

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 حاضر بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ تورم، درآمد سرانه ملی و نرخ بیکاری) بر میزان فروش بیمه نامه های 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 وقفه های بهینه مدل مشخص شد. در گام بعدی تعداد بردارهای هم انباشتگی الگو تعیین و سپس الگوی مطلوب مشخص گردید.

یافته ها: یافته های پژوهش حاضر نشان داد که همه داده ها در سطح ۵ درصد، 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 کوتاه مدت و بلندمدت بیشترین تأثیر مستقیم را بر میزان فروش بیمه نامه های درمان دارد. رابطه بین تورم و میزان فروش بیمه درمان مکمل، تا ۲/۵ سال مثبت و بعد از آن، منفی می باشد. نرخ بیکاری نیز رابطه مثبت و مستقیمی را با میزان فروش بیمه درمان مکمل نشان دارد.

نتیجه گیری: متغیرهای کلان اقتصادی با میزان فروش بیمه های درمان مکمل مرتبط می باشد.

کلید واژه ها: 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

مقدمه

هزینه‌های خدمات بهداشتی، درمانی به دلیل پیدایش روش‌های جدید تشخیصی، رشد تکنولوژی، تغییر الگو بیماری‌ها، تغییر ساختار جمعیتی و افزایش متوسط سن جمعیت، افزایش یافته است. [۱] و یکی از مهمترین منابع تأمین مالی این هزینه‌های رو به رشد، بیمه‌های درمان می‌باشد. بیمه درمان پایه، توسط مؤسسات دولتی، خصوصی و شرکت‌های بیمه ارائه می‌شود شرکت‌های بیمه‌ای قراردادهایی را نیز به صورت مکمل در اختیار بیمه‌گذاران قرار می‌دهند. پوشش‌های بیمه‌ای مکمل به صورت الحاقیه به پوشش بیمه‌ای پایه اضافه می‌شود. این بیمه‌ها از دو طریق پوشش بیمه‌ای پایه را کامل می‌کنند:

۱- افزایش سطح پوشش بیمه‌ای؛ و

۲- گسترده کردن هزینه‌های تحت پوشش که به ترتیب شکاف خدمتی و شکاف هزینه‌ای را برای بیمه‌شدگان مرتفع می‌سازند.

بیمه‌های درمان مکمل به دو صورت از فرد حمایت می‌کنند:

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

۲- حمایت در برابر هزینه‌های پزشکی.

بنابراین بیمه درمان مکمل باعث افزایش دسترسی مالی و به موقع به خدمات درمانی می‌شود که این نیز به نوبه خود باعث افزایش سطح سلامت جامعه می‌گردد.

سلامت افراد موجب ارتقاء توانایی‌های ذهنی-جسمی نیروی انسانی شده و نیروی انسانی مولد، سبب ازدیاد تولید و درآمد ملی و افزایش سرمایه‌گذاری می‌گردد که این نیز به نوبه خود به افزایش اشتغال و توسعه رفاه اقتصادی جامعه می‌انجامد. [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 سال‌های 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

متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه اشخاص در ایران نشان داد یک درصد افزایش در درآمد ملی سرانه، نرخ بیکاری، شاخص قیمت‌ها و خسارت‌های پرداختی سرانه به ترتیب باعث افزایش ۰/۵۷، ۰/۲۷، ۰/۰۳- و ۰/۷۵ درصد تقاضای بیمه اشخاص می‌گردد. [۴] لطفی نیز در بررسی رابطه بیمه با افزایش درآمد نتیجه گرفت که کاهش درآمدی تقاضا برای بیمه در سال‌های قبل از انقلاب حدود یک بوده است و از سال ۱۳۶۹ به بعد تقاضا برای بیمه با کاهش بوده است. [۵] قائمی در مطالعه خود تأثیر تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها بر میزان فروش بیمه‌های 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 می‌گذارد. کاوی و سیمون (Cawley, J and Simon, K.I) ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و تقاضای انواع پوشش بیمه‌های درمان شامل بیمه‌های مبتنی بر کارفرما، بیمه‌های 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 بیمه‌ای به طور کلی نسبت به نرخ بیکاری و درآمد سرانه ایالتی کم‌تر کشش می‌باشد. و در زنان و کودکان احتمال تقاضای بیمه درمان نسبت به نرخ بیکاری و درآمد سرانه کاملاً بی‌کشش 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 عکس‌العمل ضربه - پاسخ سعی گردید رابطه متغیرهای کلان اقتصادی (درآمد سرانه، نرخ تورم و نرخ بیکاری) با میزان فروش بیمه درمان مکمل مورد بررسی قرار گیرد.

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:

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

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:

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

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 قدر مطلق آماره محاسبه شده از قدر مطلق 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، قدر مطلق آماره محاسبه شده از قدر مطلق 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.

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) و متغیر 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 ۱:۱۳۶۹: الی ۴:۱۳۸۲ (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



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

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

طول وقفه بهینه در مدل

در برآورد مدل‌های خود توضیح برداری چیزی که از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است انتخاب یک درجه مناسب برای فرآیند مدل می‌باشد، اگر برای هر متغیر در هر معادله VAR طول وقفه متفاوتی را تعیین کنیم در این حالت سیستم از حالت تقارن خارج شده و تخمین‌های 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 وقفه‌ها را تعیین می‌کند 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 می‌باشد. با توجه به نتایج جدول از آنجایی که هدف ما رسیدن به یک مدل صرفه جویانه می‌باشد و معیار اطلاعاتی شوارتز ((Schwarz Criterion (SC)) وقفه بهینه کمتری را نسبت به معیارهای دیگر پیشنهاد می‌کند از این معیار در تعیین وقفه بهینه مدل استفاده می‌کنیم 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

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 (λ_{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:

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

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:

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

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

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

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

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

پس از تعیین طول وقفه بهینه باید نسبت به تشخیص وجود روند و عرض از مبدا 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) (λ_{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 مبدا و روند زمانی در هیچ یک از روابط بلندمدت و کوتاه مدت وجود ندارد.

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

۳- در الگوی کوتاه مدت روند زمانی وجود ندارد و تنها عرض از مبدا وجود دارد. این عرض از مبدا 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



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

	H_0 فرضیه	H_1 فرضیه	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)
(λ_{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 آماره‌های آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد که تمامی کمیت‌های آماره آزمون‌های 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 می‌شود. اکنون فرضیه صفر وجود یک بردار هم‌جمع بین متغیرهای الگو را در برابر فرضیه مقابل دو بردار هم‌جمع و یا بیشتر (سطر دوم) آزمون می‌کنیم، مجدداً فرضیه صفر رد می‌شود. در مرحله بعد (سطر سوم) فرضیه صفر را در برابر فرضیه مقابل به آزمون می‌گذاریم و باز هم فرضیه صفر رد می‌شود. پس با توجه به نتایج آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه مندرج در جدول (۳) بین چهار متغیر استفاده شده در الگو هیچ بردار هم‌جمع وجود ندارد.

دیگر نشان می‌دهند 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 نامه‌های درمان در دوره‌های بعد چگونه خواهد بود. واکنش پویای متغیر مدل در اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر IS, UE, INF بر اساس تجزیه چولسکی برای ۲۰ دوره آینده در نمودار (۱) نمایش داده شده است. چنانکه نمودار نشان می‌دهد یک تکانه در نرخ تورم تا "دوره ۱۱ اثر نوسانی" بر میزان فروش بیمه نامه‌ها دارد و بعد از آن اثر منفی بر عملکرد بیمه خواهد داشت. یک تکان

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

۴) تحلیل پویای مدل

۴-۱) توابع واکنش آنی (ضربه-پاسخ)

در بررسی عکس‌العمل آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر را روی متغیرهای دیگر بررسی می‌کنیم. به عبارت



جدول ۴: 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	-۰/۰۰۰۵
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

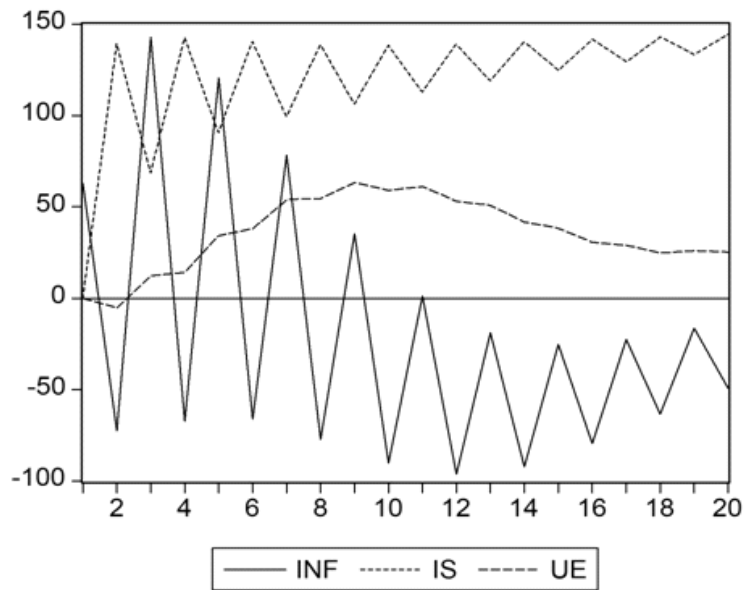
مثبت در درآمد سرانه ملی اثرات نوسانی مثبتی بر عملکرد بیمه درمان دارد و این اثرات رفته رفته اوج می گیرد و تکانی در نرخ بیکاری اثر مثبتی بر عملکرد بیمه درمان دارد. به طوری که در دوره ۱۰ به بیشترین حد خود می رسد و بعد به آرامی اثر این تکانه بر عملکرد بیمه درمان تعدیل می شود.

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

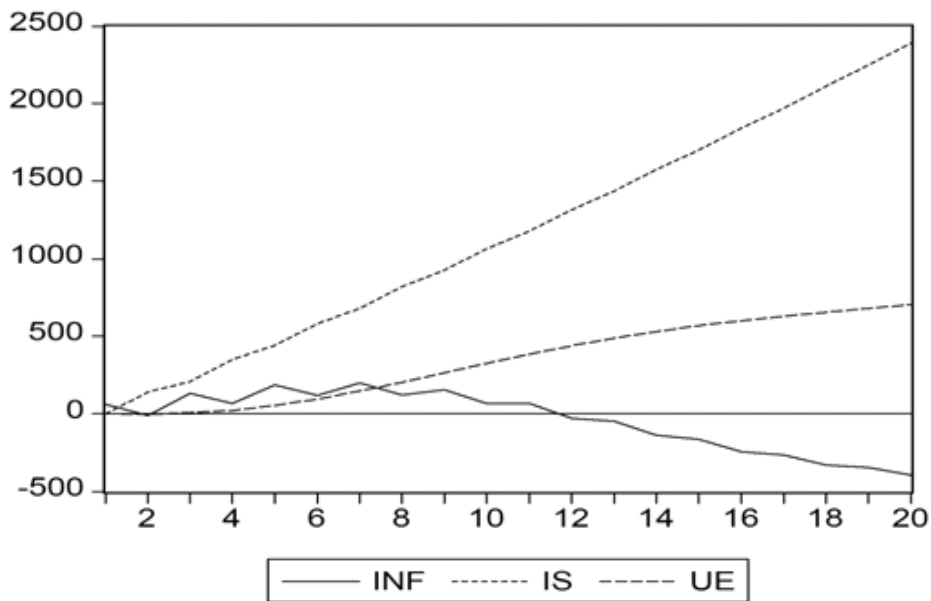
بحث و نتیجه گیری

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.

مکمل دارد به طوری که بعد از ۲۰ فصل به ترتیب در حدود



نمودار ۱: نمودار توابع واکنش آنی در اثر تکانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیرهای کلان اقتصادی



نمودار ۲: واکنش انباشته عملکرد بیمه درمان سیستم در اثر تکانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیرهای کلان

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

- 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

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 متغیرهای 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] کاربرد 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)

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 ۷/۱۵ درصدی بیمه منجر خواهد شد و برعکس. [۸] لواسانی در پژوهش خود مبنی بر بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه اشخاص نشان داد شاخص قیمت ها به عنوان متغیر 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 متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه اشخاص نشان داد نرخ بیکاری به عنوان متغیر 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



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 Insurance Policies 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

