رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با میزان فروش بیمه نامه های درمان مکمل؛ ۸۲-۱۳۶۹

پوران رئیسی[۱] / حسین قادری[۲] / شیرین نصرت نژاد[۳]

چکیده

مقدمه: هدف مطالعه حاضربررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ تورم، درآمد سرانه ملی و نرخ بیکاری) بر میزان فروش بیمه‌نامه‌های درمان مکمل در طی دوره ۱:۱۳۶۹ تا ۴:۱۳۸۲ (فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۲) با استفاده از آمارهای فصلی تعدیل شده است.

روش بررسی: در این پژوهش برای آزمون تجربی مدل، از الگوی خودتوضیح برداری (مدل VAR) استفاده شد. جهت بررسی هم انباشتگی متغیرها، مرتبه هم انباشتگی متغیرهای الگو تعیین گردید، سپس تعداد وقفه‌های بهینه مدل مشخص شد. در گام بعدی تعداد بردارهای هم انباشتگی الگو تعیین و سپس الگوی مطلوب مشخص گردید.

یافته‌ها: یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که همه داده‌ها در سطح ۵درصد، انباشته از درجه یک بوده و هیچ بردار هم انباشتگی بین آنها وجود ندارد. همچنین نتایج حاصل از ترسیم پاسخگویی در مقابل ضربه واحد اعمال شده (یک انحراف معیار) از سوی هر یک از متغیرهای مدل نشان داد که درآمد سرانه در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشترین تأثیر مستقیم را بر میزان فروش بیمه‌نامه‌های درمان دارد. رابطه بین تورم و میزان فروش بیمه درمان مکمل، تا ۲/۵ سال مثبت و بعد از آن، منفی می‌باشد. نرخ بیکاری نیز رابطه مثبت و مستقیمی را با میزان فروش بیمه درمان مکمل نشان دارد.

نتیجه گیری: متغیرهای کلان اقتصادی با میزان فروش بیمه‌های درمان مکمل مرتبط می‌باشد.

کلید واژه‌ها: نرخ بیکاری، نرخ تورم، درآمد سرانه ملی، بیمه درمان مکمل و مدل خودتوضیح برداری

◇ وصول مقاله: ۸۷/۳/۲۵، اصلاح نهایی: ۸۷/۴/۱۹، پذیرش نهایی: ۸۷/۸/۱۲

۱- استادیار، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی ایران
۲- استادیار گروه اقتصاد بهداشت، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی ایران
۳- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد بهداشت دانشگاه علوم پزشکی ایران

مقدمه

هزینه های خدمات بهداشتی، درمانی به دلیل پیدایش روش های جدید تشخیصی، رشد تکنولوژی، تغییر الگو بیماری ها، تغییر ساختار جمعیتی و افزایش متوسط سن جمعیت، افزایش یافته است.[۱] و یکی از مهمترین منابع تأمین مالی این هزینه های رو به رشد، بیمه های درمان می باشد. بیمه درمان پایه، توسط مؤسسات دولتی، خصوصی و شرکت های بیمه ارائه می شود شرکت های بیمه ای قراردادهایی را نیز به صورت مکمل در اختیار بیمه گذاران قرار می دهند. پوشش های بیمه ای مکمل به صورت الحاقیه به پوشش بیمه ای پایه اضافه می شود. این بیمه ها از دو طریق پوشش بیمه ای پایه را کامل می کنند:

۱- افزایش سطح پوشش بیمه ای؛ و

۲- گسترده کردن هزینه های تحت پوشش که به ترتیب شکاف خدمتی و شکاف هزینه ای را برای بیمه شدگان مرتفع می سازند.

بیمه های درمان مکمل به دو صورت از فرد حمایت می کنند:

۱- حمایت در برابر از دست دادن زمان یا قدرت تحصیل درآمد؛ و

۲- حمایت در برابر هزینه های پزشکی.

بنابراین بیمه درمان مکمل باعث افزایش دسترسی مالی و به موقع به خدمات درمانی می شود که این نیز به نوبه خود باعث افزایش سطح سلامت جامعه می گردد. سلامت افراد موجب ارتقاء توانایی های ذهنی - جسمی نیروی انسانی شده و نیروی انسانی مولد، سبب ازدیاد تولید و درآمد ملی و افزایش سرمایه گذاری می گردد که این نیز به نوبه خود به افزایش اشتغال و توسعه رفاه اقتصادی جامعه می انجامد.[۲] در زمینه بیمه و عوامل اثرگذار بر آن مطالعاتی انجام گرفته است به عنوان مثال هادیان تابع تقاضای بیمه درمان مکمل در ایران را در فاصله سال های ۱۳۸۲ - ۱۳۷۵ مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که رابطه مثبت بین تقاضای بیمه درمان مکمل و درآمد وجود دارد. لواسانی در بررسی تأثیر متغییرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه اشخاص در ایران نشان داد یک درصد افزایش در درآمد ملی سرانه، نرخ بیکاری، شاخص قیمت ها و خسارت های پرداختی سرانه به ترتیب باعث افزایش ۰/۵۷، ۰/۲۷، ۰/۰۳- و ۰/۷۵ درصد تقاضای بیمه اشخاص می گردد.[۴] لطفی نیز در بررسی رابطه بیمه با افزایش درآمد نتیجه گرفت که کشش درآمدی تقاضا برای بیمه در سال های قبل از انقلاب حدود یک بوده است و از سال ۱۳۶۹ به بعد تقاضا برای بیمه باکشش بوده است.[۵] قائمی در مطالعه خود تأثیر تغییرات سطح عمومی قیمت ها بر میزان فروش بیمه های عمر، برای یک دوره ده ساله (۱۳۷۵-۱۳۶۶) را مورد مطالعه قرار داد، و به این نتیجه رسید که تورم بر فروش بیمه عمر تأثیر بسیار شدیدی می گذارد. کاوی و سیمون (Cawley, J and Simon, K.I) ارتباط بین متغییرهای کلان اقتصادی و تقاضای انواع پوشش بیمه های درمان شامل بیمه های مبتنی بر کارفرما، بیمه های مدیکیر و... را برای افراد غیر سالمند آمریکایی و همچنین کارفرمایان را مورد بررسی قرار داد و نشان داد که در مردان احتمال تقاضای پوشش بیمه ای به طور کلی نسبت به نرخ بیکاری و درآمد سرانه ایالتی کم کشش می باشد. و در زنان و کودکان احتمال تقاضای بیمه درمان نسبت به نرخ بیکاری و درآمد سرانه کاملاً بی کشش است.[۷] بابل (David.F.Babbel) تأثیر تورم بر فروش بیمه زندگی در ارتباط با تقاضا کنندگان و صنعت بیمه در برزیل را مورد بررسی قرار داد و نشان داد که یک درصد افزایش در تورم انتظاری به کاهش ۱/۱۵ درصدی بیمه منجر خواهد شد و برعکس.[۸]

روش بررسی

در این پژوهش با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری ((Vector Auto-Regressive Process (VAR) و ابزارهای تجزیه واریانس و توابع عکس العمل ضربه - پاسخ سعی گردید رابطه متغییرهای کلان اقتصادی (درآمد سرانه، نرخ تورم و نرخ بیکاری) با میزان فروش بیمه درمان مکمل مورد بررسی قرار گیرد.

میزان فروش بیمه درمان مکمل از مستندات دفاتر بیمه های آسیا، البرز، ایران و دانا طی دوره ۱۳۶۹ الی ۱۳۸۲ استخراج گردید.[۹] البته برای تخمین معادله از داده های فصلی استفاده شد و داده های فصلی مربوط به عملکرد بیمه درمان مکمل با استفاده از روش فصلی کردن دنتون به دست آمد (این روش روشی است که در طرح تبدیل حساب های سالانه به حساب های ملی مرکز آمار ایران به عنوان روش بهینه انتخاب و اجرا شده است). از آنجایی که در مطالعات مختلف GDP را به عنوان شاخصی برای درآمد در نظر می گیرند در این مطالعه نیز درآمد سرانه از تقسیم تولید ناخالص داخلی واقعی تعدیل شده هر فصل بر میزان جمعیت آن فصل به دست آمد. همچنین داده های مربوط به نرخ تورم از آمارهای بانک مرکزی ایران[۱۰] و نرخ بیکاری از آمارهای مرکز آمار ایران استخراج گردیدند.

برای انجام پژوهش حاضر از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) که امروزه به طور وسیع مورد استفاده قرار می گیرد، استفاده شد. مدل مذکور توانایی بیان ساختار پویای مدل و توانایی حذف قیود و محدودیت هایی را که غالباً همراه تئوری های اقتصادی است دارد.[۱۱]

در این مدل سه متغیر کلان اقتصادی (درآمد سرانه ملی، نرخ تورم و نرخ بیکاری) ومتغیر میزان فروش بیمه های درمان مکمل (حق بیمه های صادره بیمه درمان) در نظر گرفته شدند. علائم به کار رفته برای این متغیرهای عبارت بودند از: IS = درآمد سرانه ملی، INF = نرخ تورم، UE = نرخ بیکاری، INS = میزان فروش بیمه نامه های درمان مکمل.

کلیه اطلاعات به کار گرفته شده در سری های زمانی، به صورت فصلی و مربوط به سال های ۱۳۶۹:۱ الی ۱۳۸۲:۴ (فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۸۲) می باشند.

یافته ها

آزمون آماری روند زمانی متغیرها

نخستین مرحله، تعیین مرتبه انباشتگی متغیرهای الگو به منظور بررسی و اطمینان از عدم بروز رگرسیون کاذب است. به این منظور باید درجه انباشتگی متغیرها را بررسی کنیم و مشخص نماییم که آیا رابطه پایایی بین متغیرهای الگو وجود دارد یا نه؟ جهت انجام این روش از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته دیکی-فولر (Augmented Dickey-Fuller) استفاده می کنیم. روش آزمون در مورد سری دلخواه x_t به این صورت است که اگر آزمون ریشه واحد در سطح داده ها انجام گیرد باید تخمین زیر را انجام دهیم:

$$\Delta x_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + a_i \sum_{i=1}^{m} \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در اینجا Δ عملکرد تفاضل اول، β_1 مقدار ثابت، t روند زمانی و ε_t عبارت خطا می باشد. اگر این آزمون برای تفاضل مرتبه اول متغیرها انجام شود، تخمین زیر باید صورت گیرد:

$$\Delta\Delta x_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta \Delta y_{t-1} + a_i \sum_{i=1}^{m} \Delta\Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

در دو حالت فوق فرضیه صفر بیانگر این است که سری زمانی x_t دارای ریشه واحد یا غیر ایستا است که با گذشت زمان، واریانس و کوواریانس آن افزایش می یابد و همچنین میانگین آن وابسته به زمان است و مقدار ثابتی ندارد.[۱۱]

جدول ۱، نتیجه آزمون ADF برای متغیرهای مورد استفاده در مدل VAR و همچنین تفاضل مرتبه اول متغیرها را ارائه می نماید. در کلیه معادلات عرض از مبداء وارد شده است. بخش بالایی جدول مربوط به آزمون های شکل عادی متغیرها و بخش پایینی آن به آزمون های انجام شده بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد نظر اختصاص دارد.

همانطور که مشاهده می شود در قسمت شکل عادی متغیرها قدرمطلق آماره محاسبه شده از قدرمطلق مقادیر بحرانی در سطوح ۵ درصد و ۱ درصد کوچکتر می باشد بنابراین در این قسمت فرضیه صفر رد نمی شود. در قسمت تفاضل مرتبه اول متغیرها، قدرمطلق آماره محاسبه شده از قدرمطلق مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بزرگتر است بنابراین فرضیه صفر رد می شود. پس در سطح معنی داری ۵ درصد همه متغیرها انباشته از مرتبه یک (I(1)) هستند.

جدول ۱: نتایج آزمون ADF برای تعیین غیر ساکن بودن متغیرها

متغیر	آماره محاسبه شده	مقادیر بحرانی ۰/۰۵	مقادیر بحرانی ۰/۰۱	نتیجه آزمون
شکل عادی متغیرهای مدل				
INS	۰/۷۹	-۲/۹۱۸	-۳/۵۶	فرضیه صفر رد نمی‌شود
IS	۱/۰۲	-۲/۹۱۸	-۳/۵۶	فرضیه صفر رد نمی‌شود
INF	-۲/۰۱	-۲/۹۱۸	-۳/۵۶	فرضیه صفر رد نمی‌شود
UE	-۱/۱۴۹	-۲/۹۱۸	-۳/۵۶	فرضیه صفر رد نمی‌شود
متغیرهای مدل به صورت تفاضل مرتبه اول				
D (INS)	-۸/۰۸	-۲/۹۱۸	-۳/۵۶	فرضیه صفر رد می‌شود
D (IS)	-۶/۳۳۲	-۲/۹۱۸	-۳/۵۶	فرضیه صفر رد می‌شود
D (INF)	-۱۰/۸۷۸	-۲/۹۱۸	-۳/۵۶	فرضیه صفر رد می‌شود
D (UE)	-۲/۹۴	-۲/۹۱۸	-۳/۵۶	فرضیه صفر در سطح ۵٪ رد می‌شود

طول وقفه بهینه در مدل

در برآورد مدل های خود توضیح برداری چیزی که از اهمیت ویژه ای برخوردار است انتخاب یک درجه مناسب برای فرآیند مدل می باشد، اگر برای هر متغیر در هر معادله VAR طول وقفه متفاوتی را تعیین کنیم در این حالت سیستم از حالت تقارن خارج شده و تخمین های حاصل کارایی لازم را نخواهند داشت. معمولاً مرسوم است که از طول وقفه مشابه برای معادلات سیستم استفاده کنیم. گاهی اوقات محدودیت درجه آزادی تعداد وقفه ها را تعیین می کند اما در شرایطی که تعداد مشاهدات زیاد است بایستی بر اساس یک معیار مناسب به یک مدل صرفه جو (Parsimonious) دست یافت.

نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه، با استفاده از نرم افزار Eviwes5 در جدول (۲) ارائه شده است. مقدار حداقل هر یک از معیارهای اطلاعاتی، تعیین کننده وقفه بهینه می باشد.

با توجه به نتایج جدول از آنجایی که هدف ما رسیدن به یک مدل صرفه جویانه می باشد و معیار اطلاعاتی شوارتز ((Schwarz Criterion (SC)) وقفه بهینه کمتری را نسبت به معیارهای دیگر پیشنهاد می کند از این معیار در تعیین وقفه بهینه مدل استفاده می کنیم در نتیجه طول وقفه بهینه مدل ۲ تعیین گردید.

جدول ۲: نتایج آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	NA	۸۹۱۳۴/۳	۲۲/۷۴	۲۲/۹۰	۲۲/۸۰
۱	۲۷۷/۰۵	۴۰۵/۴۳	۱۷/۳۵	۱۸/۱۱	۱۷/۶۴
۲	۱۰۲/۶۲	۶۶/۷۷	۱۵/۵۳	۱۶/۹۰*	۱۶/۰۵۹
۳	۳۲/۷۴*	۵۴/۴۹*	۱۵/۳۰*	۱۷/۲۷	۱۶/۰۵۶*
۴	۱۵/۲۲	۶۹/۲۳	۱۵/۴۸	۱۸/۰۵	۱۶/۴۶
۵	۱۶/۱۶	۸۳/۷۶	۱۵/۵۷	۱۸/۷۵	۱۶/۷۸

۲-۳) آزمون تعیین درجه هم انباشتگی (Co-integration)

پس از تعیین طول وقفه بهینه باید نسبت به تشخیص وجود روند و عرض از مبداء در رابطه کوتاه مدت و بلند مدت اقدام نمود. در اینجا به طور همزمان برای تشخیص شکل الگو و تعداد بردارهای هم جمعی (r)از روش هم جمعی جوهانسون بر اساس آزمون اثر (Trace Test) (λ_{trace}) و آزمون حداکثر مقدار ویژه (Eigenvalue) ($\lambda_{\max}$) استفاده می شود. بر اساس این روش، پنج حالت مختلف برای مدل تصحیح خطا شامل مقیدترین حالت (الگوی اول) تا نامقیدترین حالت (الگوی پنجم) قابل پیش بینی است. این حالتها به صورت زیر هستند:

۱- عرض از مبداء و روند زمانی در هیچ یک از روابط بلندمدت و کوتاه مدت وجود ندارد.

۲- تنها روابط بلندمدت مقید به داشتن عرض از مبداء هستند.

۳- در الگوی کوتاه مدت روند زمانی وجود ندارد و تنها عرض از مبداء وجود دارد. این عرض از مبداء سبب خواهد شد تا روابط بلندمدت از روند زمانی برخوردار شوند.

۴- در الگوی کوتاه مدت روند زمانی وجود ندارد، اما روابط بلندمدت دارای روند زمانی هستند.

۵- روند زمانی در الگوی کوتاه مدت وجود دارد و بنابراین روابط بلندمدت از روند زمانی درجه دوم برخوردار خواهند بود. چنین حالتی در مورد آمارهای اقتصادی به ویژه وقتی که لگاریتم متغیرها در الگو مورد استفاده قرار می گیرد بسیار بعید است. زیرا چندان منطقی به نظر نمی رسد که برای یک متغیر اقتصادی همواره رشد فزاینده یا رشدی کاهنده در نظر گرفته شود.

از آنجا که در عمل احتمال تحقق الگوی اول و الگوی پنجم بسیار بعید است، الگوی دوم تا چهارم را بررسی می کنیم. ابتدا این سه الگو را تخمین می زنیم و فرضیه وجود هیچ بردار هم جمعی ($r=0$) را در برابر یک بردار هم جمعی ($r=1$) به ترتیب از الگوی دوم تا چهارم آزمون می کنیم.[۱۲] اگر فرضیه صفر برای الگویی رد نشود، آن الگو به عنوان شکل مدل تصحیح خطا انتخاب و تعداد بردارهای بهینه صفر تعیین می شود. در غیر این صورت فرضیه $r=1$ را در برابر فرضیه $r=0$ برای هر سه الگو (به ترتیب) آزمون می کنیم و به این ترتیب شکل الگو و تعداد بردارهای هم جمعی مشخص می شود.

کمیت آماره آزمون اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقدار ویژه ($\lambda_{\max}$) حاصل از برآورد الگوها با استفاده از نرم افزار Eviews در جدول (۳) ارائه گردیده است.

۳) روش برآورد مدل

برای تخمین مدل با توجه به ماهیت سری های زمانی، نخست آزمون ریشه واحد انجام شد و نتایج نشان داد که همه متغیرها در سطح ۵٪ انباشته از درجه یک هستند. سپس آزمون هم انباشتگی برای تعیین بردارهای هم انباشتگی متغیرها انجام پذیرفت و نشان داد که هیچ بردار هم انباشتگی بین متغیرها وجود ندارد. در واقع هنگامی که هیچ بردار هم انباشتگی در میان متغیرها وجود ندارد. یعنی هیچ ترکیب خطی بین متغیرهای نمی توان یافت که $I(0)$ باشد. یک الگوی VAR مناسب در این حالت الگویی است که بر اساس تفاضل مرتبه اول متغیرها تنظیم شده و شامل روابط بلندمدت نباشد. بنابراین با استفاده از داده های سری زمانی موجود مدل مناسب به صورت زیر ارائه می شود:

$$D(INS) = f\left[D(INF), D(IS), D(UE)\right]$$

بر اساس معیار شوارز وقفه ۲ برای متغیرهای توضیحی بهترین وقفه (وقفه بهینه) برای مدلسازی تعیین شده که مدل به صورت زیر طراحی می شود:

$$D(INS) = \overline{C}_1 + \sum_{i=1}^{2}\left[a_1 * D(IS(-i)) + b * (INF(-i)) + c_1 * D(UE(-i))\right]$$

$$D(INF) = \overline{C}_2 + \sum_{i=1}^{2}\left[a_2 * D(IS(-i)) + b_2 * (INS(-i)) + c_2 * D(UE(-i))\right]$$

$$D(IS) = \overline{C}_3 + \sum_{i=1}^{2}\left[a_3 * D(INF(-i)) + b_3 * (INS(-i)) + c_3 * D(UE(-i))\right]$$

$$D(UE) = \overline{C}_4 + \sum_{i=1}^{2}\left[a_4 * D(INF(-i)) + b_4 * (INS(-i)) + c_4 * D(IS(-i))\right]$$

جدول ۳: نتایج تعیین تعداد بردار هم انباشته و تعیین الگوی مطلوب با استفاده از آماره اثر و آماره حداکثر مقدار ویژه

	فرضیه H_0	فرضیه H_1	الگوی II	الگوی III	الگوی IV
		(λ_{trace})			
سطر اول	$r=0$	$r\geq 1$	۵۶/۰۷۹ (۵۵/۸۹۴)	۴۷/۸۵۶ (۴۴/۲۸۵)	۶۳۶/۸۷۶ (۶۱/۲۸۷)
سطر دوم	$r\leq 1$	$r\geq 2$	۳۵/۱۹۲ (۲۹/۵۰۶)	۲۹/۷۹۷ (۱۸/۷۹۶)	۴۲/۹۱۵ (۳۳/۲۹۱)
سطر سوم	$r\leq 2$	$r\geq 3$	۲۰/۲۶۱ (۱۶/۰۰۶)	۱۵/۴۹۴ (۷/۴۰۱)	۲۵/۸۷۲ (۱۴/۳۶۰)
		$(\lambda_{\max})$			
سطر اول	$r=0$	$r\geq 1$	۲۸/۵۸۴ (۲۶/۳۸۷)	۲۷/۵۸۴ (۲۵/۴۸۸)	۳۲/۱۱۸ (۲۷/۹۹۶)
سطر دوم	$r\leq 1$	$r\geq 2$	۲۲/۲۹۹ (۱۳/۵۰۰)	۲۱/۱۳۱ (۱۱/۳۹۵)	۲۵/۸۲۳ (۱۸/۹۳۰)
سطر سوم	$r\leq 2$	$r\geq 3$	۱۵/۸۹۲ (۱۱/۳۸۸)	۱۴/۲۶۴ (۶/۷۳۲)	۱۹/۳۸۰ (۷/۸۹۵)

توضیح: اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی آماره های آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه در سطح اطمینان ۹۵ درصد می باشند. نتایج نشان می دهد که تمامی کمیته های آماره آزمون های اثر و حداکثر مقدار ویژه مندرج در سطر اول این جدول از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط جوهانسون و جوسلیوس بزرگتر هستند. در نتیجه فرضیه $(H_0: r=0)$ بر اساس هر سه الگوی یاد شده رد می شود. اکنون فرضیه صفر وجود یک بردار هم جمعی بین متغیرهای الگو را در برابر فرضیه مقابل دو بردار هم جمعی و یا بیشتر (سطر دوم) آزمون می کنیم، مجدداً فرضیه صفر رد می شود. در مرحله بعد (سطر سوم) فرضیه صفر را در برابر فرضیه مقابل به آزمون می گذاریم و باز هم فرضیه صفر رد می شود. پس با توجه به نتایج آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه مندرج در جدول (۳) بین چهار متغیر استفاده شده در الگو هیچ بردار هم جمعی وجود ندارد.

مطابق الگوی ارائه شده، چهار معادله که هر کدام ۷ متغیر دارند، تشکیل دهنده سیستم مورد نظر برای شناسایی اثرات متغیرها بر یکدیگر می باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل VAR با توجه به نرم افزار Eviwes5 در جدول (۴) ارائه گردیده است.

۴) تحلیل پویای مدل

٤-۱) توابع واکنش آنی (ضربه- پاسخ)

در بررسی عکس العمل آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر را روی متغیرهای دیگر بررسی می کنیم. به عبارت دیگر نشان می دهند که اگر یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در تورم، نرخ بیکاری یا درآمد سرانه ایجاد شود اثر آن بر میزان فروش بیمه نامه های درمان در دوره های بعد چگونه خواهد بود.

واکنش پویای متغیر مدل در اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر INF, UE, IS بر اساس تجزیه چولسکی برای ۲۰ دوره آینده در نمودار (۱) نمایش داده شده است.

چنانکه نمودار نشان می دهد یک تکانه در نرخ تورم تا "دوره ۱۱ اثر نوسانی" بر میزان فروش بیمه نامه ها دارد و بعد از آن اثر منفی بر عملکرد بیمه خواهد داشت. یک تکان

جدول ٤: نتایج حاصل از تخمین مدل VAR

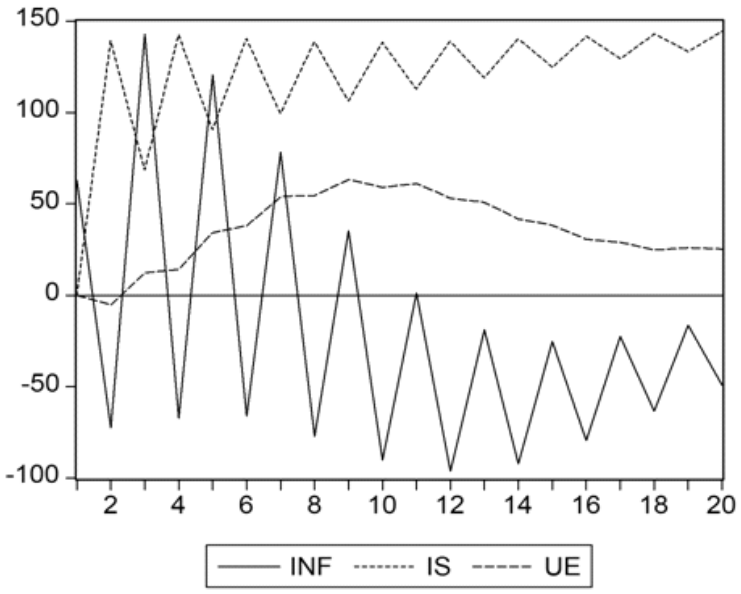
	(D (INF	(D (INS	(D (IS	(D (UE
(D (INF (-1	-۰/۳۷۲۸	-۵۸/۰۹۹۲	۰/۰۰۲۸	-۰/۰۱۴۱
t-statistics	-۲/۴۵۲۴	-۱/۳۴۲۸	۰/۷۶۴۷	-۱/۶۰۲۲
(D (INF (-2	۰/۰۹۰۳	-۴۵/۶۱۲۱	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۵
t-statistics	۰/۵۷۴۴	-۱/۰۱۹۳	-۰/۱۳۴۶	-۰/۵۹۸۴
(D (INS (-1	۰/۰۰۰۲	-۱/۰۴۸۴	-۱/۱۰	-۵/۶۹
t-statistics	۰/۴۷۸۹	-۶/۶۳۵۸	-۰/۰۸۲۵	-۱/۷۶۵۷
(D (INS (-2	۰/۰۰۰۲	-۰/۱۲۷۰	۴/۸۹	-۵/۹۸
t-statistics	۰/۳۵۵۰	-۰/۷۶۶۷	۰/۰۳۴۸	-۱/۷۶۹۳
(D (IS (-1	-۳/۴۴۱۷	۱۳۲۵/۷	-۰/۳۳۵۷	-۰/۱۵۰۸
t-statistics	۰/۵۷۵۶	۰/۷۷۹۱	-۲/۳۲۹۹	-۰/۴۳۴۶
(D (IS (-2	۰/۴۶۵۱	-۱۲۹۸/۹	-۰/۲۹۷۵	-۰/۰۷۹۹
t-statistics	۰/۰۷۷۸	-۰/۷۶۵۸	-۲/۰۶۶۳	-۰/۲۳۰۵
(D (UE (-1	-۰/۰۴۴۴	-۵۲۱/۳	-۰/۰۱۳۳	۱/۴۵۹۷
t-statistics	-۰/۰۲۵۵	-۱/۰۵۱۰	-۰/۳۱۸۵	۱۱۴/۴۳۷
(D (UE (-2	۰/۱۷۹۸	۵۴۴/۵	-۰/۰۱۰۵	-۰/۶۷۱۲
t-statistics	۰/۱۰۴۱	۱/۱۰۸۱	-۰/۲۵۳۴	-۶/۶۹۶۴
C	۰/۰۶۹۷	۱۴۶/۵۲	۰/۰۱۸۳	۰/۰۱۱۱
t-statistics	۰/۲۳۱۹	۱/۷۱۱۹	۲/۵۲۶۸	۰/۶۳۶۴

مثبت در درآمد سرانه ملی اثرات نوسانی مثبتی بر عملکرد بیمه درمان دارد و این اثرات رفته رفته اوج می گیرد و تکانی در نرخ بیکاری اثر مثبتی بر عملکرد بیمه درمان دارد. به طوری که در دوره ۱۰ به بیشترین حد خود می رسد و بعد به آرامی اثر این تکانه بر عملکرد بیمه درمان تعدیل می شود.

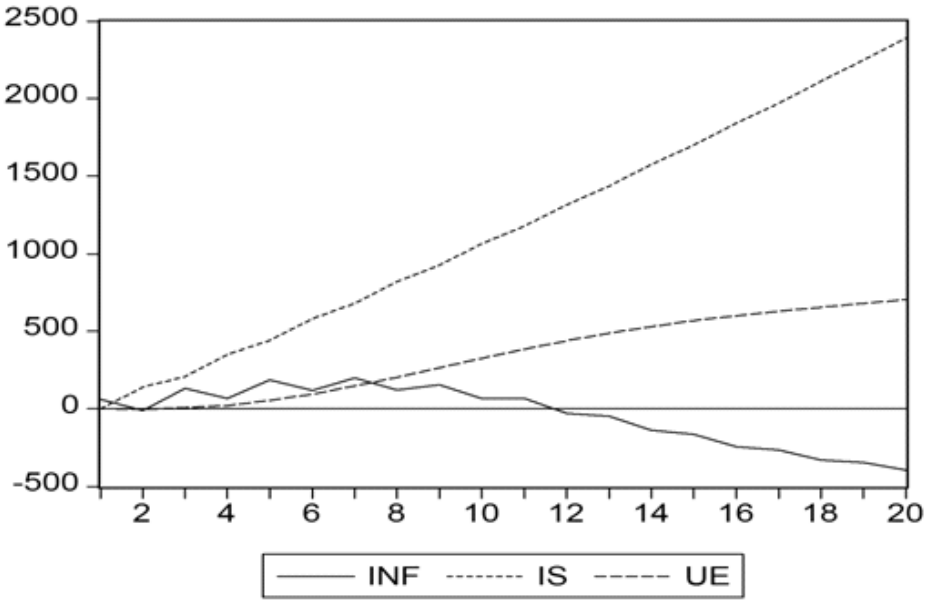
اگر اثرات انباشته حاصل از تکان مثبت در متغیرهای کلان را بر میزان فروش بیمه نامه ها مورد بررسی قرار دهیم به نتایج صریح و دقیقی خواهیم رسید. این نتایج در نمودار (۲) ارائه گردیده و نشان می دهد که یک تکان مثبت در نرخ بیکاری و درآمد سرانه ملی، اثرات مثبت و دائمی بر عملکرد بیمه درمان در رابطه با فروش بیمه درمان مکمل دارد به طوری که بعد از ۲۰ فصل به ترتیب در حدود ۷۰۳/۵۷ و ۲۳۹۰/۴۶ واحد میزان فروش بیمه درمان مکمل را افزایش می دهد و یک تکان در نرخ تورم از ابتدا تا دوره ۱۱ اثرات مثبت و موقتی بر عملکرد بیمه درمان دارد و بعد از دوره ۱۱ اثرات منفی را بر عملکرد بیمه خواهد داشت به طوری که بعد از ۲۰ فصل در حدود ۳۹۴/۹۱۳۰ واحد میزان فروش بیمه درمان مکمل را کاهش می دهد.

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش اثر متغیرهای درآمد سرانه، تورم و نرخ بیکاری بر میزان فروش بیمه نامه های درمان مکمل شرکت های بیمه تجاری برای دوره زمانی ۸۲-۱۳۶۹ بر مبنای داده های فصلی تعدیل شده مورد آزمون قرار گرفته است.



نمودار۱: نمودار توابع واکنش آنی در اثر تکانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیرهای کلان اقتصادی



نمودار۲: واکنش انباشته عملکرد بیمه درمان سیستم در اثر تکانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیرهای کلان

- در رابطه با نرخ تورم و فروش بیمه نامه های درمان مکمل، نتایج حاصل از برآورد الگو و توابع عکس العمل ضربه - پاسخ نشان می دهد تکانه های رشد نرخ تورم بر INS مؤثر است. رابطه بین تورم و عملکرد بیمه درمان در ابتدا مثبت است یعنی اثر تورم بر عملکرد بیمه تا ۱۱ دوره (۲/۵ سال) مثبت است و بعد از آن تورم اثر منفی بر فروش

بیمه نامه ها خواهد داشت. این نتیجه را پژوهش های دیگر نیز تأیید می کند به عنوان مثال کاردگر در پژوهش خود نشان داد تورم انتظاری با تقاضای خانوار ایرانی برای بیمه های زندگی رابطه منفی دارد و همچنین کشش تورم انتظاری تقاضا برای بیمه های زندگی در ایران ۲/۲۹- می باشد.[۱۳] پورپرتوی کشش تقاضای بیمه عمر نسبت به تورم انتظاری را ۰/۲۳- درصد محاسبه کرد. بابل تأثیر تورم بر روی قراردادهای بیمه زندگی و فروش بیمه زندگی در ارتباط با تقاضا کنندگان صنعت بیمه در برزیل را مورد بررسی قرار داد. تحقیقات وی نشان داد که ۱ درصد افزایش در تورم انتظاری به کاهش ۱/۱۵ درصدی بیمه منجر خواهد شد و برعکس.[۸] لواسانی در پژوهش خود مبنی بر بررسی تأثیر متغییرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه اشخاص نشان داد شاخص قیمت ها به عنوان متغییر کلان اثرگذار بر تقاضای بیمه اشخاص می باشند که یک درصد افزایش در شاخص قیمت ها باعث افزایش ۰/۰۳- درصد تقاضای بیمه اشخاص می گردد.[۴]

-در رابطه با نرخ بیکاری و فروش بیمه نامه های درمان مکمل، نتایج حاصل از برآورد الگو و توابع عکس العمل ضربه- پاسخ نشان می دهد که تکانه های نرخ بیکاری بر INS مؤثر است و نرخ بیکاری بر عملکرد بیمه درمان تأثیر مثبتی دارد. که مطالعات قبلی نیز تا حدودی این نتیجه را اثبات می کنند. لواسانی در پژوهش خود مبنی بر بررسی تأثیر متغییرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه اشخاص نشان داد نرخ بیکاری به عنوان متغییر کلان اثرگذار بر تقاضای بیمه اشخاص می باشند که یک درصد افزایش در نرخ بیکاری باعث افزایش ۰/۲۷ درصد تقاضای بیمه اشخاص می گردد.[۴]

- طبق نتایج حاصل، بین درآمد سرانه ملی و فروش بیمه نامه های درمان مکمل ارتباط مثبتی وجود دارد. درآمد سرانه در کوتاه مدت و در بلند مدت بیشترین تأثیر را بر عملکرد بیمه درمان دارد و افزایش درآمد سرانه باعث افزایش میزان فروش بیمه نامه های درمان می شود که پژوهش های قبلی نیز این را تأیید می کند. هادیان کشش تقاضای بیمه درمان مکمل در ایران را در فاصله سال های ۸۲ - ۱۳۷۵ بررسی کرد وی نشان داد که رابطه مثبت بین تقاضای بیمه درمان مکمل و درآمد وجود دارد.[۳] لواسانی در پژوهش خود نشان داد که درآمد سرانه به عنوان متغییرهای کلان اثرگذار بر تقاضای بیمه اشخاص می باشند. که یک درصد افزایش در درآمد ملی سرانه، باعث افزایش ۰/۵۷ درصد تقاضای بیمه اشخاص می گردد.[۴] کاردگر عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه های زندگی در صنعت بیمه ایران را در طی سال های ۷۳ - ۱۳۴۵ مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داد و نشان داد که تقاضای خانوار برای بیمه های زندگی با درآمد خانوار رابطه مثبت دارد.[۱۳] کامینز در پژوهش خود تحت عنوان مدل اقتصاد سنجی، بخش بیمه عمر اقتصاد آمریکا، به این نتیجه رسید که بیمه عمر با تولید ناخالص داخلی در ارتباط می باشد.[۱۴]

-ضربه های وارد شده به عملکرد بیمه درمان ناشی از متغیرهای کلان اقتصادی در این پژوهش تأثیرات گسترده بر عملکرد بیمه درمان دارد که این اثرات تا ۲۰ فصل باقی می ماند.

فهرست منابع

1. Witter, S, Ensor, T, Jowett, M, Thompson,R. (2004), Health Economics for Developing Countries; Translators: Abolghasem Pourreza: Institute for Management & Planning Studies. (Persian)

2. Asefzadeh, saeed (2003), Health Care Economics; Qazvin: Qazvin University of Medical Sciences. (Persian)

3. Hadiyan, Mohamad, (2004) A Case Study of Estimation of Income Elasticity for Supplementary Health Insurance Corporation 1990- 2003, Quarterly Journal of The Economic Research. Vol.7, No.2, 67-82. (Persian)

4. Lavasani, Ehsan, (2004), The Relationship Between Life Assurance demands and macro Economics Variable in Iran; . M.Sc Thesis. Azad University. (Persian)

5. Lotfi, Abasali, (2003), The Relationship Between Income & Demand of Insurance; Journal of Science & Development ,13, 109-118. (Persian)

6. Qaemi,behzad, (1998), Survey of Price Variations on the sale of life insurance in Iran, M.Sc Thesis. Management Faculty, Tehran University. (Persian)

7. Cawley,J. and Simon K.I. (2005). Health insurance coverage and the macro economy; Journal of health economic, 24, 299-315.

8. Babbel, D.F. (1998). Inflation, Indexation, and Life Insurance Sales in Brazil; Journal of Risk and Insurance, 72, 111-135.

9. Central Insurance of Iran; Statistical Report of Performance of Insurance 1990-2003. (Persian)

10. Central Bank of Islamic Republic of Iran. Economics Reports 1990-2003. (Persian)

11. Gujarati, Damodar, (2002), Basic Econometrics, Translated: Hamid Abrishami, Tehran, Tehran University. (Persian)

12. Noferesti, Mohamad, (1999). Unit Root & Co-integration in Econometrics; Tehran: Institute Rasa. (Persian)

13. Kardgar, Ebrahim, (1997), The effect of Macro Economics Variable on Life Assurance demands in Iran. M.Sc Thesis. Economics Science Faculty, Shahid Beheshti University. (Persian)

14. Cummins, j.D. (1973). An Econometrics Model or The Life Insurance Sector of the U.S. Economy; journal of risk and Insurance.

The Relationship between Sales of Complementary Health Insurancepolices and Macroeconomic Variables: 1990-2003

Raeisi P.[1] / Ghaderi H.[2] / Nosratnejad Sh.[3]

Abstract

Introduction: This research follows the relationship between macro economic variable (such as inflation rate, national income percapita & unemployment rate) on sale rate of complementary insurance policies between 1369:1 until 1382:4 .with use of quarterly adjustment data

Methods: In this research , VAR model has been used and the co-integration with stationary variables have been accounted and analyzed. At this stage, firstly the co-integration variables of the model are known, and then, the structure of the model and the number of optimal orders are identified. The next step, however, determines the number of co-integration vector of model.

Results: The results from the Dicky-Fuller test generalized and Johanson co-integration test shows that total data is in the 5 percentage level integrated from the degree one , and there is no vector co- integration between them, meanwhile, the results of impulse- response from each of model variables show that income percapita both in short term & long term has the most affect on the sale rate of insurance policies. The relationship between inflation rate & health insurance in short term is positive and in long- term is negative, and unemployment rate has positive affect on health insurance both in short term & long term.

Conclusion: Macro economic variables related to the sale rate of complementary health insurance

Keywords: *unemployment rate, inflation rate, national income percapita, complementary health insurance & Vector Auto Regression Model*

1- Assistant professor, School of Management and Medical Information Services, Iran University of Medical Science
2-Assistant professor, School of Management and Medical Information Services, Iran University of Medical Science
3- M.S Student of Health Economic, School of Management and Medical Information Services, Iran University of Medical Science