

## برآورد تابع تقاضای بیمه های مسئولیت در ایران

محمد رضا میرزایی نژاد<sup>۱</sup>  
محسن فتحی<sup>۲</sup>

### چکیده

در این تحقیق، تابع تقاضای بیمه های مسئولیت در ایران برآورد شده است و میزان اهمیت و تأثیر گذاری 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 معنی داری 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.

واژگان کلیدی: بیمه مسئولیت مدنی، تقاضای بیمه، روش ARDL

طبقه بندی Jel: G۲۲، D۰۰، C۲۳

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

## 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. در نتیجه 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 فعالیت های 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 بیمه های 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. بیمه های 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

۳..... فصلنامه علوم اقتصادی (سال سوم، شماره ۱۰، بهار ۱۳۸۹)

کارفرماست. به همین منظور وجود بیمه ای 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 آنها بر تقاضای بیمه ارزیابی شود.

#### ۱. 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<sup>۱</sup> 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.

#### ۲. 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.

---

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

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

$$\text{Perim} = F(\text{price}, \text{income}, \text{loss}, \text{Quantity})$$

متغیر  $\text{Perim}$ : حق بیمه های دریافتی توسط شرکت های بیمه در بخش بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶.

متغیر  $\text{price}$ : نرخ حق بیمه مسئولیت مدنی حرفه ای پزشکان.

متغیر  $\text{income}$ : درآمد ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶.

متغیر  $\text{loss}$ : خسارت های پرداختی توسط شرکت های بیمه در بخش بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶.

متغیر  $\text{Quantity}$ : 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 متغیرها، 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 درنهایت خسارت پرداختی، بر تقاضای بیمه اثر می گذارند. با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل، فروض مربوط به مثبت بودن رابطه تقاضای بیمه مسئولیت حرفه ای پزشکان با متغیرهای 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 ( $0.44321 < 0$ )، 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<sup>۱</sup>، دیکنسون<sup>۲</sup> و خاجوریا<sup>۳</sup> (۱۹۸۸): در مقاله ای رابطه حق بیمه ی بیمه مسئولیت و درآمد را برای ۵۰ کشور در حال توسعه و توسعه یافته مورد مطالعه قرار دادند و به الگوی زیر رسیدند:

---

۱. Beenstock  
۲. Dickinson  
۳. Khajuria

$$Lq = -7/31 + 1/341 L \text{ G.D.P}$$

$$R^2 = 0.918 \quad (22/21) \quad (-14/3)$$

$q =$  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 بیمه ی بیمه مسئولیت و تولید ناخالص داخلی مثبت و دارای کشش درآمدی بزرگتر از واحد است.

### ۳. مبانی نظری تقاضای بیمه :

تقاضای یک کالا، مقادیری از آن کالا است 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 ها ی اقتصادی، بیمه به عنوان انتخاب پورتفوی مطرح است که مخاطره خرید 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.

#### (۱) درآمد

یکی از متغیرهایی که بر مقدار تقاضای هر کالا یا خدمت، می تواند 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 می کند. در این تحقیق از درآمد ملی سرانه به عنوان جانشینی برای متغیر درآمد استفاده شده است. تغییر در درآمد به واسطه تغییر بر اساس نوع کالا می تواند هم جهت و یا خلاف جهت تغییرات درآمد باشد. کشش درآمدی، می تواند 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)

## ۲) تبلیغات

در مورد بیمه، تبلیغات می‌تواند مؤثر باشد، مثلاً در بیمه‌های 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. مثلاً 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 بیمه‌های 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. بیمه‌های مسئولیت مدنی از لحاظ ماهیت به گونه‌ای است که مصرف‌کننده 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 بیمه‌های مسئولیت اثر بگذارد.

## ۳) تأثیر تورم

نرخ تورم از متغیرهای کلان اقتصادی مهم در تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری‌هاست 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 بیمه‌ای بر جای می‌گذارد و شرکت‌های بیمه در برنامه‌ریزی‌های دراز مدت سرمایه

۷..... فصلنامه علوم اقتصادی (سال سوم، شماره ۱۰، بهار ۱۳۸۹)

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، ۱۲۹ و ۱۴۹)

#### ۴. معرفی مدل برازش شده:

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

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

که بیان می کند که متغیر وابسته حق بیمه های دریافتی سرانه بیمه های مسئولیت (PREM) به عنوان جانشین مقدار تقاضای بیمه مسئولیت<sup>۱</sup>، تابعی است از:

INCOME: درآمد ملی سرانه (ریال)

INF: تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده)

LOSS: خسارت پرداختی سرانه بیمه های مسئولیت (ریال)

داده های مورد استفاده به صورت سری زمانی سالانه برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۶ می باشد. آمار متغیرهای INCOME و INF بر اساس داده های بانک مرکزی ایران و داده های متغیرهای PREM و LOSS از طریق بیمه مرکزی ایران تهیه شده است.

از آنجا که فرم لگاریتمی داده ها به منظور تخمین مناسب تر هستند و ضرایب بدست آمده از فرم لگاریتمی به صورت کشش تفسیر می گردد در این تحقیق از تمامی متغیرهای مدل به جز تورم (چون که به صورت نرخ رشد می باشد و لگاریتم گیری از این متغیر منطقی نمی باشد) لگاریتم گرفته شده است که حرف L قبل از متغیرها نشان دهنده گرفتن لگاریتم از آن متغیر است.

#### ۵. تخمین الگوی پویا و بررسی وجود همجمعی

---

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.

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 بی اعتبار خواهد بود.<sup>۱</sup> به همین دلیل استفاده از الگوهائی که پویائی‌های کوتاه مدت را در نظر گرفته و برآورد دقیق تری از ضرائب مدل ارائه می‌دهند، مناسب تر می‌باشد. بنابراین در اینجا به منظور برآورد مدل از الگوی خود توضیح با وقفه گسترده<sup>۲</sup> یا ARDL استفاده شده است، که دارای ویژگی‌های زیر می‌باشد:

۱- استفاده از روشهایی 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:

$$LPREM_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} LPREM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q1} \beta_{1j} LINCOME_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \beta_{2j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{q3} \beta_{3j} LLOSS_{t-j} + \epsilon_t$$

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  $\bar{R}^2$  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  $p=0, 1, 2$ ،  $m=0, 1, 2$  و  $kkk=1, 2$  یعنی به تعداد  $(m+1)k+1$  بار برآورد می‌کند. حداکثر

۲. نوفرستی، محمد. "ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی" ۱۳۷۸.

۱. Auto Regressive Distributed Lag.



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  $AIC$ ،  $SBC$ ،  $HQC$  و یا  $\bar{R}^2$  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:

$$\hat{\theta}_{it} = \frac{\hat{\beta}_i + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_p}$$

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 نرم-افزار  $Microfit$  و براساس این معیار به صورت  $ARDL(2,3,0,0)$  بدست آمد و نتایج مربوط به الگوی پویا در جدول ۱-۵ 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 لاگرائز 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 ۱-۵: نتایج مربوط به الگوی پویا

| ARDL(۲,۳,۰,۰,۰)  |                         |                         |          |            |
|--|-------------------------|-------------------------|----------|------------|
| متغیرها  | ضرایب                   | انحراف معیار            | T- Ratio | سطح احتمال |
| C  | -۱۵/۸۸۲۶                | ۳/۲۸۶۴                  | -۴/۸۰۲۵  | ۰/۰۰۰      |
| LPREM(-۱)  | ۰/۵۹۲۴۱                 | ۰/۱۸۷۹۵                 | ۳/۱۵۲۰   | ۰/۰۰۶      |
| LPREM(-۲)  | -۰/۴۴۳۹۶                | ۰/۱۳۵۸۰                 | -۳/۲۶۹۱  | ۰/۰۰۴      |
| 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 <sup>۲</sup> =۰/۹۹۸۸۲    R <sup>۲</sup> =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

در ادامه برای بررسی خوبی برازش الگوی پویا، از آزمون تشخیص<sup>۱</sup> 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 می کنیم. 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 می شوند باید کوچکتر از یک باشد. برای بررسی این شرط، آزمون زیر را انجام می دهیم:

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

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

#### ۱. Diagnostic tests

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

$$H_0: (\alpha_1 + \alpha_2) - 1 \geq 0 \quad \text{به صورت زیر بیان می‌شود:}$$

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

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 مستر (۱۹۹۲) بزرگتر باشد، فرضیه صفر را رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت ژذیرفته می‌شود..

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

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 نمی‌شود 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 می‌باشد. پسران مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرورها 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 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 می‌شود. اگر هم

F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نمی توان بدون درجه جمع شدگی<sup>۱</sup> 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 می گردد

$$\begin{aligned} \Delta LPREM_t = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^2 \alpha_{1j} \Delta LPREM_{t-j} + \sum_{j=0}^2 \beta_{1j} \Delta LINCOME_{t-j} \\ & + \beta_{2j} \Delta INF_{t-j} + \beta_{3j} \Delta LLOSS_{t-j} + \delta_1 LPREM_{t-1} \\ & + \delta_2 LINCOME_{t-1} + \delta_3 INF_{t-1} + \delta_4 LLOSS_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned}$$

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

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

$$H_1: \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0$$

جدول ۳-۵: 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 برابر است با ۴.۳۷) بیشتر می باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی و رابطه بلند مدت بین متغیرها رد می شود و از آنجا که این آزمون نسبت به آزمون اول از درجه اعتبار بیشتری برخوردار است در کل می توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مدل همجمعی و رابطه بلند مدت وجود دارد.

جدول ۵-۴: نتایج ضرایب بلندمدت مدل مطالعات فرسنگی

| ARDL(۲،۳،۰،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    | ۰/۰۶۹۳۷۱     | ۳/۵۹۵۳   | ۰/۰۰۲      |

منبع: یافته های تحقیق

۵-۱) 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 می‌باشد. در بلند مدت متغیرهای درآمد ملی سرانه و خسارت پرداختی سرانه بیمه‌های مسئولیت با تقاضای بیمه‌های مسئولیت رابطه مثبت و متغیر نرخ تورم با تقاضای بیمه‌های مسئولیت رابطه منفی دارد و علامت تمامی ضرایب منطبق بر مبانی نظری و مطالعات تجربی می‌باشد.

تفسیر ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل به صورت زیر است:

- کسش تقاضای بیمه‌های مسئولیت نسبت به درآمد ملی سرانه  $1/6$  می‌باشد و نشان می‌دهد یک درصد تغییر در متغیر درآمد ملی سرانه، تقاضای بیمه‌های مسئولیت را به میزان  $1/6$  درصد تغییر خواهد داد. مثبت بودن این ضریب نمایانگر با کسش بودن تقاضای بیمه‌های مسئولیت و به بیانی کالای لوکس بودن بیمه‌های مسئولیت می‌باشد. این مطلب بیان می‌کند که علیرغم اهمیت بیمه، این نوع بیمه در جامعه هنوز یک ضرورت نیست در حالی که می‌تواند گستره وسیعی از فعالیتهای جامعه را تحت پوشش قرار دهد.

- کسش تقاضای بیمه‌های مسئولیت نسبت به تورم  $0/017$  می‌باشد، به این مفهوم که بین نرخ تورم و تقاضای بیمه‌های 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.

- کسش تقاضای بیمه‌های مسئولیت نسبت به خسارت پرداختی سرانه بیمه‌های مسئولیت  $0/24$  می‌باشد و نشان می‌دهد یک درصد تغییر در متغیر خسارت پرداختی سرانه بیمه‌های مسئولیت، حق بیمه دریافتی سرانه بیمه‌های مسئولیت را به میزان  $0/24$  درصد تغییر خواهد داد. مثبت بودن این ضریب نشان دهنده این است که فرضیه مثبت بودن رابطه تقاضای بیمه‌های مسئولیت با خسارت پرداختی سرانه بیمه‌های مسئولیت پذیرفته شده است. برداشت خسارت بیشتر می‌تواند بهترین تبلیغ برای فعالیت بیمه باشد. با توجه به ضریب برآورد شده می‌توان چنین استنباط کرد که با پرداخت خسارت بیشتر می‌توان 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      | /۰۰۰       |
| dLPREM <sup>۱</sup>   | ۰/۴۴۳۹۶    | ۰/۱۳۵۸۰             | ۳/۲۶۹۱       | /۰۰۴       |
| dLINCOME              | ۰/۶۰۶۸۱    | ۰/۴۰۴۳۹             | ۰/۵۱۱۴۱      | /۶۱۵       |
| dLINCOME <sup>۱</sup> | -۱/۳۳۰۷    | ۰/۴۰۸۱۴             | -۳/۲۶۰۵      | /۰۰۴       |
| dLINCOME <sup>۲</sup> | -۰/۸۷۲۷۷   | ۰/۴۱۰۰۶             | -۲/۱۲۸۴      | /۰۴۷       |
| dINF                  | -۰/۰۰۱۴۸۷۲ | ۰/۰۰۱۰۶۴۹           | -۱/۳۹۶۶      | /۱۷۹       |
| dLLOSS                | ۰/۲۱۲۶۹    | ۰/۰۸۲۴۲۴            | ۲/۵۸۰۴       | /۰۱۸       |
| ecm(-۱)               | -۰/۸۵۱۵۵   | ۰/۱۵۹۲۵             | -۵/۳۴۷۲      | /۰۰۰       |
| $R^2=۰/۷۷۱۱۲$         |            | $\bar{R}^2=۰/۶۶۹۴۰$ | $D.W=۲,۴۸۷۱$ |            |

منبع: یافته های تحقیق

#### ۲-۵) 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. نرم افزار Microfit امکان استفاده از این الگو را نیز پس از استخراج الگوی بلندمدت تعادلی فراهم می کند. 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 ۵-۵ آمده است. ضریب متغیر  $ecm(-۱)$ ، مقدار با وقفه باقیمانده های 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،  $-۰/۸۵$  می باشد که نشان می دهد در هر دوره  $۰/۸۵$  از عدم تعادل بین کوتاه مدت و بلندمدت، تعدیل می شود.

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- شرکت های بیمه می توانند با افزایش خسارتهای پرداختی، مردم و شرکتهای را به خرید بیمه تشویق نمایند چرا که نتایج پژوهش نشان می دهد که رابطه معنی دار 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 می باشد، بنابراین لازم است دولت اقداماتی را اتخاذ نماید تا بستر لازم برای رشد بیمه های مسئولیت فراهم گردد. با توجه به اینکه علاوه بر عوامل اقتصادی، عوامل فرهنگی، اجتماعی، سیاسی و حتی مذهبی در تقاضای بیمه موثر می باشند، بنابراین برای افزایش تقاضا برای بیمه های مسئولیت باید با به کار بردن روشهای تبلیغاتی مختلف از رسانه های 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 بیمه های مسئولیت فراهم شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

#### منابع و ماخذ

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 بهای اقتصادی، سالهای 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 آتش سوزی، ۱۳۸۴، شماره ۱، 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.

۱۱. Alarie, Y., Dionne, G. And Eeckhoudt, L. (۱۹۹۰), "Increase in Risk and Demon for insurance "in G, Dionne(ed.), Contributions to insurance Economics, Kluwer Academic Publishers, in press.
۱۲. Beenstock, Michael, Greey Dicknson and Sajay Khajuria (۱۹۸۸) The Relationship Between Property-Liability Insurance Premium and Income; An International Analysis, Journal of Risk and Insurance
۱۳. Boyer, M. And Dionne, g.(۱۹۸۳),"Variations in the Probability and Magnitude of loss: Their Impact on Risk", Canadian Journal of Economics, ۱۶,۴۱۱-۴۱۹.
۱۴. Briys, E. (۱۹۸۸), "On the Theory of Rational Insurance Purchasing in acontinuous Time Model", Geneva Papers on Risk and Insurance, ۱۳,۱۶۵-۱۷۷.
۱۵. Briys, E., Dionne, G. And Eeckoudt, L. (۱۹۸۹). "More on Insurance as a Giffen Good", Journal of risk and Uncertainty, ۲,۴۲۰-۴۲۵.
۱۶. Chang, Y.M, And Ehrlich, I (۱۹۸۵). "Insurance, Protection from Risk and Risk bearing", Canadian Journal of Economics, ۱۸,۵۷۴-۵۸۷.
۱۷. Doherty,N. And Schlesinger, H. (۱۹۹۰), "Rational Insurance Purchasing: Considerations of Contract Non-performance", Quarterly Journal of Economics, ۱۰۵,۲۴۳-۲۵۳.

۱۸. Dreze, J (۱۹۸۱), "INFERRING Risk Tolerance from Deductibles in Insurance Contracts", Geneva Papers On Risk and Insurance, ۲۰, ۴۸-۵۲.
۱۹. Ehrlich, J. And Becker, G. (۱۹۷۲), "Market Insurance, Self Insurance and Self Protection". Journal of Political Economy, ۸۰, ۶۲۳-۶۸۴.
۲۰. Hoy, M. And Robson, R.J. (۱۹۸۱), "Insurance as a Giffen Good", Economics Letters, ۸, ۴۷-۵۱.
۲۱. Karni, E. (۱۹۸۵), Decision Making Under Uncertainty, Cambridge, Mass. Harvard University Press.
۲۲. Kihlstrom, R.E., Romer, D. And Williams, S. (۱۹۸۱), "Risk aversion with Random Initial Wealth", Econometrica, ۴۹, ۹۱۱-۹۲۰.
۲۳. Mayers, D. And Smith, C.W. (۱۹۸۳), "the interdependence of Individual Portfolio Decisions and the Demand for Insurance", Journal of Political Economy, ۹۱, ۳۰۴-۳۱۱.
۲۴. Merton, R.C. (۱۹۷۱), "Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model", Journal of Economic Theory, ۳, ۳۷۳-۴۱۳.
۲۵. Mossin, J. (۱۹۶۸), "Aspects of Rational Insurance Purchasing", Journal of Political Economy, ۷۹, ۵۵۳-۵۶۸.
۲۶. Pratt, J.W. (۱۹۶۴), "Risk Aversion in the Small and in the Large" , Econometrica, ۳۲, ۱۲۲-۱۳۶.
۲۷. Sandmo, A. (۱۹۶۹), "Capital risk, Consumption and Portfolio Choice", Econometrica, ۳۷, ۵۶۸-۵۹۹.
۲۸. Schlesinger, H., (۱۹۸۱), "The Optimal Level of Deductibility in Insurance Contracts", Journal of Risk and Insurance, ۴۸, ۴۶۵-۴۸۱.

## Estimated of Liability Insurance Demand in Iran

Mohammad Reza Mirzaeinejad<sup>۱</sup>

Mohsen Fathi<sup>۲</sup>

### Abstract:

In this paper, demand liability insurance in Iran is estimated. Thus the importance and effect of variables such as national income per capita, Inflation rate and compensation liability insurance per capita, on demand of Liability insurance in Iran have been measured. Data is including all provinces and territories time period is ۱۳۸۶-۱۳۵۷ (۱۹۷۸-۲۰۰۷).

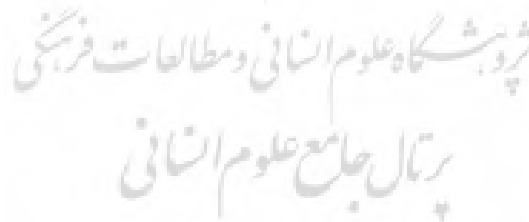
According to results the relationship between national income per capita and demand of liability insurance is positive and significant. With an increasing percentage of national income per capita, Liability insurance demand increasing  $1/6$  percent. This means that the liability insurance is luxury goods.

Also relationship between per capita compensation and Liability insurance demand is positive and significant. With an increasing percentage of per capita compensation, Liability insurance demand increasing  $0/24$  percent.

Furthermore, relationship between inflation and demand for insurance liability is negative and not significant.

**Key word:** liability insurance - insurance demand - ARDL method

**JEL Classification:** C۲۳, D۰۰, G۲۲



---

<sup>۱</sup>. Assistan Professor Azad univesity Branch of central Tehran ,E.Mail:moh.mirzaeenejad@iauctb.ac.ir

<sup>۲</sup>. M.A in Economics