۰/۳ درصد کاهش یافته است. این کاهش به دلیل رشد کمتر از بازار این رشته در این سال و کاهش سهم اغلب شرکت‌های بیمه‌ای از حق بیمه در سال قبل می‌باشد. با این وجود پس از رشته شخص ثالث و بدنه اتوموبیل بیشترین حق بیمه‌های صادره مربوط به رشته درمان بوده است.

سهم شرکت بیمه‌ایران از حق بیمه‌های صادره در سال‌های اخیر با نوسان‌هایی همراه بوده است. با این وجود از سال ۱۳۷۹ این شرکت بیمه‌ای همچون سایر رشته‌ها بخش عمده ای از بازار این رشته را در اختیار داشته است. پیش از آن بخش عمده ای از بازار این رشته در اختیار بیمه دانا بود. در سال ۱۳۸۲ شرکت بیمه ایران ۴۳/۲ درصد سهم از حق بیمه‌های رشته درمان همچنان بیشترین سهم بازار این رشته را دارا بوده است. بیمه درمان سهم بالایی از کل حق بیمه‌های صادره این شرکت بیمه‌ای را هم

شامل می‌شود. تنها حق بیمه‌های صادره رشته شخص ثالث و بدسه اتوموبیل بیشتر از رشته بیمه‌ای درمان بوده است.

در این سال بیشترین میزان حق بیمه صادره شرکت بیمه ایران مربوط به استان تهران و کمترین میزان آن مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد می باشد که این روند در سال های قبل از آن نیز وجود داشته است.

خسارت پرداختی

مقدار خسارت پرداختی رشته درمان در سال ۱۳۸۲ با ۳۶/۷ درصد رشد در مقایسه با سال قبل، برابر ۱۰۷۴/۵ میلیارد ریال بوده است. سهم این رشته از مجموع خسارت پرداختی صنعت بیمه با ۰/۱ واحد کاهش در مقایسه با سال قبل به ۱۴/۱ درصد رسیده است که بعد از رشته شخص ثالث بیشترین سهم را دارا می باشد. مقایسه رشد حق بیمه های صادره و خسارت پرداختی رشته درمان بیان گر آن است که رشد حق بیمه های این شرکت نزدیک به رشد خسارت آن (حدود ۳۶/۷ درصد) بوده است. با وجود این سهم این رشته از خسارت پرداختی (۱۴/۱ درصد) بیش از سهم آن از حق بیمه های صادره بازار (۱۰/۳ درصد) است. در پنج سال اخیر، سهم رشته درمان از خسارت های پرداختی بازار بیمه کشور همواره بیش از سهم این رشته از حق بیمه های صادره بوده است. سهم این رشته بیمه ای از کل خسارت های پرداختی صنعت بیمه در سال های قبل روندی فزاینده داشته است ولی در دو سال اخیر این روند معکوس بوده است.

در سال ۱۳۸۲ خسارت های پرداختی رشته درمان در شرکت سهامی بیمه ایران ۱۵/۱ درصد رشد داشته و برابر ۴۶۷/۸ میلیارد ریال بوده است. با این وجود همزمان با کاهش سهم این شرکت از حق بیمه درمان، سهم این شرکت از خسارت های پرداختی این شرکت نیز با ۸/۷ واحد کاهش به ۴۲/۲ درصد رسیده است.

در این سال بیمه درمان با سهمی برابر با ۱۲ درصد از کل خسارت‌های پرداختی شرکت بیمه ایران پس از رشته شخص ثالث بیشترین خسارت پرداختی این شرکت بیمه ای را به خود اختصاص داده است. در سال ۱۳۸۲ بیشترین میزان خسارت پرداختی این شرکت مربوط به استان تهران و کمترین میزان خسارت پرداختی مربوط به استان کهگلویه و بویراحمد بوده است.

ضریب خسارت

در سال ۱۳۸۲، ضریب خسارت رشته بیمه درمان با $\frac{4}{3}$ واحد افزایش به $\frac{92}{4}$ درصد رسیده است که پس از کاهش سال قبل از آن، مجدداً افزایش یافته است. علت این وضع، افزایش ضریب خسارت رشته درمان در شرکت بیمه دانا در سال ۱۳۸۲ در مقایسه با سال قبل بوده است. در این سال تنها ضریب خسارت بیمه های شخص ثالث بیشتر از بیمه درمان بوده است.

ضریب خسارت رشته درمان در این سال در شرکت سهامی بیمه ایران با $\frac{7}{98}$ واحد نسبت به سال قبل به ۹۸ درصد رسیده است که بالاترین میزان را در میان کلیه شرکت‌های بیمه‌ای شامل شده است. در این شرکت بیمه‌ای ضریب خسارت رشته درمان در سال ۱۳۸۲ با $\frac{8}{21}$ واحد کاهش نسبت به سال ۱۳۷۷ به پائین‌ترین مقدار طی پنج سال قبل از آن رسیده است. در این سال ضریب خسارت بیمه‌های زندگی و بیمه شخص ثالث در شرکت سهامی بیمه ایران بیشتر از بیمه درمان بوده است.

توسعه رشته بیمه‌ای درمان

یکی از شاخص‌های توسعه در صنعت میزان سرانه حق بیمه می‌باشد. در سال‌های اخیر این شاخص در رشته بیمه‌ای درمان در کشور ما سیر صعودی داشته است که این امر به دلیل روند صعودی حق بیمه‌ها در کنار رشد نسبتاً ثابت جمعیت است. در سال ۱۳۸۲ میزان سرانه حق بیمه‌های درمان برابر با ۱۹۵۷۷ ریال بوده است که نسبت به سال قبل از آن ۳۴ درصد رشد داشته است.

یکی دیگر از شاخص های توسعه صنعت بیمه نسبت حق بیمه درمان به GDP است. افزایش (کاهش) این نسبت بیانگر شرکت سریعتر (آهسته تر) صنعت بیمه یا رشد بیمه ای خاص در مقایسه با مجموعه اقتصاد کشور است. در چند سال اخیر به دلیل افزون بودن رشد حق بیمه های درمان در مقایسه با رشد تولید ناخالص داخلی کشور شاهد افزایش این نسبت هستیم. در سال ۱۳۸۲ این نسبت با ۱۳ درصد رشد نسبت به سال قبل از آن به ۰/۱۲ درصد رسیده است.

مروری بر پژوهش های انجام گرفته

در زمینه عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه از جمله بیمه های درمان و محاسبه کثش درآمدی آن، مطالعات گوناگونی در داخل و خارج کشور انجام گرفته که بعضی از آنها راهنمای این تحقیق قرار گرفته است.

مت^۵ و کلین^۶ (۲۰۰۳) تقاضا برای طرح های دارویی مکمل را در سال مندان عضو بیمه مدیکیر^۷ بررسی کردند. مدل لجیت تخمین زده شده نشان داد که بین احتمال عضویت سال مندان در طرح های دارویی مکمل و درآمد سالانه آنها ارتباط معنی داری وجود ندارد.

کاستا^۸ و ویلاتا^۹ (۲۰۰۴) تقاضای بیمه های خصوصی را در اسپانیا به منزله جانشینی برای خدمات سیستم بهداشتی ملی بررسی کردند. تخمین تابع براساس مدل های پروبیت نشان داد که بیمه های درمان خصوصی کثش درآمدی کم دارند، در مقابل احتمال تقاضای خدمات بهداشتی ملی نسبت به درآمد بی کثش است زیرا

5. Mott
6. Cline
5. Medicare
8. Costa
9. Vilalta

اصولاً هدف سیستم بهداشت ملی ارائه خدمات برابر در ازای نیازهای برابر است و بنابراین تحت تأثیر درآمد خانوارها قرار نمی‌گیرد.

کاولی^{۱۰} و سیمون^{۱۱} (۲۰۰۳) در مقاله ای ارتباط تقاضای انواع پوشش‌های بیمه درمان از جمله بیمه مبتنی بر کارفرما را با متغیرهای کلان اقتصادی مطالعه کردند. فرض اولیه در این مقاله آن بود که وضعیت کلان اقتصادی از طریق دو متغیر نرخ بیکاری و درآمد سرانه وارد مدل می‌شود. تخمین تابع براساس مدل‌های لجیت و به کمک تکنیک Panel Data صورت گرفت و این نتایج به دست آمد:

در مردان احتمال تقاضای پوشش بیمه ای درمان به طور کلی نسبت به درآمد سرانه کاهش ۰/۵ درصدی دارد اما پوشش‌های بیمه‌های مبتنی بر کارفرما در مردان کاهش پذیرتر است. در زنان و کودکان احتمال تقاضای بیمه درمان نسبت به این متغیر بی‌کاهش است، ولی در زنان کاهش احتمال تقاضای بیمه‌های مبتنی بر کارفرما نسبت به درآمد برابر با ۰/۷ درصد است.

رویالتی^{۱۲} و هاگنز^{۱۳} (۲۰۰۵) در مقاله ای تأثیر حق بیمه و درآمد را بر تقاضای انواع بیمه‌های مکمل با استفاده از مدل‌های پروبیت مورد تحلیل قرار دادند. نتایج به دست آمده نشان داد که کاهش درآمدی که براساس ضریب متغیر دستمزد کارگر به دست آمده است در مورد بیمه‌های درمان پایه معنی‌دار نیست.

فتحی زاده (۱۳۷۶) برای مطالعه تقاضا برای بیمه‌های اشخاص از جمله بیمه‌های درمان از دو روش استنباط آماری و تحلیل رگرسیون استفاده کرد. در مرحله اول ارتباط تقاضای بیمه اشخاص و درآمد ماهانه از طریق استنباط آماری بررسی شد. نتیجه آزمون χ^2 (کای دو) نشان داد که ارتباط معنی‌داری بین تقاضای بیمه اشخاص و

-
10. Cawley
 11. Simon
 12. Royalty
 13. Hagens

درآمد ماهانه وجود دارد. در مرحله دوم تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله درآمد سرانه ناخالص داخلی و نرخ تورم (شاخص هزینه زندگی یا *CPI*، مناسب‌ترین انعکاس دهنده نرخ تورم در اقتصاد انتخاب شد) بر تقاضای این بیمه‌نامه‌ها از طریق روش‌های اقتصادسنجی بررسی شد. تخمین مدل خطی ارائه شده نشان داد که ککش درآمدی تقاضای بیمه‌های اشخاص معادل ۰/۲۶ درصد است، همچنین تقاضای بیمه‌های اشخاص نسبت به نرخ تورم شدیداً ککش پذیر است و با افزایش نرخ تورم تقاضای افراد برای بیمه اشخاص شدیداً کاهش می‌یابد.

پورپرتوی (۱۳۸۲) در مطالعه خود تابع تقاضای بیمه عمر را برآورد کرد. این مطالعه نشان داد که مهم‌ترین عوامل تعیین کننده تقاضای بیمه عمر در ایران، درآمد، میزان تحصیلات، بار تکفل و تورم انتظاری‌اند. بر طبق نتایج به دست آمده، ککش تقاضای بیمه عمر نسبت به درآمد و تورم انتظاری به ترتیب ۰/۴۱ و ۰/۲۲- درصد است که کم ککش بودن تقاضای بیمه عمر نسبت به متغیرهای مذکور را نشان می‌دهد. در مقابل بیمه عمر نسبت به دو متغیر دیگر ککش پذیر است.

مروری بر تکنیک اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های ترکیبی (Panel Data)

داده‌های آماری به سه دسته داده‌های سری زمانی، داده‌های مقطعی و داده‌های ترکیبی تقسیم می‌شوند. در داده‌های ترکیبی واحدهای مقطعی یکسان طی زمان بررسی می‌شوند. استفاده از داده‌های Panel Data امروزه در اقتصادسنجی بسیار معمول است. در بسیاری از مطالعات تجربی اطلاعات سری زمانی مربوط به چندین شرکت، ایالت یا صنعت را به طور همزمان تحلیل می‌کنند که می‌تواند حقایق با ارزشی در زمینه مسائل اقتصادی در اختیار پژوهشگران قرار دهد. به این ترتیب پژوهشگران با ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی می‌توانند فرایندهایی را تحلیل کنند که به صورت مقطعی یا سری زمانی محض قابل تحلیل نیستند. آزمایشی استفاده از داده‌های Panel Data

می‌توان به افزایش حجم نمونه، کاهش هم خطی، افزایش کارایی، کاهش تورش تخمین، محدود شدن ناهمسانی واریانس و امکان پذیری تفکیک آثار اقتصادی و... اشاره کرد.

در مدل‌های Panel Data بعضی از متغیرها بین واحدهای مقطعی و یا طی زمان تغییر می‌کند. برای لحاظ کردن این تفاوت‌ها از دو الگوی آثار ثابت و آثار تصادفی استفاده می‌شود.

الگوی آثار ثابت

در الگوی FEM،^{۱۴} فرض بر آن است که تفاوت میان واحدها می‌تواند در جمله ثابت ظاهر شود. بنابراین هر α_i یک پارامتر است که باید تخمین زده شود. اگر X_i و Y_i ، T مشاهده برای i امین واحد باشند و ε_i یک بردار (T×1) باشد، مدل رگرسیون الگوی آثار ثابت به این شکل نوشته می‌شود.

$$Y_i = i \alpha_i + X_i B + \varepsilon_i$$

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & i & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} B + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

اگر d_i یک متغیر مجازی مربوط به i امین واحد باشد:

$$Y = [d_1 \quad d_2 \quad \dots \quad d_n \quad X] \begin{bmatrix} \alpha \\ B \end{bmatrix} + \varepsilon$$

عرض از مبدأ هر واحد مقطعی، ضریب متغیر مجازی است که به طور همزمان برای یک واحد مقطعی تحت بررسی کمیت یک و برای سایر واحدهای مقطعی کمیت صفر اختیار می‌کند؛ به همین جهت این الگو را حداقل مربعات با متغیرهای مجاز (LSDV)^{۱۵} نیز می‌نامند.

در داده‌های پانل احتمال فقدان برخی از داده‌ها وجود دارد. به این دلیل و یا به علت روش گردآوری داده‌ها ممکن است حجم داده‌ها در واحدهای مختلف متفاوت باشد. این پانل‌ها اصطلاحاً پانل‌های نامتوازن نامیده می‌شوند. ساده‌ترین روش برای پانل‌های نامتوازن آن است که مجموعه کاملی از T-1 متغیر مجازی را برای T-1 دوره زمانی ایجاد کنیم. سپس استفاده از الگوی کواریانس به طور خودکار کل داده‌ها را لحاظ می‌کند.

الگوی آثار تصادفی

در الگوی REM^{۱۶} فرض می‌شود که تفاوت میان واحدها می‌تواند در جمله اختلال ظاهر شود. با این فرض مدلی به شکل زیر داریم:

$$Y_{it} = \alpha + B'X_{it} + w_{it}$$

$$w_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$$

u_i مولفه خطای مقطعی، ε_{it} مولفه خطای ترکیبی و این مدل، مدل مولفه‌های خطا (ECM)^{۱۷} نامیده می‌شود. در این مدل، ماتریس واریانس کواریانس کل مشاهدات برابر است با:

15. Least Square Dummy Variables

16. Random Effects Model

17. Error Component Model

$$E(w'w') = V = I \otimes \Omega$$

⊗ در اینجا علامت ضرب کرونکر است.^{۱۸} در الگوی آثار تصادفی واریانس مربوط به مقاطع مختلف با هم یکسان نیست و مدل دچار مشکل ناهمسانی واریانس است و تخمین زنده OLS اگرچه ناریب است اما کارایی لازم را ندارد. بنابراین برای تخمین پارامترها باید از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شود.

در صورت نامتوازن بودن داده‌ها در الگوی آثار تصادفی، ماتریس واریانس کواریانس کل مشاهدات (ماتریس V) برابر با $I \otimes \Omega$ نیست. زیرا در این شرایط ماتریس‌های قطری در V اندازه‌های متفاوت دارند. برای تخمین این ماتریس باید σ_{ε}^2 و $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ محاسبه شود. برای تخمین $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ باید فرضی لحاظ شود. یکی از این فرض آن است که در هر گروه T_i در اطراف میانگین به طور تصادفی توزیع شده است. سپس می‌توان از FGLS^{۱۹} برای تخمین استفاده کرد.

نکته مهم آن است که هر دو الگوی آثار ثابت و آثار تصادفی را می‌توان به زمان تسری داد؛ اما این فرض معمولاً لحاظ نمی‌شود. (در این مقاله نیز فقط آثار فردی لحاظ شده است.)

معادلات تقاضا

در مدل‌های اولیه تقاضا، قیمت و یا درآمد تنها متغیر توضیحی بود که رفتار مصرف‌کنندگان را نشان می‌داد. با پیدایش روش‌های جدید آماری، آنالیز عددی، تحلیل‌های ریاضی، علوم کامپیوتری و به خصوص روش‌های اقتصادسنجی و کاربرد آن

۱۸. برای کسب اطلاعات بیشتر به منبع زیر مراجعه کنید:

Green, William. H. *Econometric analysis*. 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall; 1997

19. Feasible Generated Least Square

در مطالعات تقاضا، مدل‌های تقاضا با متغیرهای چندگانه^{۲۲} ظهور پیدا کردند. در روش‌های پایه‌ای مدل‌های اقتصادسنجی تقاضا، مقدار تقاضا شده یک کالا تابعی از مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل فرض شده و بر این اساس پارامترهای مدل با در دست داشتن داده‌های سری زمانی یا مقطعی یا ترکیبی از این دو و با کمک تکنیک‌های معمول اقتصادسنجی تخمین زده می‌شود.

در روش‌های اقتصادسنجی، الگوسازی می‌تواند مبتنی بر نظریه‌های اقتصاد خرد یا فروض اقتصاد کلان باشد. الگوهای مبتنی بر 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 حداکثر کردن تابع مطلوبیت خاص به دست می‌آیند. توابع سیستمی تقاضا به طور همزمان، تقاضا را برای هر کالا در ارتباط با قیمت آن کالا و سایر کالاها و درآمد بررسی می‌کنند.

در کارهای تجربی به دلیل مشکل بودن انتخاب تابع مطلوبیت مناسب و استخراج تابع تقاضا از آن، معمولاً از تابع تقاضا در حالت‌های غیر سیستمی یا منفرد استفاده می‌شود. در تابع تقاضای منفرد، همه محدودیت‌های توابع تقاضای سیستمی وجود ندارد؛ همچنین این تابع تقاضا لازم نیست که از حداکثر کردن تابع مطلوبیت خاصی به دست آید. به طور کلی توابع تقاضای منفرد از نظریه اقتصادی خاصی استنتاج نشده بلکه بیشتر از طریق آزمون و خطا در استفاده از متغیرها و فرم‌های مختلف معادلات به دست آمده‌اند؛ در نتیجه این توابع انعطاف‌پذیری زیادی دارند و به راحتی 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 به کار برد.

تصریح مدل

در این مقاله برای برآورد تابع تقاضای بیمه درمان مکمل از تک معادلات تقاضا استفاده شده است. مدل مورد بررسی همچنان که شرح داده شد از نوع مدل های مبتنی بر اطلاعات Panel Data و براساس الگوی ECM است. واحدهای مقطعی شامل ۲۴ استان منتخب کشور است که اطلاعات مربوط به آنها در طی سال های ۱۳۷۵-۱۳۸۲ جمع آوری شده. چهار استان مازنداران، گلستان، قزوین و زنجان حذف شده اند. آمار مورد نیاز بعضی از استان های منتخب در تعدادی از سال های مورد بررسی در دسترس نبود؛ در نتیجه پانل مورد استفاده در این مقاله یک پانل نامتوازن است.

در این مقاله درآمد سرانه به عنوان متغیر اصلی وارد مدل شد. به دلیل کوتاه دستی به آمار مناسب بسیاری از متغیرهای از جمله متغیرهای کیفی از مدل کنار گذاشته شدند. تعدادی از متغیرها نیز به دلیل معنی دار نبودن حذف شدند و تقاضا برای بیمه درمان مکمل تابعی از درآمد سرانه، مخارج بهداشتی مورد انتظار و نرخ تورم مورد انتظار در نظر گرفته شد.

برای به دست آوردن داده های مربوط به تقاضای بیمه درمان مکمل که در مورد آن در مدل از علامت اختصاری PRE استفاده شده است، از میزان حق بیمه های دریافتی این بیمه نامه ها توسط شرکت سهامی بیمه ایران در استان های منتخب طی سال های مورد مطالعه استفاده شده است. برای حذف اثر تورم از حق بیمه های سال های مختلف از شاخص استانی قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری (CPI) بر مبنای قیمت های سال پایه ۱۳۷۶ استفاده شده است. این شاخص از گزارش های بانک مرکزی استخراج شده است.

بعد از حذف اثر تورم، میزان حق بیمه های درمان مکمل واقعی مربوط به شرکت سهامی بیمه ایران در هر سال بر جمعیت هر استان در همان سال تقسیم شده است تا

میزان حق بیمه درمان مکمل سرانه واقعی به دست آید که شاخصی برای تقاضای افراد هر استان از بیمه درمان مکمل (ارائه شده توسط شرکت سهامی بیمه ایران) است. درآمد سرانه که با علامت اختصاری M نشان داده شده است بر اساس هزینه سرانه سنجیده شده است. در ابتدا هزینه‌های متوسط هر خانوار در هر استان در سال‌های مختلف بر متوسط بعد خانوار استان در همان سال تقسیم و سپس با استفاده از شاخص CPI نسبت به نرخ تورم تعدیل شده تا هزینه سرانه واقعی در هر استان به دست آید. با توجه به قابل اطمینان نبودن آمار مربوط به درآمد سرانه در این پژوهش از هزینه سرانه واقعی به عنوان شاخصی برای درآمد سرانه واقعی استفاده شده است. هزینه‌های خانوارها در سال‌های مختلف از گزارش‌های بودجه خانوار مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

مخارج بهداشتی مورد انتظار که به وسیله علامت اختصاری HP وارد مدل شده، بر اساس هزینه‌های سرانه بهداشتی در استان‌های مورد مطالعه در دوره قبل اندازه‌گیری شده است، به این ترتیب که هزینه‌های بهداشتی و درمانی متوسط خانوارهای هر استان ابتدا بر متوسط بعد خانوار در استان مربوط تقسیم و سپس بر مبنای شاخص CPI نسبت به نرخ تورم تعدیل شده است. میزان هزینه‌های بهداشتی سرانه واقعی هر سال شاخصی برای مخارج بهداشتی انتظاری در سال بعد لحاظ شده است. نرخ تورم مورد انتظار در هر سال نیز بر اساس نرخ تورم در سال قبل سنجیده شده است. با انتخاب متغیرهای مهم و موثر بر تقاضای بیمه درمان، شکل کلی این تابع به صورت زیر است:

$$PRE = PRE [M, HP (-1), CPI (-1)]$$

بر اساس تابع ذکر شده مدل اقتصادسنجی زیر که مبتنی بر الگوی آثار تصادفی است ارائه شده است:

$$PRE = \alpha + B_1 M + B_2 HP(-1) + B_3 CPI(-1) + w_{it} \quad (18)$$

$$w_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$$

تجزیه و تحلیل داده‌ها

نتایج مدل برآورد شده بر اساس الگوی آثار تصادفی در جدول زیر قابل مشاهده است:

CPI (-1)	HP(-1)	M	α	
۱۶۶۱/۷۴۹	۰/۰۰۲۳۵۹	$۲,۳۵ \times 10^{-۵}$	-۱۳۳۵ / ۹۰۳	
۸۷۶	۱/۹۳	۱/۸۸	-۴/۹۴	

بر اساس جدول و آماره F به دست آمده، ضرایب دو متغیر درآمد سرانه و مخارج بهداشتی مورد انتظار در سطح ۹۰ درصد اطمینان و ضریب عرض از مبدأ مشترک و تورم انتظاری حتی در سطح ۹۹ درصد اطمینان معنی دار و مخالف صفرند. برای آزمون معنی داری کل رگرسیون از آزمون والد^{۲۱} استفاده شده است. در آزمون والد آماره F و χ^2 به ترتیب برابر با $۴۸/۴$ و $۱۴۵/۳$ است. در سطح معنی داری یک درصد مقدار آماره $F_{(3,169)}$ و $\chi^2_{(3)}$ جدول به ترتیب برابر با $۲/۶۵$ و $۱۱/۳۴$ است. بنابراین مطابق هر دو آماره، فرض H_1 مبنی بر غیر صفر بودن حداقل یکی از ضرایب را نمی توان رد کرد. بنابراین متغیرهای الگو به طور مشترک در توضیح علت تغییرات متغیر وابسته (بیمه درمان مکمل) نقش به سزایی دارند و رگرسیون کلی معنی دار است. \bar{R}^2 برابر $۰/۸۷$ است و نشان می دهد که مدل برازش نسبتاً خوبی دارد. مقدار آماره دوزین واتسون^{۲۲} $D-W = ۱/۲۲$ است. با توجه به آن که حد پایین و حد بالای

21. Wald test

22. Durbin - Watson Test

آماره دوریین واتسون به ترتیب برابر با $d_1=1/11$ و $d_w=1/14$ است، دوریین واتسون محاسباتی از d_1 و d_w کمتر است. با توجه به آن که سری زمانی مورد مطالعه مربوط به یک دوره محدود است می توان اندک بودن مقدار آماره محاسباتی را توجیه کرد.

ضریب درآمد سرانه برابر $2/35 \times 10^{-5}$ است که دارای علامت مورد انتظار و گویای این مطلب است که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها به ازای هر رینال افزایش (کاهش) در درآمد سرانه، متوسط تقاضای بیمه به اندازه $2/35 \times 10^{-5}$ رینال افزایش (کاهش) می یابد.

با درنظر گرفتن ضریب درآمد، کثش های درآمدی نقطه ای و میانگین دوره محاسبه می شود. کثش درآمدی نقطه ای از رابطه زیر استخراج می شود:

$$\mathcal{E} PRE . M (1382) = \frac{\partial PRE}{\partial M} \cdot \frac{M (1382)}{PRE (1382)} = B_1 \cdot \frac{M_{1382}}{PRE_{1382}}$$

کثش درآمدی میانگین دوره نیز از رابطه زیر به دست می آید:

$$\mathcal{E} PRE . M (1382-1375) = \frac{\partial PRE}{\partial M} \cdot \frac{(M_{1375} + M_{1382}) / 2}{(PRE_{1375} + PRE_{1382}) / 2} = B_1 \cdot \frac{M_{1375} + M_{1382}}{HI_{1375} + PRE_{1382}}$$

جدول کثش های نقطه ای و میانگین دوره تقاضای بیمه درمان مکمل

۰/۰۷ درصد	کثش نقطه ای سال ۱۳۸۱
۰/۰۸ درصد	کثش میانگین دوره (۱۳۷۵-۱۳۸۱)

نتایج به دست آمده در هر دو حالت حکایت از آن دارد که بیمه درمان مکمل کالایی نرمال است و بنابراین فرضیه مورد پژوهش تأیید می شود. با وجود این کثش درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل بسیار اندک و به صفر نزدیک است.

نتیجه گیری

تحقیق حاضر نشان می‌دهد که بیمه‌های درمان همانند اکثر رشته‌های بیمه‌ای صنعت بیمه در کشور ما گسترش پیدا نکرده است.

در مورد توسعه محدود رشته بیمه‌ای درمان دلایل خاصی نیز وجود دارد. به دنبال رشد و توسعه جوامع، ارتقای فرهنگ عمومی و افزایش دسترس به خدمات درمانی، سلامت برای افراد جامعه به کالایی ارزشمند تبدیل شده است و به علت هزینه‌های گزاف تجهیزات پزشکی و شیوه‌های نو در معالجه و درمان مخارج بهداشتی و درمانی به سرعت افزایش یافته است. به همین دلیل بیمه‌های درمان راهی مطمئن برای تحت پوشش قرار دادن هزینه‌های احتمالی معالجه و درمان است و مقبولیت زیادی در میان افراد جامعه دارد. شرکت‌های بیمه در نقش خریدار عمده، خدمات درمانی را به صورت قانونمند و عادلانه و با قیمت‌های مناسب‌تر توزیع می‌کنند. اما این بیمه‌نامه‌ها برای شرکت‌های بیمه سوددهی چندانی ندارند. بیمه‌های درمان در مقایسه با سایر شاخه‌های بیمه اشخاص از جمله بیمه عمر و حادثه دارای ریسک بالایی است. شیوع بیماری از فوت و مرگ و میر و حادثه بیشتر است. از سوی دیگر مشکلاتی مانند مخاطرات اخلاقی و انتخاب نامساعد همواره بازار بیمه‌های درمان را تهدید می‌کند. در کشور ما در کنار این موارد، نوپا بودن رشته بیمه درمان مکمل و ناشناخته بودن این خدمات بیمه‌ای برای مردم، نرخ نامناسب تعرفه‌های بیمه‌ای، چند نرخ بودن خدمات درمانی به خصوص در مراکز خصوصی، غیر رقابتی بودن بازار درمان و مشکل کنترل هزینه‌ها و فقدان قوانین و راهکارهای مناسب برای جلوگیری از عرضه و تقاضای غیراصولی خدمات درمانی از جمله سوء استفاده از دفترچه‌های بیمه درمانی از سوی ارائه‌دهندگان خدمات درمانی و بیماران باعث شده که ضریب خسارت رشته درمان بالا (این ضریب از میانگین ضریب خسارت صنعت بیمه بالاتر است) و سوددهی آن کم باشد. در نتیجه شرکت‌های بیمه از جمله شرکت سهامی بیمه ایران در شرایط خاص از

جمله به صورت دسته‌جمعی و یا همراه با بیمه‌های عمر و حادثه اقدام به صدور بیمه‌نامه‌های درمان مکمل می‌کنند.

برای ارائه راهکارهایی به منظور توسعه بیمه درمان مکمل در این مقاله با توجه ویژه به شرکت سهامی بیمه‌ایران عوامل مؤثر بر تقاضای این بیمه‌نامه‌ها بررسی شد. مدل مورد بررسی از نوع مدل‌های مبتنی بر اطلاعات Panel Data و الگوی ECM است. در مدل برآورد شده، ککش درآمدی نقطه‌ای و میانگین دوره تقاضا کمتر از یک است. ککش مخارج بهداشتی این بیمه‌نامه‌ها هم کمتر از یک محاسبه شد اما نتایج تخمین نشان می‌دهد که تقاضای بیمه درمان مکمل نسبت به تورم انتظاری ککش پذیر است.

هدف اصلی در این مقاله برآورد ککش درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل است. با توجه به آن که ککش درآمدی تقاضای بیمه درمان کوچک‌تر از یک است؛ به نظر می‌رسد که شرکت‌های بیمه از جمله شرکت سهامی بیمه ایران باید با

۱. افزایش آگاهی عمومی از طریق تبلیغات و آموزش،
۲. متنوع کردن روش‌های فروش بیمه درمان،
۳. ارائه تسهیلات به بیمه شدگان و افزایش امکان دسترس آنها به ارائه دهندگان خدمات بیمه‌ای،
۴. هماهنگی ساختن پوشش‌های بیمه‌ای با نیاز و درآمد مشتریان،
۵. ایجاد علاقه‌مندی در کارفرمایان جهت عضویت در این طرح‌های بیمه‌ای و سایر روش‌های ممکن ککش درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل را افزایش دهند تا بدین ترتیب ضمن گسترش این رشته بیمه‌ای در صنعت بیمه کشور، رفاه بیشتری برای افراد اجتماع فراهم شود.

منابع

۱. ابریشمی، حمید (۱۳۷۰)، اقتصادسنجی کاربردی، چ ۱، تهران، مؤسسه تحقیقات پولی و مالی.
۲. اداره بررسی‌های آماری بیمه مرکزی ایران. گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، سال‌های مختلف.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، اداره حساب‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.
۴. پورپرتوی، میرطاهر (۱۳۸۲). تخمین تابع تقاضای بیمه عمر و پیش‌بینی آن، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد.
۵. زارع، حسین، معرفی اجمالی بیمه‌های مکمل درمانی، نشریه بیمه همگانی خدمات درمانی، ش ۱۹ (تیر ۱۳۸۱).
۶. فتحی زاده، حمید (۱۳۷۶)، بررسی عوامل مؤثر بر بازار بیمه اشخاص در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی.
۷. کریمی، آیت (۱۳۸۴)، کاربرد بیمه‌های بازرگانی در مدیریت، تهران، روابط عمومی بیمه پارسیان.
۸. گجراتی، دامودار (۱۳۸۳)، مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه حمید ابریشمی، چ ۲، تهران، انتشارات دانشگاه تهران؛ ج ۲.
۹. محمدیگی، علی‌اعظم (۱۳۸۱)، راهنمای بیمه برای خانواده، تهران، علی‌اعظم محمدیگی.
۱۰. مرکز آمار ایران، سالنامه آماری، سال‌های مختلف.
۱۱. مک کنا، سی.جی (۱۳۷۲)، اقتصاد عدم اطمینان، ترجمه سعید مقاری و عبدالرضا فهیمی، تهران، پژوهشکده علوم دفاعی استراتژیک امام حسین.

۱۲. نشاط تهرانی، مصطفی، نقش شرکت‌های بیمه در تأمین هزینه‌های درمانی، فصلنامه صنعت بیمه، سال دهم، ش ۳۸ (تابستان ۱۳۷۴).

13. Brown, M. J, and Kim (1993), An international Analysis of Life Insurance Demand, *Journal of Risk and Insurance*, 69:634-616
14. Cawley, John, and Simon, K I, "Health Insurance Coverage and the Macro economy", *Journal of Health Economics*. 2005, 24. 315-299.
15. Cline, Richard. R, and Mott, David. A (2003), Exploring the Demand for a Voluntary Medicare Prescription Drug Benefit, *AAPS PharmSci*, May 14;5(2) Article 19.
16. Costa- Font, Joan, and Font- Vilalta, Montserrat, "Preference for National Health Service Use and the Demand for Private Health Insurance in Spain", *The Geneva Papers on Risk and Insurance*. 2004, 29(4):718-705.
17. Folland, Sherman, and Goodman, Allen. C, and Stano, Miron (2001), *The Economics of Health and Health Care*. (3rd ed). New Jersey: Prentice Hall.
18. Greene, William. H. *Econometric (2003), Analysis*. (3rd ed), New Jersey: Prentice Hall.
19. Johnston, Jack, and Dinardo, John (1997), *Econometric Methods*. (4th ed), McGraw- Hill.
20. Hsiao, Cheng, (2003), *Analysis of Panel Data*. (2nd ed), Cambridge University Press.
21. Royalty, Anne. B, and Hagens, Johan, "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*. 2005, 24:112-95.
22. Wooldridge, Jeffrey. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Thomson Press.