پژوهشنامهٔ بیمه (صنعت بیمهٔ سابق)/سال‌بیست‌وششم/شمارهٔ ۴/زمستان ۱۳۹۰/شماره‌مسلسل۱۰۴/صفحات ۵۷ تا ۸۰

اثر عوامل اقتصادی بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی

ابراهیم عباسی[۱]
معصومه تقی‌آبادی[۲]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۰۵/۳۱
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۱۲/۰۸

چکیده

در این مقاله، بااستفاده از داده‌های سری زمانی سالانه طی دورهٔ ۱۳۸۷-۱۳۶۹، رابطهٔ بین درآمد سرانه، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ باسوادی و قیمت بیمه با تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی بررسی می‌شود (از آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر، برای بررسی رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها و تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی استفاده شده است). بدین‌منظور آمار و اطلاعات مربوط‌به چهار شرکت بیمه‌ای جمع‌آوری شده است.

نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که رابطهٔ بلندمدتی بین متغیرهای اقتصادی و تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی وجود دارد. یافته‌ها نشان دادند که درآمد ملی سرانه و نرخ باسوادی با تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی رابطهٔ مثبت و معنی‌داری دارد، درحالی‌که قیمت بیمهٔ درمان تکمیلی، نرخ تورم و نرخ بیکاری تأثیر معنی‌داری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ندارد.

واژگان کلیدی: *بیمهٔ درمان تکمیلی، تقاضای بیمه، عوامل اقتصادی و آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر*

۱. استادیار دانشگاه الزهرا (نویسنده مسئول) (Email: abbasiebrahim2000@yahoo.com)
۲. کارشناس‌ارشد مدیریت بازرگانی- مالی، دانشگاه الزهرا (Email: taghiabadim@yahoo.com)

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

ماهیت بیمه، مشارکت در خسارت و جایگزین‌کردن اطمینان به جای عدم‌اطمینان است، بنابراین بیمه به‌عنوان یک روش مقابله با خطر، پاسخی به شرایط نامطمئن و پرمخاطره است. از خطرات پیش‌روی انسان، بیماری است (عباسی، ۱۳۷۶). بیماری ازلحاظ اقتصادی، ضربات سنگینی بر پیکرهٔ اجتماع وارد می‌آورد، به‌طوری‌که در بسیاری از موارد، هزینه‌های ناشی از آن، بار سهمگینی بر دوش افراد با درآمد ثابت وارد می‌کند. در کشور ما، بیشترین خدمات بیمهٔ درمانی را سازمان تأمین اجتماعی و سازمان خدمات درمانی ارائه می‌کنند (صحت و اسماعیلی، ۱۳۸۶). اما امروزه شیوه و دامنهٔ ارائهٔ خدمات به بیماران آنقدر تغییر یافته است که فراهم‌کردن تمامی این خدمات در قالب بیمهٔ خدمات درمانی ازنظر اقتصاد بهداشت و درمان مقدور و میسر نیست. ازاین‌رو بسیاری از مشتریان، نیاز ویژه‌ای به بیمه‌های درمان تکمیلی احساس کرده‌اند. این احساس نیاز هنگامی بارزتر شد که این افراد احساس کردند بیمهٔ درمان تکمیلی، بیمهٔ اولیه و فعلی آنها را کامل‌تر می‌کند (جعفری و همکاران، ۱۳۸۶).

در سال‌های گذشته سهم عمده‌ای از بازار بیمهٔ کشور مربوطبه بیمه‌های درمان تکمیلی بوده است و این بیمه‌ها نقش مهمی در جذب پول‌های در دسترس مردم داشته‌اند. نظر به اینکه صنعت بیمه باتوجه به حق‌بیمه‌های دریافتی، افزایش سهمش در تولید ناخالص داخلی و میزان و حجم سرمایه‌گذاری موجود در آن، یکی از اجزای اصلی اقتصاد است، لذا عجیب نخواهد بود که افزایش تقاضای بیمه به توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی کمک شایانی خواهد کرد (سجادی و غلامی، ۱۳۸۶). نقش توسعهٔ مالی در رشد اقتصادی حائز اهمیت است و نتیجهٔ تحقیقات مختلف نشان‌دهندهٔ این امر است که دایرکردن مؤسسات مالی و بیمه‌ای مناسب، موجب پیشرفت کارایی، تخصیص سرمایه و منابع کارا، ترغیب به پس‌انداز و سوق‌دادن به‌سوی تشکیل سرمایه‌گذاری بیشتر می‌شود (Fischer, 1973).

Archive of SID
www.SID.ir

باتوجه به اهمیت موضوع، لازم است که با انجام تحقیقات کاربردی و علمی در این مورد، عوامل مختلف بازدارندهٔ رشد این صنعت شناسایی شده و رفع شود. همچنین باید عواملی که موجب رشد این صنعت می‌شود، مشخص شده و با تقویت این عوامل، موجبات رشد این صنعت فراهم آید. در واقع این امر چرخه‌ای را به‌وجودمی‌آورد که موجب رشد و توسعهٔ کشور خواهد شد؛ زیرا بهبود عواملی نظیر تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی، درآمد سرانه و ... موجب افزایش تقاضا برای صنعت بیمه خواهد شد. همچنین افزایش تقاضا و استفاده از صنعت بیمه، باعث بهبود عوامل اقتصادی خواهد شد. بنابراین اگر روزی بتوان چنین چرخه‌ای را ایجاد و در مسیر درست هدایت کرد، گام بزرگی در جهت رشد اقتصاد کشور برداشته خواهد شد. به‌همین‌دلیل در این مقاله نیز سعی شده است با شناسایی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی، زمینهٔ گسترش و پویایی این شاخهٔ مهم بیمه‌ای و در نتیجه رشد اقتصادی فراهم شود.

هزینه‌های درمان به‌دلیل افزایش انواع بیماری‌ها، افزایش آمار بیماران، تورم و افزایش آمار شاغلین بالا رفته است. در نتیجه شرکت‌های بیمه مانند سازمان خدمات درمانی و تأمین اجتماعی همهٔ هزینه‌های درمان را نمی‌توانند تقبل کنند. ازاین‌رو بیماری‌های پرهزینه، خارج از شمول بیمه‌نامه‌های عادی شده است؛ بنابراین ضروری است سازمان‌ها درمان تکمیلی کارگران و کارکنان خود را تحت پوشش بیمه‌های تکمیلی قرار دهند. تحت پوشش قراردادن هزینه‌های درمان تعدادی از بیماری‌ها برای اغلب خانوارها ضروری است، اما این تقاضا تحت تأثیر تعدادی از عوامل اقتصادی است. ازاین‌رو هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر مهم‌ترین عوامل کلان اقتصادی بر میزان تقاضای بیمه‌های درمان تکمیلی است.

Archive of SID

www.SID.ir

۲. بررسی عملکرد صنعت بیمه در رشتهٔ بیمه درمان

۲-۱. حق‌بیمه صادرشده

در سال ۱۳۸۹ حق‌بیمهٔ رشتهٔ درمان با ۴۸/۲۷درصد رشد نسبت‌به سال قبل به ۱۱۱۷۱/۷ میلیارد ریال رسیده است و سهم این رشته از حق‌بیمه‌های صادرشدهٔ صنعت بیمه از حدود ۱۱/۶۱درصد در سال قبل به ۱۸/۸۸درصد افزایش یافته است. این افزایش به‌دلیل رشد بیشتر بازار این بیمه در این سال و افزایش سهم اغلب شرکت‌های بیمه از حق‌بیمه در این سال نسبت‌به سال قبل بود. بااین‌وجود پس از رشتهٔ شخص ثالث، بیشترین حق‌بیمه‌های صادرشده مربوط‌به رشته درمان بوده است.

سهم شرکت بیمهٔ الف از حق‌بیمه‌های صادرشدهٔ رشتهٔ درمان در سال‌های اخیر با نوسان‌هایی همراه بوده است. بااین‌وجود از سال ۱۳۷۹ این شرکت 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 د بوده است. در سال ۱۳۸۹ شرکت بیمهٔ الف با ۴۹/۷۳درصد سهم از حق‌بیمه‌های رشتهٔ درمان همچنان بیشترین سهم را به خود اختصاص داده است. پس از آن شرکت‌های بیمه د، ج و ب به‌ترتیب ۲۵/۸۳، ۴/۱۵ و ۵/۳۲درصد سهم از حق‌بیمه‌های رشتهٔ درمان را به خود اختصاص داده‌اند. به‌این‌ترتیب ۸۵/۰۳درصد از سهم بازار بیمهٔ درمان کشور متعلق به این چهار شرکت بیمه است.

۲-۲. توسعه بیمهٔ درمان

از شاخص‌های توسعه در صنعت بیمه، میزان سرانهٔ حق‌بیمه است. در سال‌های اخیر این شاخص در رشتهٔ بیمهٔ درمان در کشور ما سیر صعودی داشته است که این امر به‌دلیل روند صعودی حق‌بیمه‌ها در کنار رشد به‌نسبت ثابت جمعیت است. در سال ۱۳۸۹ میزان سرانهٔ حق‌بیمه‌های درمان برابر ۱۴۹,۵۵۴ ریال بود که نسبت‌به سال قبل از آن (۷۳,۱۷۹ ریال) ۴۸/۹۳درصد رشد داشته است. یکی دیگر از شاخص‌های

www.SID.ir

توسعهٔ صنعت بیمه، نسبت حق‌بیمهٔ درمان به تولید ناخالص داخلی[1] یا ضریب نفوذ بیمهٔ درمان است. افزایش(کاهش) این نسبت بیانگر رشد سریع‌تر (آهسته‌تر) صنعت بیمه یا رشتهٔ بیمه‌ای خاص در مقایسه با کل اقتصاد کشور است. در چند سال اخیر به‌دلیل رشد حق‌بیمه‌های درمان در مقایسه با رشد تولید ناخالص داخلی کشور شاهد افزایش این نسبت هستیم (سالنامهٔ آماری صنعت بیمه، سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰).

۳. مروری بر مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

به‌طورمعمول بیمه در جهت بازگرداندن آرامش ازدست‌رفته ناشی از نااطمینانی به‌وجودمی‌آید. لذا برای بحث درخصوص نحوهٔ کارکرد بیمه از دیدگاه نظری به چهارچوبی نیاز است که در آن اصل عدم‌اطمینان پذیرفته باشد. مدل تقاضای فرد برای بیمه براساس حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار بنا شده است. فرض کنید که مصرف‌کننده در صورت بروز یک حادثه (به‌عنوان‌مثال بیماری)، با احتمال P با زیانی برابر A دلار مواجه باشد، که به‌صورت $(P, W_0 - A, W_0)$ نمایش داده می‌شود. در اینجا W_0 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 هزینهٔ خدمات درمانی دریافت می‌کند. در نتیجه چه بیماری رخ دهد یا رخ ندهد، او از داشتن ثروتی $W_0 - R$ برابر مطمئن خواهد بود، حداکثر بهایی که وی حاضر به پرداخت به شرکت بیمه است از حل این رابطه برای R به‌دست‌می‌آید:

$$U(W_0 - R) = PU(W_0 - L) + (1-P)U(W_0) \qquad (1)$$

ارزش انتظاری ناشی از بیماری معادل PA است. اگر مصرف‌کننده از ریسک دوری کند، ارزش به‌دست‌آمده R بیشتر از PA خواهد بود و اگر قیمت بیمه بیشتر از R نباشد،

1. Gross Domestic Product (GDP)

www.SID.ir

او مبادرت به اختیار بیمه خواهد کرد. اما اگر نرخ بیمه بیشتر از R باشد، مصرف‌کننده (مشتری) باوجود دوری از ریسک اقدام به خرید بیمه 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 نگاه دارند. در یک بازار رقابت کامل، تمام ریسک‌پذیرها، تمام بی‌تفاوت‌ها نسبت‌به ریسک و برخی از کسانی که از ریسک دوری می‌کنند، اقدام به خرید بیمه نمی‌کنند. سیاست‌های بیمه‌گذاری ارائه‌شده از سوی شرکت‌های مختلف ممکن است در زمینه‌های مختلف با یکدیگر تفاوت داشته باشند، برخی از این شرکت‌ها ممکن است از یک قاعدهٔ کاهشی استفاده کنند که به‌موجب 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 از $۰ < \alpha < ۱$ خسارت وارده را تأمین می‌کند (هندرسن و کوانت، ۱۳۸۶).

در این پژوهش برای شناسایی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ درمان مکمل از تک معادلات تقاضا استفاده شده است. در روش‌های اقتصادسنجی، الگوسازی می‌تواند مبتنی‌بر نظریه‌های اقتصاد خرد یا فرض‌های اقتصاد کلان باشد. الگوهای مبتنی‌بر نظریه‌های اقتصاد خرد، شکل سیستمی توابع تقاضا بوده و به تخصیص کل بودجهٔ 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 و 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

Archive of SID
www.SID.ir

به‌دست‌آید. به‌طورکلی توابع تقاضای منفرد از نظریه‌های 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 آنها حذف کرد (ابریشمی، ۱۳۷۰). در این تحقیق ما نیز از مبانی نظری فوق استفاده کرده و چند متغیر دیگر را وارد الگو کردیم که در برخی پژوهش‌های مشابه به‌کاررفته‌بود.

در زمینهٔ عوامل مؤثر بر تقاضای شاخه‌های گوناگون بیمهٔ درمان در خارج از کشور، پژوهش‌های گوناگونی صورت گرفته است؛ برای مثال گوون و ناولز[1] در مقاله‌ای به تجزیه‌وتحلیل تقاضای بیمهٔ درمان برای کودکان و دانش‌آموزان نوجوان بین ۲۰-۶ سال در ویتنام پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که خانواده‌های تحصیل‌کرده‌تر و ثروتمندتر تمایل بیشتری به خرید بیمه برای فرزندان خود دارند. چاکرابارتی[2] در مورد بازار بیمهٔ درمان خصوصی در کشورهای درحال‌توسعه تحقیق کرده و دریافت که تقاضا برای بیمه به توان پرداخت فرد وابسته است. همچنین تقاضا برای بیمه دارای کشش درآمد سرانه مثبت بوده و بهترین راه برای نشان‌دادن آن در سطح کلان از طریق درآمد سرانه است. رویالتی و هاگنز[3] تأثیر حق‌بیمه بر تقاضای انواع بیمه‌های درمان را در میان کارگران آمریکایی بررسی کردند. متغیر اصلی مورد مطالعه، حق بیمه‌های درمان بود و بیمه‌های ارائه‌شده توسط کارفرما به چهار گروه تقسیم شد -که شامل بیمه‌های درمان پایه، بیمه‌های دندان‌پزشکی، بیمه خدمات چشم‌پزشکی و بیمه مراقبت‌های بلندمدت بود- نتایج تحقیق نشان داد که ضریب کشش قیمتی احتمال تقاضا برای درمان معنی‌دار نیست؛ بنابراین با تغییر نرخ حق‌بیمه

1. Nguyen & Knowles, 2010
2. Chakrabarty, 2009
3. Royalty & Hagens, 2005

www.SID.ir

احتمال تقاضا برای بیمه‌نامه‌ها به‌نسبت ثابت 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 کم کشش‌بودن احتمال تقاضای این خدمات بیمه‌ای نسبت‌به نرخ حق‌بیمه دلالت دارد. کشش درآمدی که براساس ضریب متغیر دستمزد کارگر به‌دست‌آمده‌است در مورد بیمه‌های درمان پایه معنی‌دار نبوده و در مورد سایر مزایای بیمه‌ای نیز میزان این 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. کاولی و سایمون[1] در زمینهٔ اثر متغیرهای کلان اقتصادی روی پوشش بیمهٔ درمان در آمریکا تحقیق کردند. آنها دریافتند که احتمال خرید هرگونه پوشش بیمه با وضعیت بیکاری رابطهٔ معکوس و با GDP رابطهٔ مستقیم دارد. هاپکینز و کید[2] نیز با استفاده از مدل لجیت دودویی به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ درمان خصوصی در استرالیا پرداخته و نشان دادند که سطح سواد و درآمد از جمله عوامل مهم در خصوص خرید بیمه‌های خصوصی‌اند.

از پژوهش‌های داخلی دراین‌زمینه می‌توان به پژوهش دقیقی اصلی و همکارانش (۱۳۸۹) اشاره کرد، که تابع تقاضای بیمهٔ درمان مکمل را در صنعت بیمه کشور برآورد کردند. آنها برای این کار از الگوهای مبتنی‌بر داده‌های پانل استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که کشش درآمدی تابع تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ۰/۸۳ است. به این معنا که این محصول در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی، کالای ضروری به‌حساب‌می‌آید. همچنین کشش تابع تقاضا نسبت‌به مخارج بهداشتی و تورم به‌ترتیب ۰/۱ و ۰/۲۳

1. Cawley & Simon, 2003
2. Hopkins & Kidd, 1996

www.SID.ir

محاسبه شد که بر کم‌کشش‌بودن تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی نسبت‌به این دو متغیر دلالت دارد. در واقع افزایش درآمد خانوارها نقش اساسی‌تری در گسترش بیمه‌های درمان تکمیلی داشته است. قادری و نصرت‌نژاد (۱۳۸۵) به بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی با میزان فروش بیمه‌نامه‌های درمان مکمل پرداختند. نتایج حاصل از تخمین مدل VAR نشان داد که درآمد سرانه در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشترین تأثیر مستقیم را بر میزان فروش بیمه‌نامه‌های درمان دارد. رابطهٔ بین تورم و میزان فروش بیمهٔ درمان مکمل، تا ۲/۵سال، مثبت و بعد از آن، منفی بود. نرخ بیکاری نیز رابطهٔ مثبت و مستقیمی با میزان فروش این بیمه‌نامه‌ها دارد. هادیان و همکارانش (۱۳۸۵) نیز به تخمین تابع تقاضای بیمهٔ درمان مکمل پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که کشش درآمدی میانگین دوره‌ای و نقطه‌ای تقاضا کمتر از ۱ است. کشش مخارج بهداشتی این بیمه‌نامه‌ها نیز کمتر از ۱ بود. اما تقاضای بیمهٔ درمان مکمل نسبت به تورم انتظاری کشش‌ناپذیر است.

۴. فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های پژوهش عبارت‌اند از:

– بین نرخ تورم و تقاضای بیمه‌های درمان تکمیلی، رابطهٔ منفی وجود دارد.

– بین درآمد سرانهٔ ملی و تقاضای بیمه‌های درمان تکمیلی، رابطهٔ مثبت وجود دارد.

– بین نرخ باسوادی افراد جامعه و تقاضای بیمه‌های درمان تکمیلی، رابطهٔ مثبت وجود دارد.

– بین قیمت بیمه‌نامهٔ تکمیلی و تقاضای بیمه‌های درمان تکمیلی، رابطهٔ منفی وجود دارد.

– بین نرخ بیکاری و تقاضای بیمه‌های درمان تکمیلی، رابطهٔ منفی وجود دارد.

۵. روش پژوهش

در این بخش، رابطهٔ میان متغیرهای اقتصادی و تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی با به‌کارگیری آزمون هم‌جمعی انگل–گرنجر بررسی شده است. داده‌های این پژوهش

www.SID.ir
Archive of SID

براساس مطالعات کتابخانه‌ای گردآوری شده است. جامعهٔ آماری شامل شرکت‌های فعال در صنعت بیمهٔ کشور طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۹ است و نمونهٔ مورد بررسی چهار شرکت بیمهٔ الف، ب، ج و د هستند که اطلاعات مربوطبه آنها طی دورهٔ مورد نظر، جمع‌آوری شده است. متغیرهای الگوی سری‌زمانی، در تابع تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی، عبارت‌اند از: نرخ تورم، درآمد سرانه، نرخ بیکاری، نرخ باسوادی و قیمت بیمه‌نامه (به‌عنوان متغیرهای مستقل) و مقدار تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی (به‌عنوان متغیر وابسته). آمارهای مورد نیاز مدل از گزارش اقتصادی و ترازنامه‌های بانک مرکزی و گزارش آماری بیمهٔ مرکزی استخراج شدند. از دیدگاه تئوریک افزایش درآمد ملی سرانه، متوسط قدرت خرید مردم را افزایش می‌دهد. ازسوی‌دیگر بالارفتن نرخ تورم، هزینه‌های حال و آتی درمان را افزایش می‌دهد. در نتیجه انتظار می‌رود مردم برای تأمین هزینه‌های درمان خود اقدام به خرید بیمه‌نامه‌های درمان تکمیلی کنند. به‌علاوه طبق قانون عرضه و تقاضا قیمت هر کالا و خدماتی در مقدار تقاضای آن با فرض ثابت‌بودن سایر عوامل تأثیر منفی دارد. نرخ باسوادی بیانگر گستردگی سطح فرهنگ و دانش عمومی است. انتظار تئوریک آن است که با افزایش سطح سواد عمومی تمایل مردم به خرید بیمه‌نامه‌های درمان و درنتیجه انتقال ریسک مربوطه به شرکت‌های بیمه افزایش یابد. پیشینهٔ پژوهش‌های ایرانی و خارجی نیز نشان می‌دهند همه این عوامل به‌علاوه نرخ بیکاری در جامعه می‌توانند روی مقدار تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی تأثیر بگذارند. بنابراین متغیرهای مستقل مدل براساس متغیرهای کلان اقتصادی و اجتماعی برگرفته از تحقیقات خارجی استخراج شده‌اند. با انتخاب متغیرهای مهم و مؤثر بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی، شکل کلی این تابع به این‌صورت است:

$$LOG(INSEXP) = \beta_0 + \beta_1 LOG(INF) + \beta_2 LOG(INCOME) + \beta_3 LOG(EDU) + \beta_4 LOG(P) + \beta_5 LOG(UNEM)$$

www.SID.ir

INF: نرخ تورم (نرخ تغییر در شاخص CPI به قیمت ثابت)؛

Archive of SID

INCOME: درآمد سرانه (تولید ناخالص داخلی کشور تقسیم بر جمعیت)؛

EDU: نرخ باسوادی در کشور؛

P: قیمت بیمه‌نامه (از تقسیم کل حق‌بیمه‌های دریافتی سالیانهٔ بیمه‌نامه‌های درمان تکمیلی به کل تعداد بیمه‌های درمان تکمیلی صادرشده به‌دست‌آمده‌است)؛

UNEM: نرخ بیکاری در کشور.

ازآنجاکه سری‌های زمانی در اقتصاد، غالباً ناپایا هستند، به‌کارگیری روش‌های متداول اقتصادسنجی، مانند روش حداقل مربعات معمولی[1] ، برای سری‌های ناپایا در موارد بسیاری به تفسیر نادرست نتایج منجر می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸). به‌این‌منظور در این پژوهش، ابتدا متغیرها به‌صورت لگاریتمی تبدیل شده و سپس درجهٔ انباشتگی هریک از آنها به‌وسیلهٔ آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF) بررسی شده است که نتایج آن، پایایی سری‌زمانی نرخ باسوادی را تأیید می‌کند. به‌منظور پایایی سایر متغیرها از شکل تفاضل مرتبهٔ اول آنها استفاده شد. نتایج آزمون ADF طبق جدول ۱ نشان می‌دهد که سری‌های تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی، درآمد سرانه، تورم و نرخ بیکاری با تفاضل مرتبهٔ اول و قیمت بیمه نیز با تفاضل مرتبهٔ دوم پایا می‌شود. بنابراین مشاهده می‌شود که هر سری‌زمانی از مرتبهٔ انباشتگی متفاوتی برخوردار است.

جدول۱. نتایج آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته

متغیر	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته	مقدار بحرانی
LN	-۳/۵۰	-۳/۰۵
LINCOME	-۴/۳۰	-۳/۰۵
LINF	-۳/۷۸	-۳/۰۶
LP	-۵/۴۱	-۳/۰۶
LEDU	-۳/۶۵	-۳/۰۴
LUNEM	-۴/۹۶	-۳/۰۵

1. Ordinary Least Square (OLS)

www.SID.ir

لازم به ذکر است که برای بررسی پایایی در آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته لازم است آمارهٔ ADF از مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵درصد کوچک‌تر باشد.

برای انجام آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر، مدل مورد نظر، به روش OLS برآورد شد و جملات اخلال به‌دست‌آمده را به روش دیکی‌فولر تعمیم‌یافته ازنظر پایایی آزمون کردیم. همان‌گونه که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود، کمیت آمارهٔ آزمون دیکی‌فولر ۴/۰۴۶- است. ازآنجاکه کمیت بحرانی آمارهٔ دیکی‌فولر در سطح اطمینان ۹۵درصد برابر با ۳/۰۴- است، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود ریشهٔ واحد (ناپایایی) جملات اخلال رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، جملات اخلال پایا هستند. بنابراین، نتیجه می‌گیریم که یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی وجود دارد و رگرسیون برآوردشده کاذب نیست.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد جملات اخلال

آماره ADF	مقدار بحرانی آماره در سطح اطمینان ۹۵درصد	H_0
۴/۰۴۶-	۳/۰۴-	رد می‌شود

۶. نتایج آزمون‌های تشخیص

در رویکرد انگل-گرنجر برای تخمین مدل از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود. حال برای اینکه نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل قابل اتکا باشند، باید فرض‌های کلاسیک رگرسیون حداقل مربعات معمولی برقرار باشد. در ادامه به بررسی برخی آزمون‌های تشخیصی در تخمین رگرسیون خطی می‌پردازیم.

۶-۱. خودهمبستگی در رگرسیون

خودهمبستگی مشکلی است که در صورت نقض یکی از فرض‌های مربوط‌به جملات خطا به‌دست‌می‌آید، به‌این‌صورت که اگر یک رابطهٔ خطی یا سیکلی بین جملات خطا در دوره‌های پی‌درپی زمانی وجود داشته باشد، مشکل خودهمبستگی

www.SID.ir

بروز می‌کند. در صورت وجود خودهمبستگی اگر چه نتایج به‌دست‌آمده بدون تورش و سازگار هستند اما کارا نبوده یا به‌عبارت‌دیگر دارای کمترین واریانس نیستند.

برای بررسی وجود مشکل خودهمبستگی، روش‌های متعددی وجود دارد که از متداول‌ترین آنها، استفاده از روش بریوش-گادفری[1] است (شیرین‌بخش و حسن‌خوانساری، ۱۳۸۴). در این آزمون ابتدا یک رگرسیون کمکی به‌صورت $e_t = a_0 + a_1 e_{t_1} + ... + a_{p+1} e_{t-p}$ تشکیل داده و سپس TR^2 محاسبه‌شده از آن را با مقدار α^2, n (که از جدول توزیع کای‌دو به‌دست‌می‌آید و در آن α برابر سطح اطمینان و n برابر درجه آزادی است) مقایسه می‌کنند و چنانچه کوچک‌تر باشد فرض H_0 مبنی‌بر عدم‌خودهمبستگی در سطح اطمینان (α-۱) پذیرفته می‌شود.

پدیدهٔ خودهمبستگی وجود ندارد: H_0

پدیدهٔ خودهمبستگی وجود دارد : H_1

مطابق جدول ۳، فرض H_0 در سطح اطمینان ۹۵درصد رد نمی‌شود، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵درصد مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ۳. بررسی خودهمبستگی توسط آزمون بریوش-گادفری

Obs*R-squared	(α^2, n) $\alpha = ٪۵ \ , \ \rho = ۱$	H_0
۱/۰۰۵	۳/۸۴	رد نمی‌شود

۲-۶. ناهمسانی واریانس در رگرسیون

یکی دیگر از فرض‌های جملهٔ خطا، ثابت‌بودن واریانس جملهٔ خطاست که در صورت نقض آن، مشکل ناهمسانی واریانس پدید می‌آید. اگر الگویی با این مشکل روبرو شود، نتایج آن اگر چه خطی، سازگار و بدون تورش است، اما کارا نیست؛ یعنی

1. Breusch-Godfrey

www.SID.ir

دارای کمترین واریانس نیست. دراین‌صورت ممکن است نتایج t وF گمراه‌کننده باشد.

برای بررسی این مشکل، روش‌های زیادی موجود است، اما روش متداول استفاده از آزمون وایت است. در این آزمون ابتدا براساس مجذور جمله پسماند مدل رگرسیون را بر روی توان اول، دوم و حاصل‌ضرب متغیرهای مستقل مدل رگرسیون اجرا می‌کنیم. ضریب تعیین R^2 این رگرسیون را به‌دست‌می‌آوریم. حاصل‌ضرب تعداد مشاهدات و ضریب تعیین $(T \times R^2)$ دارای توزیع مجانبی کای‌دو است. حال حاصل را با α^2, n جدول مقایسه می‌کنیم. اگر کوچک‌تر بود فرض H_0 مبنی‌بر همسان‌بودن واریانس‌ها پذیرفته می‌شود. همان‌طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود آمارهٔ آزمون وایت، عدد ۱۱/۶۶ بوده و از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵درصد کوچک‌تر است و در منطقه پذیرش H_0 قرار می‌گیرد. بنابراین فرض همسانی واریانس پذیرفته می‌شود.

مدل دچار همسانی واریانس مقادیر خطاست : H_0

مدل دچار همسانی واریانس مقادیر خطا نیست : H_1

جدول ۴. بررسی وضعیت واریانس با استفاده از آزمون وایت

H_0	(α^2, n) $\alpha = ٪۵$, $\rho = ۹$	Obs*R-Squared
پذیرفته می‌شود	۱۶/۹	۱۱/۶۶

۳-۶. نرمال‌بودن پسماندها

برطبق فرض‌های کلاسیک، اجزای خطای مدل رگرسیون باید توزیع نرمال داشته باشد. برای آزمون این موضوع از روش جارک- برا استفاده می‌شود. این آزمون با ترکیب پارامترهای چولگی و کشیدگی، آماره‌ای را ایجاد می‌کند که فرضیهٔ صفر آن نرمال‌بودن توزیع باقی‌مانده‌های مدل است (جدول ۵). آمارهٔ آزمون جارک- برا عدد ۵/۴۲ است و از مقدار بحرانی آن در سطح ۹۵درصد (۵/۹۹) کمتر است. بنابراین در

Archive of SID
www.SID.ir

سطح معنی‌داری ۵درصد یا با ضریب اطمینان ۹۵درصد فرضیهٔ صفر غیرقابل رد است، یعنی آمارهٔ آزمون در منطقه فرضیهٔ صفر قرار می‌گیرد. بنابراین نتایج نشان می‌دهد که توزیع باقی‌مانده‌های مدل نرمال هستند.

توزیع باقی‌مانده‌های مدل نرمال است : H_0

توزیع باقی‌مانده‌های مدل نرمال نیست : H_1

جدول ۵. نتایج آزمون جارک- برا

میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی	آماره جارک- برا
-۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۱۳	-۰/۲۱	۰/۱	-۰/۶۶	۲/۸۴	۱/۴۲

۴-۶. خطای تصریح مدل

آزمون رمزی، یک آزمون کلی برای بررسی وجود خطاهای زیر در رگرسیون است:

- وجود متغیر ضروری غایب و حذف‌شده از مدل؛
- فرم تبعی نادرست؛
- وجود همبستگی بین متغیرهای توضیحی و اجزای خطا.

تحت چنین خطاهای تصریحی، تخمین‌های OLS دارای تورش و ناسازگار خواهند بود. آزمون رمزی نشان داد که همه یا هرکدام از این خطاهای تصریحی منجربه ایجاد یک میانگین غیرصفر برای باقی‌مانده‌های مدل می‌شوند؛ بنابراین فرضیهٔ صفر و فرضیهٔ مقابل آزمون رمزی به‌این‌صورت است:

جدول ۶ آزمون رمزی را نشان می‌دهد، آمارهٔ آزمون نسبت درست‌نمایی[1] محاسبه‌شده برابر ۱۴/۵۴ است. بنابراین فرضیهٔ صفر مبنی‌بر تصریح درست مدل مورد قبول است؛ زیرا در سطح اطمینان ۹۵درصد، آمارهٔ آزمون رمزی در ناحیه پذیرش H_0

1. Likelihood Ratio

www.SID.ir

قرار می‌گیرد و فرضیهٔ صفر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین مدل تخمین‌زده‌شده فاقد خطاهای مزبور است.

مدل خوب تصریح شده است: H_0

عدم‌تصریح مناسب مدل: H_1

جدول ۶. بررسی وضعیت تصریح مدل با استفاده از آزمون رمزی

نسبت درست‌نمایی	(α^2, n) $\alpha = ٪۵$, $\rho = ۸$	H_0
۱۴/۵۴	۱۵/۵	پذیرفته می‌شود

۷. تحلیل تجربی نتایج

در این بخش به تحلیل نتایج به‌دست‌آمده از متغیرهای اقتصادی مؤثر بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی پرداخته می‌شود.

$$LOG(N) = -۱۳۸/۴ - ۰/۲۸۶\, LOG(INF) + ۱/۴۱۱\, LOG(INCOME)$$
$$+۳۰/۸۹۹\, LOG(EDU) - ۰/۱۵۵\, LOG(P) + ۰/۴۱۵\, LOG(UNEM)$$
$$R^2 = ۰/۹۹ \qquad F = ۷۷۱/۷۵$$

جدول ۷. نتایج حاصل از تخمین مدل

متغیر	ضرایب	S.E	آماره t	SIG
LINF	-۰/۲۸۶	۰/۱۷۸	-۱/۶۰۶	۰/۱۳۴
LINCOME	۱/۴۱۱	۰/۲۲۹	۶/۱۵۰	۰/۰۰۰
LEDU	۳۰/۸۹۹	۱/۶۷۷	۱۸/۴۱۶	۰/۰۰۰
LP	-۰/۱۵۵	۰/۰۷۹	-۱/۹۵۶	۰/۰۷۴
LUNEM	۰/۴۱۵	۰/۲۹۷	۱/۳۹۶	۰/۱۸۷
عرض از مبدأ	-۱۳۸/۴۹	۶/۷۲۶	-۲۰/۵۸۹	۰/۰۰۰
MA(۲)	-۰/۹۸۸	۰/۰۳۱	-۳۱/۴۴۰	۰/۰۰۰

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌گونه‌که در جدول ۷ مشاهده می‌شود، مدل دارای ضریب تعیین (R^2) ۹۹درصد است که بیان‌کننده قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل است و معنی‌داری کل مدل که با آماره F سنجیده می‌شود، نشانگر توان مدل تصریح‌شده است.

- ضریب تورم

ضریب متغیر تورم برابر ۰/۲۸۶- است. یعنی کشش تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی نسبت‌به نرخ تورم برابر ۰/۲۸۶- است. به‌عبارت‌دیگر اگر دیگر متغیرها ثابت باشند با ۱درصد افزایش در نرخ تورم، مقدار تقاضا برای بیمهٔ درمان تکمیلی به اندازهٔ ۰/۲۸۶درصد کاهش می‌یابد. اما باتوجه به اینکه sig این متغیر بیشتر از ۵درصد است (۰/۱۳۴) بنابراین این متغیر، تأثیر معناداری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ندارد و فرضیه اول رد می‌شود.

- ضریب درآمد سرانه

ضریب درآمد سرانه برابر ۱/۴۱۱ است. یعنی کشش تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی نسبت‌به درآمد سرانه ۱/۴۱۱ است. این امر نشان می‌دهد که با ۱درصد افزایش در درآمد سرانه به‌طورمتوسط تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ۱/۴۱۱درصد افزایش می‌یابد. ازآنجایی‌که sig مربوط‌به این متغیر کمتر از ۵درصد است (۰/۰۰۰)، بنابراین اثر معنی‌داری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی دارد. کشش درآمدی بزرگ‌تر از ۱ است که بر لوکس‌بودن این خدمت دلالت می‌کند. این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش درآمد، مقدار تقاضا برای بیمه‌نامه‌ها نیز افزایش می‌یابد. با رونق گرفتن و توسعهٔ اقتصاد کشور، تمایل مردم برای پرداخت حق‌بیمه بیشتر خواهد شد. یعنی افزایش درآمد سرانه، افزایش میزان تقاضا برای بیمهٔ درمان تکمیلی را به‌دنبال دارد. بنابراین فرضیه دوم پذیرفته می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

- ضریب نرخ باسوادی

ضریب متغیر نرخ باسوادی برابر با ۳۰/۸۹ است. یعنی با ۱درصد افزایش در سطح سواد، تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ۳۰/۸۹درصد افزایش می‌یابد. این امر نشان می‌دهد کشش تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی نسبت‌به سطح سواد ۳۰/۸۹ است. باتوجه به sig این متغیر (۰/۰۰۰)، می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر اثر معناداری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی دارد و فرضیهٔ سوم پذیرفته می‌شود. این تأثیر می‌تواند ناشی از سطح ریسک‌گریزی خانوار در نتیجه بلوغ فکری و رشد آگاهی سرپرست آن به دنبال افزایش نرخ باسوادی ایجاد شود. بنابراین هر چه درصد افراد باسواد کشور بالاتر رود تمایل برای استفاده از بیمهٔ درمان تکمیلی بیشتر خواهد شد. به‌عبارت‌دیگر افزایش نرخ باسوادی، به ظرفیت‌سازی و توسعهٔ بیمه‌های درمان تکمیلی کمک می‌کند.

- ضریب قیمت بیمه‌نامه

ضریب قیمت بیمه‌نامه برابر با ۰/۱۵۵- است، بدین معنی که با ۱درصد افزایش در قیمت بیمه‌نامه، تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی به‌طور متوسط ۰/۱۵۵درصد کاهش می‌یابد، یعنی کشش تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ۰/۱۵۵ خواهد بود. باتوجه به اینکه sig این متغیر بیشتر از ۵درصد است (۰/۰۷۴). بنابراین قیمت بیمه‌نامه تأثیر معناداری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ندارد؛ یعنی فرضیهٔ چهارم نیز رد می‌شود. البته در سطح اطمینان ۹۰درصد این متغیر تأثیر معنی‌داری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی دارد، یعنی با افزایش قیمت بیمه‌نامه، تقاضا برای آن کاهش می‌یابد که این مسئله با تئوری تقاضا سازگار است.

- ضریب نرخ بیکاری

ضریب متغیر بیکاری برابر با ۰/۴۱۵ است. با ۱درصد افزایش در بیکاری، تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ۰/۴۱۵ درصد افزایش می‌یابد. باتوجه به اینکه sig این متغیر

www.SID.ir

بیشتر از ۵درصد است (۰/۱۸۷)، بنابراین این متغیر نیز تأثیر معناداری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ندارد و فرضیه پنجم رد می‌شود.

۸. بحث و نتیجه‌گیری

شرایط و محیط اقتصادی بر رشد صنعت بیمه تأثیر بسزایی دارد. لذا در این تحقیق تلاش شد تا تأثیر چند عامل اقتصادی بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی در ایران و در بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۹ آزمون شود. براساس نتایج به‌دست‌آمده، درآمد سرانه و نرخ باسوادی رابطهٔ مثبت و معناداری با تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی دارد. این در حالی است که نرخ تورم، قیمت بیمه و نرخ بیکاری تأثیر معناداری با تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ندارند.

نتایج این پژوهش در خصوص عامل تورم با یافته‌های قادری و نصرت‌نژاد (۱۳۸۵) و پژوهش دقیقی اصلی و همکارانش (۱۳۸۹) ناسازگار است. این متغیر تأثیر معنی‌داری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی ندارد. اما نتایج اغلب تحقیقات نظیر تحقیق چاکرابارتی[1]، گوون و ناولز[2] و هاپکینز و کید[3] با نتایج پژوهش حاضر در زمینهٔ تأثیر مثبت و معنی‌دار عامل درآمد و سطح سواد بر خرید بیمه‌های درمان همسو و سازگار است. در خصوص عامل بیکاری باید گفت که نتایج این پژوهش با یافته‌های کاولی و سایمون[4] و نیز قادری و نصرت‌نژاد (۱۳۸۵) مغایر است و این متغیر تأثیر معنی‌داری بر تقاضای بیمه درمان تکمیلی ندارد. در مورد عامل قیمت نیز نتایج پژوهش رویالتی و هاگنز[5]، نتایج این پژوهش را تأیید می‌کند.

1. Chakrabarty, 2009
2. Nguyen & Knowles, 2010
3. Hopkins & Kidd, 1996
4. Cawley & Simon, 2003
5. Royalty & Hagens, 2005

www.SID.ir

باتوجه به این موضوع که رابطهٔ مثبتی بین درآمد ملی سرانه و تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی وجود دارد و ازآنجاکه رابطهٔ مستقیمی بین توسعه و رونق اقتصادی کشور و درآمد ملی سرانه وجود دارد، پس دولت باید بکوشد تا از راه‌های مختلف، توسعه و رونق اقتصادی را افزایش دهد تا به تبع آن تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی بالا رود.

به‌نظرمی‌رسد از دلایل عدم‌استقبال مردم از بیمه‌های درمان تکمیلی عدم‌اطلاع عامه از فواید این بیمه‌نامه است؛ بنابراین علاوه‌بر استفاده از روش‌های تبلیغاتی مناسب، باید در رابطه با استفاده از بیمهٔ درمان تکمیلی به فرهنگ‌سازی نیز پرداخت تا مردم با این بیمه‌نامه و فواید آن آشنا شوند. بدین منظور استفاده از برنامه‌های تلویزیون توصیه می‌شود.

نتایج نشان داد در سطح اطمینان ۹۰درصد قیمت بیمهٔ درمان تکمیلی تأثیر معناداری بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی دارد، لذا کاهش قیمت بیمه به‌عنوان یک عامل انگیزشی بسیار مهم در خرید این بیمه‌نامه، می‌تواند اثر قابل توجهی بر رشد تقاضا برای این رشته بیمه‌ای داشته باشد.

باتوجه به تأثیر قابل توجه نرخ باسوادی بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی، فراهم‌آوردن بستر مناسب برای افزایش سطح سواد، دانش و آگاهی عمومی در جامعه توسط دولت، تقاضا برای این شاخه بیمه‌ای را به شکل قابل ملاحظه‌ای افزایش خواهد داد.

تقویت بخش خصوصی در راستای فعالیت بیشتر در ارائهٔ بیمهٔ درمان تکمیلی و دادن مجوز به مراکز صلاحیت‌دار جهت ایجاد رقابت بین آنها، به ارائهٔ خدمات باکیفیت منجر خواهد شد.

Archive of SID

www.SID.ir

پیشنهادهای این پژوهش به این‌شرح است:

– در تعیین قیمت بیمه‌نامه‌های درمان تکمیلی به نرخ تورم آتی و مورد انتظار، درآمد ملی سرانه حال و مورد انتظار توجه شود. یعنی اگر انتظارات تورمی رو به کاهش است، این موضوع در قیمت‌گذاری بیمه‌نامه‌ها لحاظ شود.

– لازم است با استفاده از دانش علوم پزشکی و دانش آمار بیمه‌ای، ریسک بیمه‌شدگان درمان تکمیلی اندازه‌گیری شود. برای این کار آموزش کارشناسان و برگزاری دوره‌های تحصیلات تکمیلی برای محاسبه ریسک ضروریست.

– نظر به اینکه بیمهٔ درمان تکمیلی به‌صورت گروهی عرضه می‌شود و افراد با مشاغل آزاد به تنهایی نمی‌توانند خود و خانواده خویش را بیمهٔ درمان تکمیلی کنند، لازم است مقرراتی برای تجمیع اشخاص با مشاغل آزاد از یک صنف مشخص برای صدور بیمه‌نامه این‌گونه مشاغل تدوین و اجرا شود.

– به‌دلیل بالابودن نرخ تورم و درنتیجه افزایش نرخ بیمهٔ درمان تکمیلی پیشنهاد می‌شود دولت صندوقی طبق قانون تأسیس کند تا صندوق تأمین اجتماعی، صندوق‌های نیروهای مسلح و خدمات کشوری و سایر صندوق‌ها موظف شوند حق‌بیمهٔ درمان دریافتی را به این صندوق واریز کنند تا همه مردم تحت پوشش درمان تکمیلی قرار گیرند.

– نظارت بر مخارج بیمه‌شدگان به‌دلیل سوءاستفاده برخی از بیمه‌گذاران یا مراکز درمانی طرف قرارداد ضروریست؛ زیرا این امر باعث زیان‌آورشدن فروش بیمه‌های تکمیلی شده است.

– ایجاد مراکز درمانی از محل درآمدهای سازمان‌های بیمه‌گر باعث می‌شود ضمن نظارت مستقیم بر اجرای مفاد بیمه‌های درمان تکمیلی، هزینه‌های درمان نیز کاهش یابد.

– باید به شخصیت حقوقی بیمه‌گذار توجه شود تا از ثبت‌نام افراد متفرقه در لیست بیمه‌گذار جلوگیری شود.

Archive of SID
www.SID.ir

– همچنین باید باتوجه به نوع فعالیت و میانگین سنی بیمه‌گذار، فرانشیز اعمال شود.

– برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی به تفکیک گروه‌های کاری مختلف مانند کارگران، کارکنان، نیروهای مسلح، عشایر، روستاییان و صاحبان مشاغل آزاد بررسی شده و با یکدیگر مقایسه شوند. به‌علاوه، بررسی تأثیر ویژگی‌های خانوارها مانند اندازهٔ خانوار، وضعیت سلامت اعضای خانوارها و همچنین بررسی تأثیر نوع خدمات درمانی، میزان تحت پوشش‌بودن و کیفیت خدمات درمانی بر تقاضای آینده پیشنهاد می‌شود.

– برای تحقیقات آتی استفاده از نرخ تورم بخش بهداشت و درمان و بررسی تأثیر متوسط سن بیمه‌شدگان و تأثیر وضعیت سلامت آنها بر تقاضای بیمهٔ درمان تکمیلی و قیمت بیمه‌نامه پیشنهاد می‌شود.

منابع

۱. ابریشمی، حمید ۱۳۷۰، *اقتصادسنجی کاربردی، تهران*، مؤسسه تحقیقات پولی و مالی، چ۱، ص ۱۵۶.

۲. جعفری، هدایت، اسمعیلی، روانبخش، نصیری، ابراهیم، حیدری، جبار، محمدپور، علی‌رضا، محمودی، قهرمان ۱۳۸۶، 'بررسی میزان رضایت‌مندی کارکنان دانشگاه علوم پزشکی مازندران از خدمات بیمهٔ درمان تکمیلی سال ۱۳۸۴'، *مجله دانشگاه علوم پزشکی مازندران*، شماره مسلسل ۵۸، ش۱۷، صص ۲۴-۱۱۷.

۳. دقیقی‌اصلی، علی‌رضا، فقیه‌نصیری، مرجان و آقاسی کرمانی، صنم ۱۳۸۹، 'برآورد تابع تقاضای بیمه درمان مکمل در صنعت بیمه کشور'، *فصلنامه صنعت بیمه*، شماره مسلسل ۲۵، ش۳، ص ۴۳-۱۱۹.

۴. *سالنامه آماری صنعت بیمه، سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰*، انتشارات مرکز آمار ایران.

۵. سجادی، جعفر و غلامی، امیر۱۳۸۶، 'بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی جمهوری اسلامی ایران بر تقاضای بیمه عمر'، *فصلنامه صنعت بیمه*، شماره مسلسل ۲۲، ش۲، صص ۲۸-۳.

Archive of SID
www.SID.ir

۶. شیرین‌بخش، شمس‌الدین و حسن‌خوانساری، زهرا ۱۳۸۴، *کاربرد Eviews در اقتصادسنجی*، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.

۷. صحت، سعید و اسماعیلی، محمدحسین ۱۳۸۶، 'عوامل مؤثر بر عدم‌توسعهٔ بیمه‌های تکمیلی درمان گروهی از نظر خبرگان صنعت بیمه'، *فصلنامه صنعت بیمه*، شماره مسلسل۲۲، ش۴، صص ۸۹-۶۱.

۸. قادری، حسین و نصرت‌نژاد، شیرین ۱۳۸۵، 'رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با میزان فروش بیمه‌نامه‌های مکمل ۸۲-۱۳۶۹'، *فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت سلامت*، شماره مسلسل۲۴، ش۹، ص ۱۶-۷.

۹. عباسی، زهرا ۱۳۷۶، *بررسی موانع توسعهٔ مطلوب بیمه‌های درمانی اختیاری در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.

۱۰. *گزارش آماری بیمهٔ کشور، سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰*، بررسی‌های آماری بیمه مرکزی ایران، بیمه مرکزی ج.ا.ا.

۱۱. *گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰*، اداره حساب‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۱۲. نوفرستی، محمد ۱۳۷۸، *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، *تهران*، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چ ۱.

۱۳. هادیان، محمد، قادری، حسین و معینی، مریم ۱۳۸۵، 'تخمین تابع تقاضای بیمهٔ درمان مکمل، مطالعه موردی: شرکت سهامی بیمه ایران'، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره مسلسل۶، ش۴، صص ۵۶- ۱۴۱.

۱۴. هندرسن، جیمز میچل و کوانت، ریچارد ۱۳۸۶، *تئوری اقتصاد خرد، تقریب ریاضی*، ترجمه قره باغیان، مرتضی و پژویان، جمشید، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چ ۹.

15. Cawley, J & Simon, K 2003, 'The impact of macroeconomic conditions on the health insurance coverage of Americans', *In Frontiers in Health Plicy Research*, vol. 6, pp. 87-114.

16. Chakrabarty, D 2009, 'Market for private health insurance in a developing economy: a cross-country analysis', *NSHN Journal of Management Research and Applications*, vol. 1, pp. 45-54.

Archive of SID
www.SID.ir

17. Fischer, S 1973, 'A life cycle model of life insurance purchases', *International Economic Review*, vol. 14, no. 1, pp. 132- 52.
18. Hopkins, S & Kidd, M 1996, 'The determinats of the demand for private health insurance under medicare', *Applied Economics*, vol. 28, pp. 1623-32.
19. Nguyen, H & Knowles, J 2010, 'Demand for voluntary health insurance in developing countries: the case of vietnam's school- age children and adolescent student health insurance program', *Social Science & Medicine*, vol. 72, pp. 2014-82.
20. Royalty, AB & Hagens, J 2005, 'The effect of premiums on the decision to participate in health insurance and the fring benefits offered by the employer: evidence from a real world experiment', *Journal of Health Economics*, vol. 24, pp. 95-112.

Archive of SID

www.SID.ir