# برآورد تابع تقاضای بیمه های مسئولیت در ایران

**محمدرضا میرزایی نژاد***
**محسن فتحی****

## چکیده

در این تحقیق، تابع تقاضای بیمه های مسئولیت در ایران برآورد شده است و میزان اهمیت و تأثیرگذاری متغیرهایی همچون درآمد ملی سرانه، نرخ تورم و خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت بر تقاضای بیمه های مسئولیت در کشور اندازه گیری شده است. قلمرو تحقیق از لحاظ مکانی شامل کل کشور و قلمرو زمانی تحقیق دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۷ می باشد.

نتایج تحقیق مشخص می کند که بین درآمد ملی سرانه و تقاضای بیمه های مسئولیت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد و با افزایش یک درصد درآمد ملی سرانه، تقاضای بیمه های مسئولیت ۱/۶۰ درصد افزایش می یابد به عبارتی بیمه ی مسئولیت یک کالای (خدمت) لوکس می باشد. بین خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت و تقاضای بیمه های مسئولیت رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد و اگر میزان خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت یک درصد افزایش یابد، تقاضای بیمه های مسئولیت ۰/۲۴ درصد افزایش می یابد. بین نرخ تورم و تقاضای بیمه های مسئولیت رابطه منفی وجود دارد که به لحاظ آماری معنادار نیست.

**واژه های کلیدی:** بیمه مسئولیت مدنی، تقاضای بیمه، روش ARDL
**طبقه بندی Jel:** C23,D00,G22

*استادیار دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
**کارشناس ارشد اقتصاد از دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

Archive of SID
www.SID.ir

**مقدمه**

زندگی و فعالیت انسان در جامعه می تواند باعث بروز خطر و خسارت برای افراد دیگر شود. با صنعتی شدن جوامع این خطرات و خسارات رو به تزاید گذاشت و خیلی زود مشخص گردید که برای احقاق حقوق زیان دیدگان نیاز به روش جدیدی می باشد و بیمه ابداع شد. درنتیجه بیمه توانست اشخاصی را که متحمل لطمه، زیان یا حادثه ناخواسته ای شدند قادر سازد که پیامد های این وقایع ناگوار را جبران کنند، خسارت هایی که به این قبیل از افراد پرداخت می گردد از پول هایی تأمین می شود که برای خرید بیمه نامه می پردازند و با پرداخت آن در جبران خسارت همدیگر مشارکت می کنند.

همچنین بیمه به عنوان عامل کاهش ریسک نقش موثری در افزایش فعالیت‌های اقتصادی کارگزاران (مردم) ایفا می نماید. یکی از دلایل عدم رشد و رونق صنایع کشور نبود سرمایه گذاری در صنایع، بالا بودن ریسک سرمایه گذاری در فعالیت صنعتی می باشد. بنابراین، افزایش حس اعتماد و اطمینان، به ثبات اقتصادی کمک شایانی خواهد نمود. زمانی که کارگزاران اقتصادی با اطمینان خاطر از حمایت بیمه ای در صورت بروز حوادث و عوامل غیر قابل پیش بینی فعالیت نمایند، جسارت و ابتکار آنها افزایش یافته و تجربیات بروز استعدادهای نو را فراهم می آورد.

به طور کلی، بیمه به دو دسته بیمه های زندگی و بیمه های غیر زندگی تقسیم می شود. در بیمه‌های زندگی(اشخاص) موضوع تعهد بیمه گر شخص بیمه شده است. میزان تعهد بیمه گر، یعنی مبلغ بیمه شده، ارتباطی با غرامت ناشی از بروز واقعه بیمه شده ندارد و به پیشنهاد بیمه گذار تعیین می شود. بیمه‌های غیر زندگی، پیشینه بلند مدتی دارند. از انواع بیمه های غیر زندگی می توان به بیمه های اموال و مسئولیت اشاره کرد. ممکن است بر اثر غفلت یا قصور فردی، خسارات مالی و جانی به اشخاص ثالث وارد شود، که در نتیجه آن فرد محکوم به پرداخت غرامت به اشخاص ثالث شود، در مواردی نیز مسئولیت و یا خساراتی ناشی از تولید، ساخت، اداره، مدیریت یا ارائه خدمات سرویس و نگهداری در مورد اشخاص ثالث وجود دارد که مسئولیت این مورد متوجه کارفرماست. به همین منظور وجود بیمه‌ای همچون بیمه مسئولیت می تواند حائز اهمیت باشد چراکه موضوع این نوع بیمه جبران خسارات جانی و مالی وارد به اشخاص ثالث است.

لذا در این مقاله تلاش شده است نقش صنعت بیمه و به ویژه بیمه های مسئولیت در کشور مورد بررسی قرار گیرد و بعضی از مهمترین عوامل و متغیرهایی که در تقاضای این نوع بیمه مؤثرند شناسایی و اثرات انها بر تقاضای بیمه ارزیابی شود.

Archive of SID

www.SID.ir

## سوالات و فرضیه های تحقیق

### سوالات تحقیق

اثر درآمد ملی سرانه بر میزان تقاضای بیمه های مسئولیت چگونه است؟

اثر نرخ تورم بر میزان تقاضای بیمه های مسئولیت چگونه است؟

اثر خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت[۱] بر میزان تقاضای بیمه های مسئولیت چگونه است؟

### فرضیه های تحقیق

در آمد ملی سرانه اثر مثبت بر تقاضای بیمه های مسئولیت دارد.

نرخ تورم اثر منفی بر تقاضای بیمه های مسئولیت دارد.

خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت اثر مثبت بر تقاضای بیمه های مسئولیت دارد.

### پیشینه تحقیق

در زمینه ی بیمه، تحقیقات زیادی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. لکن در مورد بیمه های مسئولیت مطالعات کمی وجود دارد.در ادامه به برخی از آنها اشاره می شود.

* نوشین خانی قریه گپی(۱۳۸۸): تابع تقاضای بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان را براساس متغیرهایی چون نرخ حق بیمه، تعداد شعب و نمایندگی ها، درآمد ملی و در نهایت خسارت پرداختی تخمین زده است که جهت تخمین بهترین مدل و به دلیل عدم وجود داده به اندازه کافی و کوچک بودن حجم نمونه، از روش ARDL و ECM در نرم افزار MICROFIT طی دوره ۱۳۸۵- ۱۳۶۹، بهره جسته شده و روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیر ها بررسی شده است.

با توجه به متغیرهای فوق مدل تقاضای بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان به شکل زیر ارائه می‌گردد:

$$Perim = F(price , income , loss , Quantity)$$

متغیرPerim: حق بیمه های دریافتی توسط شرکت های بیمه در بخش بیمه مسئولیت حرفه‌ای پزشکان به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶.

متغیر price: نرخ حق بیمه مسئولیت مدنی حرفه ای پزشکان.

متغیرincome: درآمد ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶.

متغیرloss: خسارت های پرداختی توسط شرکت های بیمه در بخش بیمه مسئولیت حرفه‌ای پزشکان به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶.

[۱] از حاصل تقسیم خسارت پرداختی بیمه های مسئولیت بر جمعیت کشور بدست می آید.

www.SID.ir

متغیرQuantity: تعداد شعب و نمایندگی های خصوصی و دولتی در کل کشور که مجوز صدور بیمه نامه مسئولیت حرفه ای پزشکان را دارا می باشند.

نتایج حاصل از تحقیق نشان داد که در میان متغیر ها، نرخ حق بیمه بالاترین اثر را بر تقاضای بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان داشته و بعد از آن به ترتیب متغیرهای تعداد شعب و نمایندگی ها، درآمد ملی و در نهایت خسارت پرداختی، بر تقاضای بیمه اثر می‌گذارند. با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل، فروض مربوط به مثبت بودن رابطه تقاضای بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان با متغیر های خسارت پرداختی، درآمد ملی و تعداد شعب و نمایندگی ها تایید شده و رابطه معکوس نرخ حق بیمه با تقاضای بیمه به اثبات رسیده است. کشش درآمدی تقاضای بیمه(۱>۰,۴۴۳۲۱>۰)، نمایانگر این است که بیمه مسئولیت پزشکان برای پزشکان، کالایی ضروری می باشد و از آنجایی که خسارت پرداختی دارای کمترین اثر بر تقاضای بیمه می باشد، در نتیجه آزاد سازی نرخ های بیمه و ایجاد فضای رقابتی میان شرکت های بیمه و استفاده از اینترنت در صنعت بیمه، بهترین راهکار جهت افزایش تقاضای بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان می باشد.

*بینستوک[1]، دیکنسون[2] و خاجوریا[3] (۱۹۸۸): در مقاله ای رابطه حق بیمه‌ی بیمه مسئولیت و درآمد را برای ۵۰کشور در حال توسعه و توسعه یافته مورد مطالعه قرار دادند و به الگوی زیر رسیدند:

Lq= -7/31+ 1/341L G.D.P
(-14/3)  (22/21)  R2= 0/918

q= حق بیمه ی بیمه مسئولیت

G.D.P= تولید ناخالص داخلی

L= لگاریتم در پایه نپرین

و به این نتیجه رسیدند که رابطه بین حق بیمه‌ی بیمه مسئولیت و تولید ناخالص داخلی مثبت و دارای کشش درآمدی بزرکتر از واحد است.

## مبانی نظری تقاضای بیمه

تقاضای یک کالا، مقادیری از آن کالاست که مصرف کنندگان به ازای قیمت معین مایل و قادر به خرید آن هستند. اگر این مفهوم را (تقاضا) در قالب یک مدل یا الگوی ریاضی بیان شود، همان تابع تقاضا می باشد. در تحلیل های اقتصادی، بیمه به عنوان انتخاب پورتفوی مطرح است که مخاطره خرید

[1] Beenstock
[2] Dickinson
[3] Khajuria

www.SID.ir

دارایی یا انجام فعالیت را پوشش می دهد.

به طور کلی عوامل اقتصادی و غیر اقتصادی بسیاری بر تقاضای بیمه های مسئولیت مؤثرند، اما در این تحقیق به گزیده‌ای از آنها پرداخته می شود.

**درآمد**

یکی از متغیرهایی که بر مقدار تقاضای هر کالا یا خدمت، می‌تواند مؤثر باشد، درآمد است که در سطح کلان درآمد ملی نام دارد و نقش خود را در شکل گیری و با تغییرات خود در جابه‌جایی منحنی تقاضا ایفا می‌کند. در این تحقیق از درآمدملی سرانه به عنوان جانشینی برای متغیر درآمد استفاده شده است. تغییر در درآمد به واسطه تغییر بر اساس نوع کالا می‌تواند هم جهت و یا خلاف جهت تغییرات درآمد باشد. کشش درآمدی، می‌تواند جهت و شدت رابطه میان مقدار تقاضا و درآمد را نشان دهد.

کشش درآمدی، درصد تغییرات مقدار تقاضا نسبت به درصد تغییرات درآمد را نشان می دهد. اگر مقدار کششی درآمدی بزرگتر از صفر باشد، کالا عادی و اگر کوچکتر از صفر باشد، کالا پست و در صورت صفر بودن آن، کالا مستقل از درآمد است، یعنی در هر سطح از درآمد تقاضا برای آن ضروری است. کالای عادی خود به دو دسته لوکس و ضروری تقسیم می‌شود که چنانچه کشش درآمدی بزرگتر از یک باشد، لوکس و در صورتی که بین صفر و یک باشد، کالا ضروری خواهد بود. (رضایی،۸۴، ۱۳۰)

**تبلیغات**

در مورد بیمه، تبلیغات می تواند مؤثر باشد، مثلاً در بیمه های مسئولیت مدنی به سبب ماهیت آن، بیمه‌گران ابتدا حق بیمه می‌گیرند تا خسارت حادثه احتمالی آینده را جبران کنند، یعنی اولاً وجه نقد برای خدمت آتی دریافت کرده‌اند و ثانیاً خدمت آتی آنان، خود نیز احتمالی و منوط به رخداد حادثه دلخراش و ناخوشایند برای بیمه‌گذار است. معمولاً افراد در ایران از چنین کالایی با این ویژگی‌ها، حتی اگر ضروری هم باشد، به راحتی استقبال نمی‌کنند و علت آن ریشه در فرهنگ دارد. مثلا اعتقاد به قضا و قدر و قسمت به عنوان یک عامل فرهنگی بیانگر این مطلب است و یا این که عامه مردم ایران وقوع حادثه‌های دلخراش و ناخوشایند را بیشتر برای دیگران تصور می‌کنند و از تصور چنین حوادثی برای خود دوری می‌کنند. با توجه به چنین وضعیتی تبلیغات (غالباً آن هم به روش اطلاعاتی) اهمیت ویژه‌ای دارد و می‌تواند به راحتی به افزایش تقاضای بیمه های مسئولیت منجر شود. با این حال هیچ‌گاه در ایران تبلیغات به صورت گسترده و پیوسته، به طوری که آمار مدونی برای آن وجود داشته باشد، صورت نگرفته است ولی یک عامل خودجوش و یک نوع تبلیغ وسیع و پیوسته در ماهیت خود کالا مستتر است که از اهمیت زیادی برخوردار است. بیمه های مسئولیت مدنی از لحاظ ماهیت به گونه‌ای است که مصرف‌کننده

www.SID.ir

ایرانی در ابتدا از خرید آن دوری می‌کند. اما بعد از خرید آن و دریافت خسارت، دامنه تبلیغات وسیع آن ظاهر می‌شود. بنابراین خسارت‌های پرداختی توسط شرکت‌های بیمه می‌تواند به عنوان نوعی تبلیغات آن هم از نوع اطلاعاتی، بر تقاضای بیمه های مسئولیت اثر بگذارد.

**تأثیر تورم**

نرخ تورم از متغیرهای کلان اقتصادی مهم در تصمیم گیری ها و سیاستگذاری هاست و می‌تواند همه‌ی عوامل اقتصادی را متأثر سازد و هرگونه بررسی در مسائل اقتصادی بدون در نظر گرفتن آثار تورم ناقص است. تورم اثر عمده‌ای در معاملات بیمه ای بر جای می‌گذارد و شرکت های بیمه در برنامه‌ریزی‌های دراز مدت سرمایه گذاری باید به افزایش ناگهانی تورم توجه داشته باشند زیرا سیاست‌های دولتها در مقابله با بیکاری که عامل پر خطرتر از تورم مالی است ممکن است به رشد ناگهانی تورم منتهی شود. (کریمی،۸۳، ۱۲۹و ۱۴۹)

## معرفی مدل برازش شده

فرم تبعی مدل مورد استفاده در این تحقیق به منظور بررسی عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های مسئولیت به صورت زیر است:

$$PREM = f(INCOME, INF, LOSS)$$

که بیان می‌کند که متغیر وابسته حق بیمه‌های دریافتی سرانه بیمه های مسئولیت (PREM) به عنوان جانشین مقدار تقاضای بیمه مسئولیت[۱]، تابعی است از:

INCOME: درآمد ملی سرانه (ریال)

INF: تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده)

LOSS: خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت (ریال)

داده‌های مورد استفاده به صورت سری زمانی سالانه برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۶ می‌باشد. آمار متغیرهای INCOME وINF بر اساس داده‌های بانک مرکزی ایران و داده‌های متغیرهای PREM و LOSS از طریق بیمه مرکزی ایران تهیه شده است.

از آنجا که فرم لگاریتمی داده‌ها به منظور تخمین مناسب تر هستند و ضرایب بدست آمده از فرم لگاریتمی به صورت کشش تفسیر می‌گردد در این تحقیق از تمامی متغیرهای مدل به جز تورم (چون که به صورت نرخ رشد می‌باشد و لگاریتم گیری از این متغیر منطقی نمی‌باشد) لگاریتم گرفته شده است که

[۱] با توجه به تنوع بیمه ها نمی توان از تعداد قراردادهای بیمه استفاده کرد لذا از این متغیر به عنوان جانشین استفاده شده است.

www.SID.ir

حرف L قبل از متغیرها نشان دهنده گرفتن لگاریتم از آن متغیر است.

## تخمین الگوی پویا و بررسی وجود هم‌جمعی

برآورد ضرائب به روش انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک سر و کار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش پویایی کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند. زیرا برآوردهای حاصل از آن بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آمارهای آزمون معمول بی‌اعتبار خواهد بود.[۱] به‌همین دلیل استفاده از الگوهائی که پویائی‌های کوتاه مدت را در نظر گرفته و برآورد دقیق‌تری از ضرائب مدل ارائه می‌دهند، مناسب‌تر می‌باشد. بنابراین در اینجا به منظور برآورد مدل از الگوی خود توضیح با وقفه گسترده[۲] یا ARDL استفاده شده است، که دارای ویژگی‌های زیر می‌باشد:

۱- استفاده از روش هایی مانند روش یوهانسن- جوسیلیوس و روش انگل مستلزم آن است که تمامی متغیرها انباشته از مرتبه یک یا I(1) باشند. اما در این روش متغیرها می‌توانند از هر درجه‌ای انباشته باشند. (به عبارت دیگر، نیازی در این روش نیازی به آزمون ریشه واحد بر روی متغیرها نیست.)

۲- با استفاده از این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دو دوره کوتاه مدت و بلند مدت مورد بررسی قرار داد.

الگوی تقاضای بیمه مسئولیت در فرم پویای آن به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$LPREM_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{P} \alpha_{1j} LPREM_{tj} + \sum_{j=0}^{q1} \beta_{1j} LICOME_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \beta_{2j} \inf_{t-j} + \sum_{j=0}^{q3} \beta_{3j} LLOSS_{t-j} + \in_t$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین(SBC)، حنان- کوئین(HQC) و یا $R^2$ مشخص کرد. نرم افزار میکروفیت (Microfit) این امکان را فراهم آورده است تا بتوان یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده را برآورد کرد. نرم افزار مذکور در مرحله اول رابطه بالا را به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر m ،p= 0, 1, 2, …, m و g= 0, 1, 2, …, m ،i=1, 2, …,k یعنی به تعداد (m+1)k+1 بار برآورد می‌کند. حداکثر تعداد وقفه‌ها (m) را پژوهشگر تعیین می‌کند و برآورد در محدوده زمانی t=m+1 تا t=n صورت می‌گیرد. سپس، در مرحله دوم به پژوهشگر این امکان داده می‌شود تا از بین (m+1)k+1 رگرسیون برآورد شده، یکی را با توجه به چهار ضابطه AIC،

---

[۱] نوفرستی، محمد."ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی" ۱۳۷۸.

[2] Auto Regressive Distributed Lag

www.SID.ir

SBC، HQC و یا $R^2$ انتخاب کند. در مرحله سوم، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت را بر اساس الگوی ARDL انتخاب شده، محاسبه می‌کند. این برنامه همچنین برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به الگوی ARDL انتخابی را نیز ارائه می‌نماید.

ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شوند:

$$\hat{\theta}_{it} = \frac{\hat{\beta}_{io} + \hat{\beta}_{il} + \ldots + \hat{\beta}_{iq}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_1 - \ldots - \hat{\alpha}_p}$$

با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه، ضابطه شوارز-بیزین(SBC) را ملاک عمل قرار می‌دهیم. زیرا این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند و طول دوره مورد بررسی را حداکثر می‌نماید. مدل بهینه با استفاده از نرم‌افزارMicrofit4 و براساس این معیار به صورت ARDL(2,3,0,0) بدست آمد و نتایج مربوط به الگوی پویا در جدول ۵-۱ ارائه شده است. همانطور مشاهده می‌شود، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ۹۹٪، نشان دهنده قدرت بالای توضیح دهندگی مدل است. به منظور بررسی صحت مدل از لحاظ مشکلات اقتصادسنجی از آزمونهای آسیب شناسی استفاده شده است. بر اساس آزمون ضریب لاگرانژ و آزمون F فرضیه صفر یعنی عدم وجود خودهمبستگی در تخمین صورت گرفته، تأیید می‌شود. همچنین نتایج آزمون واریانس ناهمسانی حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی تأیید می‌شود. نتایج آزمون مربوط به استفاده از فرم تبعی صحیح در تصریح مدل نیز در سطح ۵٪، درست بودن فرم تبعی مدل را تأیید می‌کند.

**جدول ۵-۱: نتایج مربوط به الگوی پویا**

ARDL(۲،۳،۰،۰)

| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | T- Ratio | سطح احتمال |
|---|---|---|---|---|
| C | -۱۵/۷۸۲۶ | ۳/۲۸٦٤ | -٤/۸۰۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| LPREM(-۱) | ۰/۵۹۲۴۱ | ۰/۱۸۷۹۵ | ۳/۱۵۲۰ | ۰/۰۰۶ |
| LPREM(-۲) | -۰/۴۴۳۹۶ | ۰/۱۳۵۸۰ | -۳/۲۶۹۱ | ۰/۰۰۳ |
| LINCOME | ۰/۲۰۶۸۱ | ۰/۴۰۴۳۹ | ۰/۵۱۱۴۱ | ۰/۶۱۵ |
| LINCOME(-۱) | -۰/۱۷۰۵۸ | ۰/۵۹۳۹۹ | -۰/۲۸۷۱۸ | ۰/۷۷۷ |
| LINCOME(-۲) | ۰/۴۵۷۹۴ | ۰/۴۸۸۲۱ | ۰/۹۳۸۰۱ | ۰/۳۶۱ |
| LINCOME(-۳) | ۰/۸۷۲۷۷ | ۰/۴۱۰۰۶ | ۲/۱۲۸۴ | ۰/۰۴۷ |
| INF | -۰/۰۰۱۴۸۷۲ | ۰/۰۰۱۰۶۴۹ | -۱/۳۹۶۶ | ۰/۱۸۰ |
| LLOSS | ۰/۲۱۲۶۹ | ۰/۰۸۲۴۲۴ | ۲/۵۸۰۴ | ۰/۰۱۹ |
| $R^2$=۰/۹۹۸۸۲ | $\bar{R}^2$=۰/۹۹۸۳۰ | F=۱۹۰۹/۶ | D-W=۲،۴۸۷۱ | |

| | | |
|---|---|---|
| A: Serial correlation | CHSQ(۱)= ۳،۸۸۰۱[۰،۰۴۹] | F(۱،۱۷)=۲،۸۵۳۰[۰،۱۰۹] |
| B: Functional form | CHSQ(۱)= ۰،۳۵۸۸۱[۰،۵۴۹] | F(۱،۱۷)= ۰،۲۲۸۹۶[۰،۶۳۸] |
| C: Normality | CHSQ(۲)= ۰،۸۷۵۲۰[۰،۶۴۶] | Not applicable |
| D: Heteroscedasticity | CHSQ(۱)=۱،۳۸۹۷[۰،۲۳۸] | F(۱،۲۵)=۱،۳۵۶۶[۰،۲۵۵] |

منبع: یافته های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

در ادامه برای بررسی خوبی برازش الگوی پویا، از آزمون تشخیص[1] استفاده شده است که نتایج آن بیانگر عدم وجود خود همبستگی، شکل تبعی مناسب، عدم وجود نا همسانی واریانس و نرمال بودن جملات اخلال می باشد. نتایج این آزمون در جدول ۵-۲ ارائه شده است:

**جدول ۵-۲: نتایج آزمون های تشخیص**

| | | |
|---|---|---|
| A: Serial correlation | CHSQ(۱)= ۳,۸۸۰۱[۰,۰۴۹] | F(۱،۱۷)=۲,۸۵۳۰[۰,۱۰۹] |
| B: Functional form | CHSQ(۱)= ۰,۳۵۸۸۱[۰,۵۴۹] | F(۱،۱۷)= ۰,۲۲۸۹۶[۰,۶۳۸] |
| C: Normality | CHSQ(۲)= ۰,۸۷۵۲۰[۰,۶۴۶] | Not applicable |
| D: Heteroscedasticity | CHSQ(۱)=۱,۳۸۹۷[۰,۲۳۸] | F(۱،۲۵)=۱,۳۵۶۶[۰,۲۵۵] |

منبع: یافته های تحقیق

به منظور بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت در بین متغیرها، از آزمون همجمعی استفاده می‌کنیم. شرط این که متغیرها همجمع باشند این است که مجموع ضرایب مقادیر با وقفه متغیر وابسته که به عنوان متغیر توضیحی در سمت راست مدل ظاهر می‌شوند باید کوچکتر از یک باشد. برای بررسی این شرط، آزمون زیر را انجام می‌دهیم:

$$H_0: \sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1 \geq 0$$
$$H_1: \sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1 < 0$$

با توجه به این که در تخمین ما، متغیر وابسته دارای دو وقفه می‌باشد(p=2). بنابراین، فرضیه فوق برای مدل ما به صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_0: (\alpha_1 + \alpha_2) - 1 \geq 0$$
$$H_1: (\alpha_1 + \alpha_2) - 1 < 0$$

برای آزمون این فرضیه کافی است، تفاضل عدد یک را از مجموع ضرائب با وقفه متغیر وابسته محاسبه کرده و بر مجموع انحراف معیار ضرائب مذکور تقسیم شود. اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مسترز(۱۹۹۲) بزرگتر باشد، فرضیه صفر را رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت پذیرفته می شود. آماره محاسباتی به صورت زیر بدست می‌آید:

$$t = \frac{(\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2) - 1}{s_{\hat{\alpha}_1} + s_{\hat{\alpha}_2}} = \frac{(0.59 - 0.44) - 1}{0.18 + 0.13} = -2.77$$

[1] Diagnotic tests

www.SID.ir

از آنجایی که قدر مطلق آماره محاسباتی (۲,۷۷)، از قدر مطلق مقادیر بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵٪ که برابر (۳,۸۲ ) است، کوچکتر است فرضیه صفر رد نمی شود و لذا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید نمی‌شود.

در روش دوم که توسط هاشم پسران(۱۹۹۶)ارائه شده است وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی بوسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌گیرد. نکته مهم آنست که توزیع F مذکور غیر استاندارد می باشد. پسران مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و اینکه مدل شامل عرض مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کرد. آنها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمامی متغیرها مانا $I(0)$ می‌باشند، و دیگری بر این اساس که همگی نامانا $I(1)$ (با یکبار تفاضل گیری مانا شده) هستند. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالائی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و اگر پائین تر از محدوده پائینی قرار گیرد، فرضیه مذکور پذیرفته می شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نمی توان بدون درجه جمع شدگی[1] متغیرها حکم قطعی داد و انجام آزمونهای پایائی برای متغیرها باید انجام شود.

به منظور انجام این آزمون از الگوی تصحیح خطا به صورت زیر استفاده می‌گردد.

$$\Delta LPREM_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{2} \alpha_{1j} \Delta LPREM_{t-j} + \sum_{j=0}^{2} \beta_{1j} \Delta LINCOME_{t-j}$$
$$+ \beta_{2j} \Delta INF_{t-j} + \beta_{3j} \Delta LLOSS_{t-j} + \delta_1 LPREM_{t-1}$$
$$+ \delta_2 LINCOME_{t-1} + \delta_3 INF_{t-1} + \delta 4 LLOSS_{t-1} + \in_t$$

فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها عبارت است از:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_{31} = \delta_4 = 0$$
$$H_1 : \delta_1 \neq 0, \delta_{21} \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0$$

[1] Integratedness Degree

www.SID.ir

**جدول۵-۳ : نتایج مربوط به آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل**

| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | T- Ratio | سطح احتمال |
|---|---|---|---|---|
| C | -۰/۲۴۵۶۸۱ | ۴/۵۲۲۵ | -۵/۴۳۲۴ | ۰/۰۰۰ |
| DLINSURE(-۱) | ۰/۵۳۲۶۳ | ۰/۱۷۵۵۸ | ۳/۰۳۳۶ | ۰/۰۰۹ |
| DLINSURE(-۲) | ۰/۰۲۰۱۵۷ | ۰/۱۵۷۸۶ | ۰/۱۲۷۶۹ | ۰/۹۰۰ |
| LINCOME(-۱) | -۱/۹۶۳۵ | ۰/۵۳۶۴۹ | -۳/۶۵۹۹ | ۰/۰۰۳ |
| LINCOME(-۲) | -۱/۳۷۰۳ | ۰/۴۶۶۴۸ | -۲/۹۳۷۵ | ۰/۰۱۱ |
| LINCOME(-۳) | -۱/۲۰۹۲ | ۰/۳۹۴۴۱ | -۳/۰۶۵۸ | ۰/۰۰۸ |
| DINF | ۰/۰۰۱۲۳۱۸ | ۰/۰۰۵۱۶۷۶ | ۰/۲۳۸۳۶ | ۰/۸۱۵ |
| DLLOSS | ۰/۲۲۲۹۹ | ۰/۰۷۲۸۹۷ | ۳/۰۵۹۰ | ۰/۰۰۸ |
| LINSURE(-۱) | -۱/۱۹۳۸ | ۰/۲۵۷۴۰ | -۴/۶۳۷۸ | ۰/۰۰۰ |
| LINCOME(-۱) | ۲/۱۱۵۰ | ۰/۳۸۰۰۲ | ۵/۵۶۵۵ | ۰/۰۰۰ |
| INF(-۱) | -۰/۰۰۳۷۰۶۱ | ۰/۰۰۱۸۶۴۴ | -۱/۹۸۷۸ | ۰/۰۶۷ |
| LLOSS(-۱) | ۰/۲۶۲۶۲ | ۰/۱۱۱۲۳ | ۲/۳۶۱۱ | ۰/۰۳۳ |
| F=۹/۷۳۷۸ | | | | |

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۵-۳، از آنجا که آماره F آزمون که برابر با ۹,۷۳ است از حد بالای آماره جدول در سطح ۵٪ ( که برابراست با ۴,۳۷ ) بیشتر می باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی و رابطه بلند مدت بین متغیرها رد می‌شود و از آنجا که این آزمون نسبت به آزمون اول از درجه اعتبار بیشتری برخوردار است در کل می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مدل همجمعی و رابطه بلند مدت وجود دارد.

**جدول۵-۴: نتایج ضرایب بلندمدت مدل**

| ARDL(۲،۳،۰،۰) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | T- Ratio | سطح احتمال |
| C | -۱۸/۵۳۴۰ | ۳/۵۵۰۱ | -۵/۲۲۰۷ | ۰/۰۰۰ |
| LINCOME | ۱/۶۰۵۲ | ۰/۲۷۳۲۶ | ۵/۸۷۴۴ | ۰/۰۰۰ |
| INF | -۰/۰۰۱۷۴۶۴ | ۰/۰۰۱۳۴۲۷ | -۱/۳۰۰۷ | ۰/۲۱۰ |
| LLOSS | ۰/۲۴۹۷۷ | ۰/۰۶۹۴۷۱ | ۳/۵۹۵۳ | ۰/۰۰۲ |

منبع: یافته های تحقیق

**تفسیر نتایج ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل**

نتایج ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل در جدول ۵- ۴ ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌گردد به جز متغیر تورم ضرایب تمامی متغیرها معنی دار است و علامت تمامی ضرایب منطبق بر مبانی نظری و مطالعات تجربی می باشد. در بلند مدت متغیرهای درآمد ملی سرانه و خسارت پرداختی سرانه بیمه های

www.SID.ir

مسئولیت با تقاضای بیمه های مسئولیت رابطه مثبت و متغیر نرخ تورم با تقاضای بیمه های مسئولیت رابطه منفی دارد وعلامت تمامی ضرایب منطبق بر مبانی نظری و مطالعات تجربی می باشد.

تفسیر ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل به صورت زیر است:

– کشش تقاضای بیمه های مسئولیت نسبت به درآمد ملی سرانه ۱/۶می باشد و نشان می‌دهد یک درصد تغییر در متغیر درآمد ملی سرانه، تقاضای بیمه های مسئولیت را به میزان ۱/۶درصد تغییر خواهد داد. مثبت بودن این ضریب نمایانگر با کشش بودن تقاضای بیمه های مسئولیت و به بیانی کالای لوکس بودن بیمه های مسئولیت می‌باشد.این مطلب بیان می کند که علیرغم اهمیت بیمه، این نوع بیمه در جامعه هنوز یک ضرورت نیست در حالی که می تواند گستره وسیعی از فعالیتهای جامعه را تحت پوشش قرار دهد.

– کشش تقاضای بیمه های مسئولیت نسبت به تورم ۰/۰۰۱۷– می باشد، به این مفهوم که بین نرخ تورم و تقاضای بیمه های مسئولیت رابطه منفی وجود دارد که البته از نظر آماری معنادار نیست. انتظار بر این است که در صورت افزایش نرخ تورم، فعالان اقتصادی بیشتر تمایل به پوشش ریسک و مخاطره داشته باشند و باید رابطه مثبت بین تقاضای بیمه و نرخ تورم مشاهده شود.

– کشش تقاضای بیمه های مسئولیت نسبت به خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت ۰/۲۴می باشد و نشان می‌دهد یک درصد تغییر در متغیر خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت، حق بیمه دریافتی سرانه بیمه های مسئولیت را به میزان ۰/۲۴ درصد تغییر خواهد داد. مثبت بودن این ضریب نشان دهنده این است که فرضیه مثبت بودن رابطه تقاضای بیمه های مسئولیت با خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت پذیرفته شده است.برداخت خسارت بیشتر می تواند بهترین تبلیغ برای فعالیت بیمه باشد. با توجه به ضریب برآورد شده می توان چنین استنباط کرد که با پرداخت خسارت بیشتر می توان با حق بیمه دریافتی بالنسبه بالاتری (و افزایش تقاضای بیمه) روبرو شد.در واقع با این روش، گسترده تر شدن بیمه گزاران مورد انتظار است که در سودآوری فعالیت های بیمه ای بسیار مهم می باشد.

**جدول ۵-۵: نتایج مدل تصحیح خطا**

| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | T- Ratio | سطح احتمال |
|---|---|---|---|---|
| dc | -۱۵/۷۸۲۶ | ۳/۲۸۶۴ | -۴/۸۰۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| dLPREM۱ | ۰/۴۴۳۹۶ | ۰/۱۳۵۸۰ | ۳/۲۶۹۱ | ۰/۰۰۴ |
| dLINCOME | ۰/۲۰۶۸۱ | ۰/۴۰۴۳۹ | ۰/۵۱۱۴۱ | ۰/۶۱۵ |
| dLINCOME۱ | -۱/۳۳۰۷ | ۰/۴۰۸۱۴ | -۳/۲۶۰۵ | ۰/۰۰۴ |
| dLINCOME۲ | -۰/۸۷۲۷۷ | ۰/۴۱۰۰۶ | -۲/۱۲۸۴ | ۰/۰۴۷ |
| dINF | -۰/۰۰۱۴۸۷۲ | ۰/۰۰۱۰۶۴۹ | -۱/۳۹۶۶ | ۰/۱۷۹ |
| dLLOSS | ۰/۲۱۲۶۹ | ۰/۰۸۲۴۲۴ | ۲/۵۸۰۴ | ۰/۰۱۸ |
| ecm(-۱) | -۰/۸۵۱۵۵ | ۰/۱۵۹۲۵ | -۵/۳۴۷۲ | ۰/۰۰۰ |
| | $R^2$=۰/۷۷۱۱۲ | $\bar{R}^2$=۰/۶۶۹۴۰ | D-W=۲,۴۸۷۱ | |

منبع: یافته های تحقیق

www.SID.ir

### تفسیر نتایج الگوی تصحیح خطا

برای آنکه نوسانات کوتاه مدت متغیرها، به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط داده شود، باید از الگوی تصحیح خطا یا ECM استفاده کرد. نرم‌افزار Microfit امکان استفاده از این الگو را نیز پس از استخراج الگوی بلندمدت تعادلی فراهم می‌کند. این مدلها در واقع نوعی از مدلهای تعدیل جزئی اند که در آنها با وارد نمودن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه گیری می شوند. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای مدل تقاضای بیمه های مسئولیت در ایران در جدول ۵-۵آمده است. ضریب متغیر ecm(-1)، مقدار با وقفه باقیمانده‌های مدل بلندمدت میباشد. ضریب تصحیح خطا، در صورتیکه با علامت منفی ظاهر گردد که انتظار می رود چنین باشد نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. ضریب تصحیح خطا در این مدل، ۰/۸۵- می‌باشد که نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۸۵از عدم تعادل بین کوتاه مدت و بلندمدت، تعدیل می‌شود.

## نتیجه گیری و پیشنهادات

نتایج حاصل از انجام تحقیق و پیشنهادات منطبق با مطالعات پیشین و مدل برآورد شده، به شرح ذیل ارائه می شود:

۱- شرکت‌های بیمه می‌توانند با افزایش خسارتهای پرداختی، مردم و شرکتها را به خرید بیمه تشویق نمایند چرا که نتایج پژوهش نشان می‌دهد که رابطه معنی‌دار و مثبتی بین این دو عامل وجود دارد. باید با تبلیغ بیشتر و فراگیر شدن این نوع بیمه، خرید این کالا(خدمت) یک ضرورت در جامعه باشد در حالی که مطابق با نتیجه تحقیق، این نوع بیمه، یک کالای لوکس است.

۲- چون تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی وابسته به سیاستهای دولت می‌باشد، بنابراین لازم است دولت اقداماتی را اتخاذ نماید تا بستر لازم برای رشد بیمه‌های مسئولیت فراهم گردد. با توجه به اینکه علاوه بر عوامل اقتصادی، عوامل فرهنگی، اجتماعی، سیاسی و حتی مذهبی در تقاضای بیمه موثر می‌باشند، بنابراین برای افزایش تقاضا برای بیمه‌های مسئولیت باید با به کار بردن روش های تبلیغاتی مختلف از رسانه‌های گروهی مخصوصاً رادیو و تلویزیون و ارائه فواید و مزایای بیمه به مردم و جامعه، ارائه تسهیلات ویژه برای بیمه شوندگان، بیمه را در میان مردم اشاعه دهیم تا زمینه افزایش تقاضا برای بیمه‌های مسئولیت فراهم شود.

Archive of SID

www.SID.ir

## منابع


۱. اداره بررسی های آماری بیمه مرکزی ایران، گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، سال های مختلف.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی ایران، اداره حسا ب های اقتصادی، سال های مختلف.

۳. تشکینی، احمد، اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit، ۱۳۸۴، تهران، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.

۴. خانی قریه گپی، نوشین، تخمین تابع تقاضای بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان، ۱۳۸۸، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

۵. دیون، ژرژ – هرینگتون، اسکات ای، مجموعه مباحثی پیرامون اقتصاد بیمه، ۱۳۸۴، ترجمه دکتر عبدالناصر همتی و دکتر علی دهقانی، چاپ اول، تهران، پژوهشکده بیمه مرکزی ایران.

۶. رضایی، مجید، برآورد تابع تقاضای بیمه آتش‌سوزی، ۱۳۸۴، ، شماره۱، سال ۲۰، صنعت بیمه.

۷. سایت مرکز آمار ایران(www.sci.org.ir)، لینک حسابهای ملی ایران و حسابهای منطقه ای.

۸. سایت بیمه مرکزی ایران (www.centinsur.ir)، لینک گزارش های آماری صنعت بیمه.

۹. کریمی، آیت، کلیات بیمه،۱۳۸۳، چاپ اول تهران، بیمه مرکزی ایران.

۱۰. نوفرستی، محمد، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، ۱۳۷۸، تهران، موسسه فرهنگی رسا، چاپ اول.

1. Alarie, Y., Dionne, G. And Eeckhoudt, L. (1990), "Increase in Risk and Demon for insurance "in G, Dionne(ed.), Contributions to insurance Economics, Kluwer Academic Publishers, in press.

2. Beenstock, Michael, Greey Dicknson and Sajay Khajuria (1988) The Relationship Between Property-Liability Insurance Premium and Income; An International Analysis, Journal of Risk and Insurance

3. Boyer, M. And Dionne, g.(1983),"Variations in the Probability and Magnitude of loss: Their Impact on Risk", Canadian Journal of Economics, 16,411-419.

4. Briys, E. (1988), "On the Theory of Rational Insurance Purchasing in acontinuous Time Model", Geneva Papers on Risk and Insurance, 13,165-177.


Archive of SID

www.SID.ir

5. Briys, E., Dionne, G. And Eeckoudt, L. (1989). "More on Insurance as a Giffen Good", Journal of risk and Uncertainty, 2,420-425.

6. Chang, Y.M, And Ehrlich, I (1985). "Insurance, Protection from Risk and Risk bearing", Canadian Journal of Economics, 18,574-587.

7. Doherty,N. And Schlesinger, H. (1990), "Rational Insurance Purchasing: Considerations of Contract Non-performance", Quarterly Journal of Economics,105,243-253.

8. Dreze, J (1981), "INFERRING Risk Tolerance from Deductibles in Insurance Contracts", Geneva Papers On Risk and Insurance, 20,48-52.

9. Ehrlich, J. And Becker, G. (1972), "Market Insurance, Self Insurance and Self Protection". Journal of Political Economy, 80,623-684.

10. Hoy, M. And Robson, R.J. (1981), "Insurance as a Giffen Good", Economics Letters,8,47-51.

11. Karni, E. (1985), Decision Making Under Uncertainty, Cambridge, Mass. Harvard University Press.

12. Kihlstrom,R.E.,Romer, D. And Williams, S. (1981), "Risk aversion with Random Initial Wealth", Econometrica, 49,911-920.

13. Mayers, D. And Smith, C.W. (1983), "the interdependence of Individual Portfolio Decrisions and the Demand for Insurance", Journal of Political Economy, 91,304-311.

14. Merton, R.C. (1971), "Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model", Journal of Economic Theory, 3,373-413.

15. Mossin, J. (1968), "Aspects of Rational Insurance Purchasing", Journal of Political Economy, 79,553-568.

16. Pratt, J.W. (1964), "Risk Aversion in the Small and in the Large", Econometrica,32,122-136.

17. Sandmo, A. (1969), "Capital risk, Consumption and Portfolio Choice", Econometrica, 37,568-599

Archive of SID

www.SID.ir