



ORIGINAL RESEARCH PAPER

Estimation of accident insurance demand function (Case study: Iran insurance Company)

Gh. Mahdavi, A. Goodarzi, S.F. Mosavizadeh\*

Department of Computing Sciences and Insurance Planning, Eco Insurance Institute of Higher Education, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran

ARTICLE INFO

Article History

Received: 31 October 2012  
Revised: 15 December 2012  
Accepted: 27 January 2014

Keywords

*Casualty Insurance; Demand; Income Elasticity of Demand; Panel Data Technique.*

ABSTRACT

In this article, in order to identify the factors affecting the demand for accident insurance in Iran, models based on panel data have been used. Then the desired model has been estimated using the information related to the provinces of the country during the period of 2018-2019. The results of Hausman's test and Chow's test confirm the consistency of the estimations based on the regression model of fixed effects. The results of the research show that the most important factors determining the demand for accident insurance in Iran are the population, the amount of damages paid, and income. Based on the obtained results, the demand elasticity of accident insurance compared to income is estimated at 0.32, which shows that this product is a necessary product in Iran. Also, the elasticity of the demand function with respect to the amount of damages paid and population was calculated as 0.127 and 11.42, respectively, which indicates the inelasticity of the demand with respect to the damages paid and its elasticity with respect to the population. Another result of the research is the non-significance of the effect of the inflation rate on the accident insurance demand function.

\*Corresponding Author:

Email: [f\\_mosavizadeh@yahoo.com](mailto:f_mosavizadeh@yahoo.com)  
DOI: 10.22056/ijir.2016.01.01



## برآورد تابع تقاضای بیمه حوادث (مطالعه موردی: شرکت بیمه ایران)

غدیر مهدوی، آتوسا گودرزی، سیده فاطمه موسوی زاده\*

گروه علوم محاسبات و برنامه ریزی بیمه، مؤسسه آموزش عالی بیمه اکو، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

### چکیده:

در این مقاله، به منظور شناسایی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه حوادث در ایران، از مدل‌های مبتنی بر داده‌های پانلی استفاده شده است. سپس مدل موردنظر با استفاده از اطلاعات مربوط به استان‌های کشور طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۸ برآورد شده است. نتایج آزمون هاسمن و آزمون چاو، سازگار بودن برآوردهای مبتنی بر مدل رگرسیونی اثرات ثابت را تأیید می‌کند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده تقاضا برای بیمه حوادث در ایران، جمعیت، مقدار خسارت‌های پرداختی، و درآمد هستند. براساس نتایج به‌دست‌آمده، کشش تقاضای بیمه حوادث نسبت به درآمد، ۰/۳۲ برآورد شده است که نشان می‌دهد این محصول در ایران کالایی ضروری است. همچنین کشش تابع تقاضا نسبت به مقدار خسارت‌های پرداختی و جمعیت به ترتیب ۰/۱۲۷ و ۱۱/۴۲ محاسبه شده است که بر بی‌کشش بودن تقاضا نسبت به خسارت‌های پرداختی و باکشش بودن نسبت به جمعیت دلالت دارد. از دیگر نتایج تحقیق، معنی‌دار نبودن اثر نرخ تورم بر تابع تقاضای بیمه حوادث است.

### اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۰ آبان ۱۳۹۱

تاریخ داوری: ۲۵ آذر ۱۳۹۱

تاریخ پذیرش: ۰۷ بهمن ۱۳۹۲

### کلمات کلیدی

بیمه حوادث

تقاضا

کشش درآمدی تقاضا

روش داده‌های پانلی

\*نویسنده مسئول:

ایمیل: [f\\_mosavizadeh@yahoo.com](mailto:f_mosavizadeh@yahoo.com)

DOI: 10.22056/ijir.2016.01.01

## مقدمه

انسان از آغاز پیدایش جوامع انسانی، در جستجوی غریزی به دنبال تأمین نیازهای جسمی، اقتصادی، اجتماعی، و سیاسی بوده است. با توجه به همین نیاز بوده است که شرکت‌های بیمه با ارائه طرح‌های متفاوت و ابتکاری متناسب با نیازهای جوامع انسانی در پی تأمین و تسهیل این غریزه ثبات مالی و اقتصادی برآمدند تا در زمان بروز حادثه ناگوار، شیرازه اقتصاد خانواده‌ها از هم نپاشد و افراد وابسته به شخص متوفی و یا حادثه دیده بتوانند از مزایای این تأمین اقتصادی بهره‌مند شوند (وبگاه بیمه ایران<sup>۱</sup>). از طرف دیگر افزایش جمعیت شهرها همراه با ازدیاد وسایل نقلیه موتوری و کارخانه‌های تأسیس شده، موجب فزونی حوادث مختلف و وقوع این حوادث موجب خسارت‌های جانی و مالی و لطمه به موقعیت اقتصادی افراد می‌شود (غیاث آبادی، ۱۳۷۷). یکی از انواع مختلف پوشش‌های گروهی بیمه‌های اشخاص، پوشش فوت ناشی از حادثه و نقص عضو بوده، به طوری که نیازهای اقتصادی جوامع انسانی، به‌ویژه جوامع صنعتی باعث رشد و گسترش فوق‌العاده این رشته بیمه شده است. انقلاب صنعتی اروپا در قرن نوزدهم موجب گسترش و رشد سریع بیمه‌های حوادث انفرادی و گروهی شد. این پوشش بیمه‌ای به مرور متحول شد تا اینکه امروزه پوشش اصلی بیمه‌های حوادث شامل فوت، نقص عضو جزئی و کلی، و از کارافتادگی دائم و کلی شده است. با توافق بیمه‌گر و بیمه‌گذار می‌توان هزینه‌های پزشکی ناشی از حادثه و غرامت روزانه و هفتگی را هم تحت پوشش قرار داد. نرخ‌گذاری بیمه حادثه اعم از گروهی و انفرادی براساس شغل بیمه‌گذاران است و به همین سبب در کشورهای مختلف جهان همه مشاغل طبقه‌بندی شده و هر طبقه شغلی نرخ خاص و مشخصی پیدا کرده است (وبگاه بیمه معلم<sup>۲</sup>).

از زمان فعالیت مؤسسات بیمه در کشور سالیان زیادی می‌گذرد و طی این مدت عملکرد شرکت‌ها به سبب تغییرات ایجاد شده در ساختار صنعت بیمه و روش‌های اجرایی مورد عمل از رشد چشمگیری برخوردار بوده است. به طوری که حق بیمه حوادث دریافتی توسط شرکت‌های بیمه در سال ۱۳۱۷ مبلغ ۰/۲ میلیون ریال بوده، در سال ۱۳۷۰ به ۴۰۴۱۵ میلیون ریال و در سال ۱۳۹۰ به رقمی معادل ۱۲۹۴۴۸۲ میلیون ریال رسیده است. با وجود این، با توجه به ظرفیت بالفعل بیمه‌های حوادث از کل سهم بازار بیمه کشور، مؤسسات بیمه‌ای به طور شایسته از ظرفیت‌های موجود خود در بازار بهره‌برداری نکرده‌اند. براساس آمار موجود، بیمه حوادث با نرخ رشد ۲/۵۹ درصد در حق بیمه تولیدی در سال ۱۳۸۸ کمترین نرخ رشد حق بیمه را نسبت به سایر بیمه‌های اشخاص داشته است (گزارش آماری صنعت بیمه کشور، ۱۳۸۹). حال این سؤال باقی می‌ماند که چرا بیمه حوادث جایگاه اصلی خود را در بین توده مردم نیافته است؟

توجه به خواسته‌ها، انتظارات، و عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌گذاران بالفعل می‌تواند منبع خوبی برای جذب بیمه‌گذاران بالقوه باشد. اگرچه نظریه تقاضای بیمه در ایران به خوبی بررسی شده است و تحقیقات قابل توجهی در زمینه تعیین پوشش بیمه‌ای مطلوب و تقاضای بیمه برای بیمه‌های زندگی و غیرزندگی انجام گرفته است، با این حال، هیچ مطالعه‌ای در مورد بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه حوادث در ایران صورت نگرفته است، از این رو، این پژوهش بر شناسایی این عوامل و نحوه و میزان تأثیر آن‌ها بر تقاضای بیمه حوادث تأکید می‌کند. در واقع مسئله اصلی تحقیق این است که چه عواملی بر تقاضای بیمه حوادث در کشور مؤثرند؛ بر این اساس مهم‌ترین فرضیه‌های پژوهش عبارت‌اند از:

بین تقاضای بیمه حوادث و درآمد رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد؛

بین تقاضای بیمه حوادث و جمعیت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد؛

بین تقاضای بیمه حوادث و خسارت‌های پرداختی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد؛

بین تقاضای بیمه حوادث و نرخ تورم رابطه معنی‌داری وجود دارد؛

به منظور انجام آزمون فرضیه‌ها و برآورد تابع تقاضای بیمه حوادث، فعالیت شرکت بیمه ایران طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۸ مورد ارزیابی قرار گرفته است. در این پژوهش روش نمونه‌گیری خاصی به کار نرفته و از آمار همه استان‌های کشور استفاده شده است. از آنجا که آمار استان خراسان از سال ۱۳۸۴ به بعد به صورت تفکیک شده و بر حسب سه استان خراسان جنوبی، خراسان رضوی، و خراسان شمالی ارائه شده،

1. [www.iraninsurance.ir](http://www.iraninsurance.ir)

2. <http://mic.co.ir/default.aspx>

اطلاعات مربوط به این سه استان، به صورت یکجا تحت عنوان «استان خراسان» و اطلاعات مربوط به دو استان تهران و البرز تحت عنوان «استان تهران» لحاظ شده است؛ بنابراین بجای ۳۱ استان، ۲۸ استان در نظر گرفته شده است.

#### عملکرد صنعت بیمه کشور در رشته بیمه حوادث

##### حقوق بیمه صادره

در سال ۱۳۸۹ حقوق بیمه رشته حوادث با ۸/۴۵ درصد رشد نسبت به سال قبل از آن به ۹۳۵/۶ میلیارد ریال رسیده و سهم این رشته از حقوق بیمه‌های صادره صنعت بیمه از حدود ۱/۸۵ درصد در سال ۱۳۸۸ به ۱/۸ درصد در سال ۱۳۸۹ کاهش یافته است. در سال ۱۳۸۹ سهم بخش دولتی از حقوق بیمه‌های صادره، ۴۸۱/۷ میلیارد ریال بوده که نسبت به سال قبل از آن ۱۹/۱ درصد رشد داشته است. در سال ۱۳۸۹ شرکت بیمه ایران با ۵۱/۴۹ درصد سهم از حقوق بیمه‌های رشته حوادث، بیشترین سهم بازار این رشته را داشته است. بنابراین سهم بخش دولتی از حقوق بیمه‌های صادره برابر ۵۱/۵ درصد و ۴۸/۵ درصد متعلق به بخش غیردولتی است.

##### خسارت پرداختی

مقدار خسارت پرداختی رشته حوادث در سال ۱۳۸۹ با ۱/۳۹- درصد رشد در مقایسه با سال قبل، برابر ۲۷۹/۳ میلیارد ریال بوده است. سهم این رشته از مجموع خسارت پرداختی صنعت بیمه با ۰/۲۱ کاهش به ۰/۷۱ درصد رسیده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود سهم این رشته از خسارت‌های پرداختی ۰/۷۱ درصد کمتر از سهم آن از حقوق بیمه‌های صادره بازار (۱/۸ درصد) است. در سال ۱۳۸۹، سهم بخش دولتی از خسارت‌های پرداختی ۱۱۰/۱ میلیارد ریال بوده که نسبت به سال قبل از آن ۱۳/۳- درصد رشد داشته است. در همین سال، خسارت‌های پرداختی رشته حوادث در شرکت سهامی بیمه ایران ۵/۲۱- درصد رشد و برابر ۱۱۰/۱ میلیارد ریال بوده و سهم این شرکت از خسارت‌های پرداختی بیمه حوادث ۰/۵۶ درصد بوده است. بنابراین سهم بخش دولتی از خسارت‌های پرداختی ۳۹/۴ درصد و ۶۰/۶ درصد باقی‌مانده، متعلق به بخش غیردولتی بوده است.

##### ضریب خسارت

در سال ۱۳۸۹، ضریب خسارت رشته بیمه حوادث با ۱/۹۲ واحد افزایش به ۳۳/۳۳ درصد رسیده است. ضریب خسارت بخش دولتی با ۰/۰۹ واحد افزایش نسبت به سال قبل از آن به ۲۹/۷۱ درصد رسیده است. همچنین ضریب خسارت بخش غیردولتی با ۲/۱۳ واحد افزایش به ۳۶/۲۲ درصد رسیده است (گزارش آماری صنعت بیمه کشور، ۱۳۸۹).

##### انواع بیمه حوادث

بیمه‌های حوادث به منظور ارائه تأمین‌های مورد نیاز بیمه‌گذار در زمان فوت ناشی از حادثه یا نقص عضو، از کارافتادگی دائم، کامل یا جزئی به صورت گروهی و اشخاص ارائه می‌شود. بعضی از بیمه‌های حوادث، حتی پوشش درمانی در مورد بعضی از امراض خاص را هم به بیمه‌گذار ارائه می‌دهند. در بیمه‌های حوادث، اصل غرامت حاکم نیست بلکه شرکت بیمه، پرداخت سرمایه معینی را در صورت بروز حادثه مشمول بیمه که منجر به فوت، نقص عضو یا از کارافتادگی باشد، تعهد می‌کند. برای پاسخگویی به این نیاز، ۲ رشته مهم برای گروه بیمه حوادث تعریف شد:

##### اشخاص

در این رشته، بیمه‌گذار خود را در قبال حوادث ۲۴ ساعته شغلی و غیرشغلی برای مدت معین بیمه می‌کند. در این نوع بیمه، شغل بیمه‌شده عامل مهمی در محاسبه بهای تجاری بیمه است، زیرا با افزایش میزان خطر در رده‌های شغلی، احتمال وقوع حادثه بیشتر می‌شود.

گروهی

در این رشته، بیمه‌گذار یک شخص حقوقی است که پرسنل و خانواده‌های آنان را تحت پوشش قرار می‌دهد. در این رشته، سرمایه و نوع پوشش بیمه با توافق بیمه‌گذار و بیمه‌گر است و پس از فروش بیمه‌نامه، بیمه‌گذار می‌بایست بیمه‌شده‌های اصلی و تحت پوشش خود را به بیمه‌گر اعلام کند. بیمه‌گر مهادکودک‌ها، بیمه‌ دانش‌آموزی، بیمه‌ دانشجویان، بیمه‌ حوادث خانواده، سازمان‌ها و غیره، نمونه‌هایی از بیمه‌ حوادث گروهی هستند. جدول زیر خلاصه‌ای از حق بیمه دریافتی، خسارت‌های پرداختی، و تعداد بیمه‌نامه‌های صادره بعضی از انواع بیمه حوادث شرکت بیمه ایران را طی سه سال نشان می‌دهد.<sup>۱</sup>

جدول ۱: گزارش‌های آماری شرکت بیمه ایران در رشته حوادث

انواع بیمه حوادث	حق بیمه دریافتی			خسارت پرداختی			بیمه‌نامه صادره		
	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱
تحصیلی	۱۴۵۱۶	۵۲۴۰	۱۶۷۷۸	۸۶۱۴	۱۳۴۴۲	۱۲۴۳۴	۶۵۸	۸۸	۲۰۵۹
گروهی سازمان‌ها	۴۵۵۰۶۰	۵۴۷۵۹۱	۴۸۷۵۱۳	۱۱۰۷۶۴	۲۱۳۴۶۷	۳۰۲۲۷۰	۷۵۸۸۲۳	۷۰۹۵۴۵	۶۹۳۸۴۷
خانواده	۷۱۸۰	۴۷۹۵	۴۶۰۵	۶۱۲۳	۳۳۳۳	۲۳۶۷	۳۸۵۰۳	۲۳۸۱۱	۲۱۶۶
سایر رشته‌ها	۳۲۶۴	۴۰۴۸	۱۱۲۰	۲۵۶۸	۴۱۶۳	۳۳۶۷	۱۵۸	۳۲۰	۱۹۲

منبع: گزارش‌های بیمه ایران (اعداد به میلیون ریال است)

مبانی نظری تقاضای بیمه

مدل تقاضای فرد برای بیمه براساس حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار بنا شده است. فرض می‌کنیم که ثروت فرد در حال حاضر  $w_0$  است و این فرد مردد است که آیا خانواده، اتومبیل، و یا سایر اموال خود را بیمه کند یا خیر (مک‌کنا، ۱۳۷۲). اگر اموال خود را بیمه نکند در صورت اتفاق نیافتادن حادثه، ثروت وی  $w_0$  ولی در صورت وقوع حادثه، ثروت وی  $w_1 = (w_0 - L)$  خواهد بود، که در آن  $L$  میزان خسارت است. اگر این فرد اموال خود را بیمه کند، در این صورت ثروت او برابر  $w_0 - d$  خواهد بود که در آن  $d$  نشان‌دهنده حق بیمه پرداختی به شرکت‌های بیمه است. در نتیجه این فرد با وضعیت انتخاب بین ثروت  $w_0 - d$  قطعی و چشم‌انداز نامطمئن سطح ثروت  $w_0$  و یا  $w_0 - L$  -رو- به‌رو است. همان‌طور که بیان شد این فرد دو انتخاب دارد: قرارداد بیمه‌ای با حق بیمه  $d$  را خریداری و در صورت وقوع زیان غرامت دریافت کند و یا اقدام به خرید قرارداد بیمه نکند و در صورت وقوع خسارت، شخصاً تمام زیان را متقبل شود. برای سادگی بحث فرض می‌شود قرارداد بیمه به طور کامل، تمام زیان را پوشش می‌دهد و تنها این قرارداد وجود دارد، یا به تعبیری تقاضای بیمه یک تقاضای همه یا هیچ است. چنانچه فرد حالت اول یعنی خرید قرارداد بیمه را انتخاب کند، تابع مطلوبیت مورد انتظار وی

$$U_1 = pU(w - d) + (1 - p) U(w - d) = U(w - d) \quad (۱)$$

و چنانچه وی قرارداد بیمه را انتخاب نکند تابع مطلوبیت وی به صورت

$$U_0 = pU(w - L) + (1 - p) U(w) \quad (۲)$$

<sup>۱</sup> آمار مربوط به رشته بیمه حوادث اشخاص و همچنین بعضی از دیگر شاخه‌های بیمه حوادث در قسمت سایر رشته‌ها در جدول ۱ آورده شده است.

است که در آن  $U^0$  مطلوبیت فرد بیمه‌نشده،  $U^1$  مطلوبیت فرد بیمه‌شده،  $d$  حق بیمه پرداختی،  $L$  میزان خسارت، و  $P$  احتمال وقوع حادثه است. واضح است مطلوبیتی را که این فرد از بیمه کردن ثروت خود کسب می‌کند، به ازای افزایش حق بیمه پرداختی  $(d)$ ، کاهش می‌یابد، بنابراین

$$\frac{dU_1}{d(d)} = -U'(w-d) < 0 \quad (3)$$

که در آن مطلوبیت نهایی ثروت  $U'(w)$  مثبت است؛ بنابراین حداکثر بیمه‌ای که فرد حاضر به پرداخت آن است  $(d^*)$  از رابطه

$$U(w-d^*) = pU(w-L) + (1-p)U(w) \quad (4)$$

به دست می‌آید که در آن

$$U(w-L) < U(w-d^*) < U(w) \quad (5)$$

همچنین

$$\frac{d(d^*)}{dp} = \frac{U(w-L) - U(w)}{-U'(w-d^*)} > 0 \quad (6)$$

که بیان می‌کند با افزایش احتمال وقوع ریسک، حق بیمه‌ای که فرد حاضر به پرداخت آن است، افزایش می‌یابد. همین‌طور می‌توان نتیجه مشابهی را برای درک رابطه بین بزرگی زیان مالی ناشی از وقوع ریسک و حق بیمه‌ای که فرد حاضر به پرداخت آن است، به صورت

$$\frac{d(d^*)}{dL} = \frac{pU'(w-L)}{U'(w-d^*)} > 0 \quad (7)$$

به دست آورد، یعنی حداکثر حق بیمه‌ای که یک حداکثرکننده مطلوبیت مورد انتظار برای یک پوشش کامل بیمه حاضر به پرداخت آن است، با افزایش احتمال ریسک و حجم خسارت وارده، افزایش می‌یابد و یا به عبارتی تقاضا برای بیمه با افزایش احتمال ریسک و بزرگی زیان مالی افزایش می‌یابد (Shone, 1981).

### مروری بر پیشینه پژوهش

فتحی‌زاده (۱۳۷۶)، برای مطالعه تقاضای بیمه‌های اشخاص از دو روش استنباط آماری و تحلیل رگرسیون استفاده کرده است. در مرحله اول نتیجه آزمون خی دو نشان داد که ارتباط معنی‌داری بین تقاضای بیمه اشخاص و درآمد ماهانه وجود دارد. در مرحله دوم تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله درآمد سرانه ناخالص داخلی و نرخ تورم بر تقاضای این بیمه‌نامه‌ها از طریق روشهای اقتصادسنجی بررسی شد. برآورد مدل خطی ارائه شده نشان داد که کشش درآمدی تقاضای بیمه‌های اشخاص معادل ۰/۲۶ است، همچنین تقاضای بیمه‌های اشخاص نسبت به نرخ تورم، به شدت کشش پذیراست و با افزایش نرخ تورم تقاضای افراد برای بیمه اشخاص به شدت کاهش می‌یابد.

غیاث آبادی (۱۳۷۷)، به بررسی علل عدم رشد و توسعه مطلوب بیمه‌های حوادث و درمان در ایران با استفاده از روش میدانی و آزمونهای نسبت پرداخته است. این مطالعه نشان داد که پایین بودن قدرت خرید افراد جامعه و افزایش تورم در عدم استقبال از بیمه‌های حوادث و درمانی مؤثر است. همچنین وی در تحقیقات خود نشان داد که وجود یک الگوی صحیح بیمه‌ای و سیاستگذاری و برنامه‌ریزی مناسب از سوی شرکتهای بیمه و تبلیغات گسترده و بازاریابی فراگیر برای آشنا کردن جامعه با فرهنگ بیمه‌های حوادث و درمانی در رشد و توسعه این رشته مؤثر است. دیگر نتایج تحقیق حاکی از آن است که ارائه تأمینهای مناسب، کافی، و به موقع از سوی مؤسسات بیمه‌های اجتماعی از عوامل عدم گرایش مردم به بیمه‌های حوادث و درمان نیست.

حسن‌زاده کریم آباد (۱۳۷۷)، به بررسی عوامل مؤثر بر رضایت خاطر بیمه‌گذاران با تأکید بر بیمه‌های حوادث و درمان در سطح شهر تهران با استفاده از روش میدانی پرداخته است. متغیرهای مستقل فرضیه‌های این پژوهش عبارت‌اند از: حق‌بیمه مناسب، تنوع پوشش بیمه‌ای حادثه و درمان، سرعت عمل در صدور بیمه‌نامه و پرداخت خسارت، آسان بودن برقراری تماس تلفنی با شرکتهای بیمه، رفتار مناسب و برخورد خوب بیمه‌گران، ارائه اطلاعات توسط شرکتهای بیمه، و دادن هدیه به بیمه‌گذاران و متغیر وابسته فرضیه‌های این پژوهش، میزان رضایت بیمه‌گذاران از پوشش بیمه‌ای و بیمه‌گران است. نتایج حاصل از آزمونهای خی‌دو و همبستگی، گویای این مطلب است که همه موارد مطرح شده در خصوص عوامل مؤثر بر رضایت خاطر بیمه‌گذاران حادثه و درمان با ۹۵ درصد اطمینان تأیید شده است.

بنویست<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، به مطالعه تأثیر تغییرات آب و هوا بر بیمه‌های اشخاص پرداخته است. او در تحقیق خود بیان کرده که گرم شدن کره زمین به دلیل فعالیتهای انسان باعث عواقب مختلفی در بعضی مناطق شده است؛ در شمال کره زمین باعث خسارتهای مادی و در جنوب آن، تلفات سنگین انسانی، فقدان زیر ساختها، و پوشش بیمه‌ای کم را به ارمان می‌آورد. او بیان می‌کند که برای زمانی، تغییرات آب و هوایی تأثیر اندکی را روی بیمه‌های اشخاص داشته است ولی با توجه به پیش‌بینی‌های کارشناسان در رابطه با رویارویی جهان با بلایای طبیعی و بیماریهای همه‌گیر، بیمه‌های اشخاص می‌توانند نقش مؤثری را در کمک به بهبود اوضاع بازی کنند. آنها می‌توانند آمار دقیق‌تری را برای قیمت و ارزیابی خطرات تعیین کنند و همچنین پیشگیری از خطر را در میان بیمه‌گذاران خود ترویج دهند.

پولز<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)، به بررسی تأثیر تکنولوژی بر عملکرد بیمه‌های حوادث و اموال با استفاده از روش میدانی پرداخته است. او با نمونه‌گیری از بزرگترین شرکتهای بیمه حوادث و اموال دریافت که کانالهای آنلاین (اینترنت)، تأثیر قابل توجهی در حفظ مشتری و افزایش درآمد و تأثیر اندکی بر کاهش هزینه‌ها دارند. او دریافت که بسیاری از شرکتهای بیمه حوادث و اموال، به دنبال تصویب کردن یک کانال آنلاین، تعداد معاملاتشان افزایش یافته است، و این در حالی است که اینترنت به‌عنوان یک ابزار بازاریابی پذیرفته شده است، اما به‌عنوان یک یارانه برای نمایندگی استفاده نمی‌شود. او در این تحقیق دریافت که ارتباطات الکترونیکی فرایند کسب‌وکار، مثل نمایندگیها، پورتال مشتری و ادارات و غیره کلید موفقیت شرکتهای بیمه است.

#### عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه حوادث

براساس پژوهش‌های انجام‌شده قبلی، متغیرهای متعددی بر تقاضای بیمه حوادث توسط افراد مؤثر است. در این مقاله به دلیل عدم دسترسی به آمار مناسب، بسیاری از متغیرها از مدل حذف شده‌اند، برخی دیگر نیز مانند نرخ بیکاری، نرخ اشتغال و غیره به دلیل معنی‌دار نبودن کنار گذاشته شده‌اند. براین اساس درآمد، خسارتهای پرداختی، جمعیت، و نرخ تورم به‌عنوان عوامل اصلی مؤثر بر تقاضای بیمه حوادث وارد مدل شده‌اند. به طور کلی عوامل اقتصادی و غیراقتصادی بسیاری، بر تقاضای بیمه حوادث مؤثرند، اما در این مقاله سعی شده به گزیده‌ای از آنها که عمده‌ترین اثر را داشته و یا حتی‌المقدور پایه نظری دارند، پرداخته شود.

#### متغیر وابسته

مثل هر کالای دیگری، تقاضا برای بیمه حوادث از رفتار مصرف‌کننده ناشی می‌شود. تقاضا برای این نوع از بیمه‌ها از وجود ریسکهای مربوطه که فعالیتهای بیمه‌گذار را تحت تأثیر قرار می‌دهند، ناشی می‌شود. در این تحقیق، برای جمع‌آوری داده‌های مربوط به تقاضای بیمه حوادث، از میزان حق‌بیمه‌های دریافتی این بیمه‌نامه‌ها در شرکت بیمه ایران در استانهای کشور استفاده شده است.

1. Benoist

2. Puelz

### متغیرهای مستقل

در این بخش عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه حوادث را که شامل متغیرهای درآمد، جمعیت، خسارتهای پرداختی، و نرخ تورم است، مورد تفسیر و بررسی قرار داده و برای هر کدام از عوامل یک متغیر سری زمانی مناسب در سطح استانی معرفی می‌شود تا بتوان از آنها برای ارائه یک الگوی صحیح در بخش بعد استفاده کرد.

### درآمد

یکی از متغیرهایی که در مقدار تقاضای هر کالا می‌تواند مؤثر باشد، درآمد است که در سطح کلان درآمد ملی نام دارد و نقش خود را از طریق جابه‌جایی منحنی تقاضا ایفا می‌کند. تغییر در درآمد به واسطه تغییر در قدرت خرید افراد باعث تغییر در میزان تقاضا می‌شود و تغییر تقاضا براساس نوع کالا می‌تواند هم‌جهت و یا خلاف جهت تغییرات درآمد باشد. کشش درآمدی وسیله‌ای است که می‌تواند جهت و شدت رابطه میان مقدار تقاضا و درآمد را نشان دهد. برای بررسی اثر متغیر درآمد بر تقاضای بیمه حوادث، از محصول ناخالص داخلی<sup>۱</sup> (GDP) در هر استان استفاده شده است. این اطلاعات از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

### جمعیت

اثر جمعیت بر تقاضای هر کالا غیرقابل انکار است، زیرا هر نفر از جمعیت یا مصرف‌کننده واقعی و یا مصرف‌کننده بالقوه برای آن کالا است (رضایی، ۱۳۸۴). آمار جمعیت مربوط به استانهای مختلف کشور براساس سرشماریهای مرکز آمار ایران به دست آمده است.

### خسارتهای پرداختی

در بیمه حوادث مانند دیگر انواع بیمه، بیمه‌گران ابتدا حق بیمه می‌گیرند تا خسارت حادثه احتمالی آینده را جبران کنند، یعنی وجه نقد برای خدمت آتی دریافت کرده‌اند و همچنین خدمت آتی آنان 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. با توجه به چنین وضعیتی، تبلیغات اهمیت ویژه‌ای دارد و می‌تواند به راحتی به افزایش تقاضای بیمه منجر شود. اما یک عامل خودجوش و یک نوع تبلیغ وسیع و پیوسته در ماهیت خود کالا مستتر است که از اهمیت زیادی برخوردار است و آن خسارتهای پرداختی شرکت‌های بیمه است (خانی قریه گبی، ۱۳۸۹). در این تحقیق به منظور بررسی اثر مقدار خسارتهای پرداختی به عنوان یک متغیر مستقل در مدل، از میزان خسارتهای پرداختی بیمه‌نامه‌های حوادث در شرکت بیمه ایران در استانهای کشور استفاده شده است.

### نرخ تورم

همان‌طور که در کارهای تجربی تحقیق مشاهده کردیم، نرخ تورم می‌تواند یکی از شاخصهای تصمیم‌گیری افراد در خرید بیمه‌نامه‌های حوادث باشد. با در نظر گرفتن سال ۱۳۸۳ به عنوان سال پایه، نرخ تورم استانهای کشور با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI)<sup>۲</sup> و با استفاده از رابطه

$$\dot{P}_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100$$

1. Gross Domestic Product

2. Consumer Price Index



محاسبه شده است، که در آن  $P_t$  نرخ تورم در سال  $t$ ،  $P_t$  شاخص قیمت در سال  $t$ ،  $P_{t-1}$  شاخص قیمت در سال  $t-1$  است.

## روش‌شناسی پژوهش

در این تحقیق تأثیر جمعیت، خسارتهای پرداختی، نرخ تورم، و درآمد بر تقاضای بیمه حوادث در ۲۸ استان کشور طی سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ با استفاده از روش اقتصادسنجی با رویکرد داده‌های پانلی<sup>۱</sup> مورد مطالعه قرار گرفته است. برای برآورد اثر عوامل ذکر شده بر تقاضای بیمه حوادث از یک مدل خطی-لگاریتمی<sup>۲</sup> استفاده شده، که فرم کلی آن به صورت

$$\begin{aligned} \ln(PRE) = & \alpha + \beta_2 \ln(INC) + \beta_3 \ln(POP) + \beta_4 (\ln INF) \\ & + \beta_5 \ln(COM (-1)) + \beta_6 \ln(PRE (-1)) + U \end{aligned} \quad (8)$$

است، که در آن  $\alpha = \ln \beta_1$ ،  $PRE$  حق بیمه دریافتی بیمه حوادث،  $INC$  محصول ناخالص داخلی،  $INF$  نرخ تورم،  $COM (-1)$  خسارتهای پرداختی دوره قبل،  $PRE (-1)$  حق بیمه دریافتی بیمه حوادث در سال قبل و  $\ln$  لگاریتم طبیعی را نشان می‌دهد؛ با توجه به اینکه ما از یک مدل خطی-لگاریتمی استفاده کرده‌ایم، ضرایب متغیرها کشش تابع تقاضا نسبت به آن متغیرها را نشان می‌دهد.

استفاده از روش اقتصادسنجی با رویکرد داده‌های پانلی دارای مزایای زیادی است، از جمله اینکه داده‌های پانلی، محیط بسیار مناسبی را برای گسترش روشهای برآورد و نتایج نظری فراهم می‌سازند و محققان با استفاده از داده‌های مقطعی-سری زمانی قادر به بررسی مسائلی می‌شوند که امکان مطالعه آنها در محیط‌های فقط مقطعی یا سری زمانی وجود ندارد (Baltagi, 2005).

بالتاجی<sup>۳</sup> (۱۹۹۵) به این نتیجه رسید که روش داده‌های پانلی قادر است متغیرهای پایا را نسبت به مکان و زمان لحاظ کند، در حالی که سربهای زمانی و مطالعات مقطعی این قدرت را نداشتند. بنابراین از مزایای روش داده‌های پانلی می‌توان به اطلاعات بیشتر، تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر، درجه آزادی و کارایی بیشتر و برآوردهای ناریب و سازگار اشاره کرد.

براساس تابع ذکرشده در رابطه (۸)، برای الگوهای مبتنی بر داده‌های پانلی، چند مدل مختلف وجود دارد که عبارت‌اند از: مدل رگرسیون ادغامی<sup>۴</sup>، مدل اثرات تصادفی<sup>۵</sup> (REM)، و مدل اثرات ثابت<sup>۶</sup>.

در مدل رگرسیون ادغامی، همه مشاهدات (مقطعی و سری زمانی) با هم ترکیب شده‌اند و در این مدل فرض می‌شود که مقادیر عرض از مبدأ و ضرایب متغیرهای توضیحی برای همه مقطعیها (استانها) یکسان هستند. در این روش، ضرایب به‌سادگی به وسیله رگرسیون کمترین توانهای دوم معمولی<sup>۷</sup> (OLS) روی داده‌های ادغامی برآورد می‌شوند (Asteriou and Hall, 2007). مدل مبتنی بر رگرسیون ادغامی به صورت

$$\begin{aligned} \ln(PRE_{it}) = & \alpha + \beta_2 \ln(INC_{it}) + \beta_3 \ln(POP_{it}) + \beta_4 \ln(INF_{it}) \\ & + \beta_5 \ln(COM (-1)_{it}) + \beta_6 \ln(PRE (-1)_{it}) + u_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

است، که در این رابطه  $i = 1, 2, \dots, 28$  نشان‌دهنده آمین واحد مقطعی (در اینجا استانهای کشور) و  $t = 1, 2, \dots, 6$  نشان‌دهنده آمین دوره زمانی (در اینجا سال) است.

- 
1. Panel Data
  2. Log-Linear Model
  3. Baltagi
  4. Pooled Regression
  5. Random Effects Model
  6. Fixed Effects Model
  7. Ordinary Least Squares

در رابطه

$$\begin{aligned} \ln(PRE_{it}) = & \alpha + \beta_2 \ln(INC_{it}) + \beta_3 \ln(POP_{it}) + \beta_4 \ln(INF_{it}) \\ & + \beta_5 \ln(COM(-1)_{it}) + \beta_6 \ln(PRE(-1)_{it}) + w_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

که در آن  $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$  و مبتنی بر مدل اثرات تصادفی یا تعمیم مدل اجزای خطا<sup>۱</sup> (ECM) است، فرض می‌شود که تفاوت میان واحدها می‌تواند در جمله اختلال ظاهر شود. در این رابطه، جمله خطای ترکیبی  $w_{it}$  از دو بخش تشکیل شده است: بخش اول  $(\varepsilon_i)$ ، در میان افراد تغییر می‌کند اما در طول زمان ثابت است و در مدل اثرات تصادفی این بخش از خطای ترکیبی با متغیرهای توضیحی مدل همبسته نیست. بخش دوم  $(u_{it})$ ، به طور غیرسیستماتیک (یا مستقل) در طول زمان و میان مقاطع تغییر می‌کند (اشرفزاده و مهرگان، ۱۳۸۷). در مدل اثرات تصادفی واریانس مربوط به مقاطع مختلف با هم یکسان نیست و مدل دچار مشکل ناهمسانی واریانس است و برآوردگر OLS اگرچه نارایب است اما کارایی لازم را ندارد (Greene, 2000). بنابراین در این روش با استفاده از روش کمترین توانهای دوم تعمیم یافته<sup>۲</sup> (GLS) پارامترها را برآورد می‌کنیم. در مدل‌های اثر تصادفی، برآوردگرهای GLS بهترین برآوردگرهای خطی نارایب<sup>۳</sup> (BLUE) هستند (زراء نژاد و انواری، ۱۳۸۵). رابطه (۱۱) که به صورت

$$\begin{aligned} \ln(PRE_{it}) = & \alpha_i + \beta_2 (\ln INC_{it}) + \beta_3 \ln(POP_{it}) + \beta_4 \ln(INF_{it}) \\ & + \beta_5 \ln(COM(-1)_{it}) + \beta_6 \ln(PRE(-1)_{it}) + u_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

و در آن  $\alpha_i = \alpha + \mu_i$  است، مدل اثرات ثابت را نشان می‌دهد که در آن شیب رگرسیون در هر مقطع ثابت بوده و جمله ثابت از مقطعی به مقطع دیگر متفاوت است. هر چند اثر زمانی معنی‌دار نیست اما اختلاف معنی‌داری میان مقطعیها وجود داشته و ضرایب مقطعیها با زمان تغییر نمی‌کند. این تفاوت ممکن است ناشی از ویژگیهای خاص هر یک از استانها باشد. در مدل اثرات ثابت،  $\mu_i$  با متغیرهای توضیحی مدل همبسته است (Johanston and Dinardo, 1997). اصطلاح «اثرات ثابت» ناشی از این حقیقت است که با وجود تفاوت عرض از مبدأ در میان مقاطع (در اینجا استانهای کشور)، عرض از مبدأ هر مقطع طی زمان تغییر نمی‌کند.

#### آزمونهای مانایی در داده‌های ادغامی

آزمونهای ریشه واحد<sup>۴</sup> داده‌های ادغامی توسط کواه<sup>۵</sup> (۱۹۹۲ و ۱۹۹۴) و بریتون<sup>۶</sup> (۱۹۹۴) پایه‌ریزی شد. این مطالعات توسط لین و لوین<sup>۷</sup> (۱۹۹۲ و ۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین<sup>۸</sup> (۱۹۹۷ و ۲۰۰۳) کامل شد. لین و لوین نشان دادند که در داده‌های ادغامی، استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها، دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه است (زراء نژاد و انواری، ۱۳۸۵).

در این تحقیق، دو نوع آزمون ریشه واحد مختلف برای بررسی مانایی متغیرها مورد استفاده قرار گرفته است، این آزمونها عبارتند از: آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو<sup>۹</sup> (LLC) و آزمون ایم، پسران و شین (IPS). این دو آزمون از مهم‌ترین آزمونهای ریشه واحد در داده‌های پانلی

1. Error Component Model
2. Generalized Least Squares
3. Best Order Lest Square
4. Unit Root Test
5. Quah
6. Breitung
7. Lin and Levin
8. Im, Pesaran and Shin
9. Chu

هستند، هر چند که ممکن است روشهای مختلف در آزمونهای ریشه واحد مبتنی بر داده‌های پانلی نتایج متناقضی را ارائه دهند. در هر دو آزمون، فرضیه صفر مبنی بر وجود یک ریشه واحد است (Baltagi, 2005). خلاصه نتایج این آزمونها در جدول ۲ ارائه شده است. براساس نتایج این جدول به طور خلاصه می‌توان گفت که متغیرهای جمعیت، درآمد، نرخ تورم، حق بیمه دریافتی، و خسارتهای پرداختی دوره قبل براساس آزمون LLC در تمامی حالات با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند، مانا هستند. در آزمون IPS، حق بیمه دریافتی و خسارتهای پرداختی دوره قبل در حالت با عرض از مبدأ و روند، مانا بوده ولی متغیرهای نرخ تورم، جمعیت، درآمد در تمامی حالات دارای ریشه واحد هستند.

جدول ۲: نتایج آزمونهای ریشه واحد متغیرها

متغیر	با عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ	
	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
Levin, Lin & Chu (LLC)				
Ln PRE	۳۲/۱۲۶۴-	.	۱۰/۵۱۸۳-	.
Ln INC	۵/۴۶۰۸۷-	.	۸/۴۷۸۲۸-	.
Ln POP	۶/۲۹۱۵۰-	.	۴/۸۱۶۶۷-	.
Ln INF	۵/۱۶۸۷۴-	.	۶/۴۰۴۰۷-	.
Ln Com(-1)	۵۱/۳۵۲۲-	.	۱۲/۱۰۱۶-	.
Im, Pesaran & Shin (IPS)				
Ln PRE	۴/۰۸۴۲۹-	.	۰/۹۷۱۵۵-	۰/۱۶۵۶
Ln INC	۱/۲۹۵۴۸	۰/۹۰۲۴	۰/۳۹۸۹۰	۰/۶۵۵۰
Ln POP	۱/۹۱۵۸۰	۰/۹۷۲۳	۰/۳۷۰۰۰-	۰/۳۵۵۷
Ln INF	۱/۰۴۹۶۵	۰/۸۵۳۱	۰/۶۶۵۶۶-	۰/۲۵۲۸
Ln Com(-1)	۶/۳۳۷۴۰-	.	۰/۳۵۲۹۴-	۰/۳۶۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق براساس خروجی نرم‌افزار EViews

#### آزمون هم‌انباشتگی پانلی<sup>۱</sup>

هرگاه براساس آزمونهای مناسب ریشه واحد، دریافتیم که متغیرها نامانا هستند، قبل از انجام تفاضل‌گیری ابتدا باید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را بررسی کنیم (Kennedy, 1998). در تحلیل‌های آزمون هم‌انباشتگی پانلی، وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون می‌شوند. ایده اصلی در تحلیل هم‌انباشتگی آن است که اگرچه بسیاری از سریهای زمانی اقتصادی نامانا (حاوی روند تصادفی) هستند، اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا (و بدون روند تصادفی) باشند (دیزجی و همکاران، ۱۳۸۸).

اگر متغیرها هم‌انباشته باشند پس باید باقی‌مانده‌های آنها  $I(0)$  یا انباشته از درجه صفر باشند، از طرف دیگر اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند باقی‌مانده‌ها  $I(1)$  خواهند بود. کائو<sup>۲</sup> در سال ۱۹۹۹ انواع آزمونهای دیکی-فولر<sup>۳</sup> (DF) و آزمون هم‌انباشتگی تعمیم‌یافته دیکی-فولر<sup>۴</sup>

1. Panel Co-Integration Test

2. Kao

3. Dickey Fuller

4. Augmented Dickey-Fuller

(ADF) را برای بررسی هم‌انباشتگی در داده‌های پانلی ارائه کرد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از روش کائو (با فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی برای این آزمون) در جدول ۳ آمده است.

کائو، ۵ آزمون هم‌انباشتگی را ارائه کرده است که شامل  $DF_t$ ،  $DF_p^*$ ،  $DF_t^*$ ،  $ADF$  است، این در حالی است که آزمونهای  $DF_p$  و  $DF_t$  حالتی را که ارتباط بین رگرسورها و خطاها قویاً بیرون‌زا باشد و آزمونهای  $DF_p^*$  و  $DF_t^*$  حالتی را که ارتباط بین رگرسورها و خطاها قویاً درون‌زا باشد بررسی می‌کند. کائو (۱۹۹۹)،  $ADF$  را با فرض اینکه بردارهای هم‌انباشته در هر مقطع همگن باشند را ارائه کرد، هر ۵ آماره آزمون از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کنند (Baltagi, 2005; Asteriou and Hall, 2007).

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

آزمون هم‌انباشتگی	آماره <sup>۱</sup>	سطح معنی‌داری
DF	-۳/۶۸۳۰۶۰	۰/۰۰۰۱
DF*	-۲/۴۹۱۶۲۱	۰/۰۰۶۴
ADF	-۳/۶۴۹۵۰۹	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق براساس خروجی نرم‌افزار EViews

نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۵ درصد فرضیه نبود هم‌انباشتگی رد می‌شود و متغیرها در بلندمدت هم‌انباشته هستند.

#### آزمون‌های تشخیصی

برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده‌های پانلی از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود. رایج‌ترین آن‌ها آزمون چاو<sup>۱</sup>، برای استفاده از مدل اثرات ثابت در مقابل مدل برآوردی داده‌های ادغامی و آزمون هاسمن برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل اثر تصادفی است. فرضیه صفر آزمون چاو، براساس مقادیر مقید (یک عرض از مبدأ مشترک برای تمامی مقاطع وضع می‌شود) و فرضیه مقابل آن براساس مقادیر غیر مقید است، آماره آزمون چاو ۱۴/۶۱ به دست آمده است که در سطح معنی‌داری ۱ درصد فرضیه رگرسیون مقید یا تلفیق شده رد می‌شود و مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. در این مرحله باید از بین مدل اثر ثابت و اثر تصادفی دست به انتخاب زد، برای این منظور هاسمن آزمونی را ارائه کرده است. آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون برآورد شده و متغیرهای مستقل مدل استوار است. اگر این ارتباط وجود داشت، مدل اثر تصادفی و اگر این ارتباط وجود نداشت، مدل اثر ثابت کاربرد خواهد داشت. تابع آزمون هاسمن توزیع مجانبی خبی دو دارد. آماره آزمون هاسمن ۷۵/۹۶ به دست آمده که در سطح معنی‌داری ۵ درصد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی بین مؤلفه خطای مقطعی و متغیرهای توضیحی رد شده و مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

#### برآورد مدل

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون چاو و آزمون هاسمن، مدل رگرسیونی اثرات ثابت برای برآورد تابع تقاضای بیمه حوادث به‌عنوان مدل مناسب شناخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول ۴ آورده شده است:

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه دوره ۵، شماره ۱، زمستان ۱۳۹۴، شماره پیاپی ۱۵، ص ۱۵-۱

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد مدل

1. Chow

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری
A	-۱۵۷/۹۰۲۸	۲۵/۸۹۹۶	-۶/۱۰۳۷	۰/۰۰۰۰
LnINC	۰/۳۲۰۹۹۲	۰/۱۰۵۵۴	۳/۰۴۱۲۹	۰/۰۰۳۰
LnPOP	۱۱/۴۲۳۵۶	۱/۹۴۲۷۵	۵/۸۸۰۰۸	۰/۰۰۰۰
LnCOM(-1)	۰/۱۲۷۹۱۳	۰/۰۶۲۴۳۹	۲/۰۴۸۶۱	۰/۰۴۲۹
LnINF	۰/۰۷۶۳۵۴	۰/۰۴۸۳۴۱	۱/۵۷۹۴۸	۰/۱۱۷۲
LnPRE(-1)	۰/۱۴۱۴۷۳	۰/۰۴۹۸۵۵	۲/۸۳۷۷۱	۰/۰۰۵۴

$$DW = ۱۸۵/۷, F = ۰/۹۷۷, \bar{R}^2 = ۰/۹۸ = R^2$$

منبع: یافته‌های تحقیق براساس خروجی نرم افزار Eviews

لازم به توضیح است که ما برای بررسی اینکه حق بیمه‌های دریافتی سال قبل چقدر روی تقاضای بیمه حوادث مؤثر است، یک متغیر وابسته با یک دوره تأخیری<sup>۱</sup> را به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل کرده‌ایم. همان‌طور که مشاهده می‌شود رابطه تقاضای بیمه حوادث با همه عوامل مؤثر بر آن مثبت است که با انتظارات نظریه نیز سازگاری دارد. براساس آماره‌های  $t$  به دست آمده، قدرمطلق تمامی آماره‌ها بجز نرخ تورم بزرگتر از ۲ است که نشان می‌دهد ضریب درآمد، جمعیت، خسارت‌های پرداختی دوره قبل، حق بیمه‌های دریافتی دوره قبل، و همچنین عرض از مبدأ مشترک در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار هستند. معنی دار نبودن نرخ تورم، احتمالاً به دلیل یکساله بودن ساختار بیمه‌های حوادث بوده است. ضریب تعیین  $R^2 = ۰/۹۸$  بیان‌کننده قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل و مقدار  $F = ۱۸۵/۷$ ، تأییدی بر معنی داری هم‌زمان متغیرهای توضیحی و رگرسیون برآورد شده است.

مقدار تابع آزمون دوربین-واتسون  $d = ۱/۹۳$  است. مقادیر بحرانی جدول دوربین-واتسون برای سطح معنی داری ۱ درصد، عبارت است از:  $d_l = ۱/۶۱۳$  و  $d_u = ۱/۷۳۵$ . از آنجا که  $d > d_u$ ، بنابراین فرضیه عدم خودهمبستگی مثبت یا منفی بین جملات اخلاص رد نمی‌شود، به عبارت دیگر، بین جملات اخلاص همبستگی سریالی وجود ندارد. با توجه به اینکه مدل به صورت لگاریتمی برآورد شده است، ضرایب متغیرها، کشش تابع تقاضا نسبت به آن متغیرها را نشان می‌دهد. بنابراین، کشش درآمدی تابع تقاضای بیمه حوادث ۰/۳۲ به دست آمده است که نشان می‌دهد در صورت افزایش یک درصدی درآمد به شرط ثابت بودن سایر شرایط، تقاضا برای بیمه حوادث ۰/۳۲ افزایش می‌یابد؛ بنابراین بیمه حوادث در سبد مصرفی، کالای ضروری محسوب می‌شود. کشش تابع تقاضا نسبت به جمعیت و خسارت‌های پرداختی دوره قبل به ترتیب ۱۱/۴۲ و ۰/۱۳ برآورد شده است که بر باکشش بودن تقاضای بیمه حوادث نسبت به جمعیت و بی‌کشش بودن آن نسبت به خسارت‌های پرداختی دوره قبل دلالت دارد. کشش تابع تقاضا نسبت به حق بیمه‌های دریافتی سال قبل ۰/۱۴ برآورد شده است که نشان می‌دهد در صورت افزایش یک درصدی حق بیمه‌های دریافتی در سال قبل، تقاضا برای بیمه حوادث به میزان ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد.

## نتایج و بحث

هدف از این مطالعه، به دست آوردن برآورد کمی از اثرات درآمد، جمعیت، خسارت‌های پرداختی، و نرخ تورم بر تقاضای بیمه حوادث در ۲۸ استان کشور با به کار بردن داده‌های پانلی برای دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ بوده است. بدین منظور ابتدا آزمون‌های مربوط به ریشه واحد با داده‌های پانلی صورت گرفت، سپس با انجام تحلیل‌های هم‌انباشتگی به روش کائو (۱۹۹۹)، این نتیجه حاصل شد که بین متغیرهای مدل یک

1. Lagged Dependent Variable

رابطه بلندمدت تعادلی وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون هاسمن و آزمون چاو، سازگار بودن برآوردهای مبتنی بر مدل رگرسیونی اثرات ثابت را تأیید می‌کند؛ بر این اساس درآمد، خسارت‌های پرداختی، و جمعیت به‌عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضا شناخته شدند که دارای رابطه مثبت و مستقیمی با تقاضای بیمه حوادث هستند؛ با توجه به آنکه کشش درآمدی تقاضای بیمه حوادث کوچکتر از یک است، به‌نظر می‌رسد شرکت‌های بیمه باید با افزایش آگاهی عمومی از طریق تبلیغات و آموزش، متنوع کردن روش‌های فروش بیمه حوادث، ارائه تسهیلات به بیمه‌شدگان و افزایش امکان دسترسی آن‌ها به ارائه‌دهندگان خدمات بیمه‌ای، کشش درآمدی تقاضای بیمه حوادث را افزایش دهند. پیشنهاد می‌شود شرکت‌های بیمه با جلب نظر بیمه‌گذاران از طریق رفع دشواری‌ها و موانع در سر راه پرداخت خسارت‌وارده به بیمه‌گذاران، نظر مثبت بیمه‌گذاران را جهت انجام فعالیت‌های بیمه‌ای جلب کنند.

## منابع و ماخذ

- اشرف‌زاده، ح.ر. مهرگان، ن.، (۱۳۸۷). اقتصادسنجی پانلی دیتا. مؤسسه تحقیقات و تعاون. دانشگاه تهران.
- حسن‌زاده کریم آباد، ح.، (۱۳۷۷). بررسی عوامل مؤثر بر رضایت خاطر بیمه‌گذاران با تأکید بر بیمه‌های حوادث و درمان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده علوم اداری و مدیریت بازرگانی. دانشگاه تهران.
- خانی قریه‌گی، ن.، (۱۳۸۹). تخمین تابع تقاضای بیمه مسئولیت حرفه‌ای پزشکان در ایران. فصلنامه صنعت بیمه، سال بیست و پنجم، شماره ۱، صص ۱۲۹-۱۵۵.
- دیزجی، م.، پناهی، ح. تقی‌زاده، ح.، (۱۳۸۸). اثر هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی در کشورهای در حال توسعه. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال سوم، شماره ۱، صص ۱۱۷-۱۳۶.
- رضایی، م.، (۱۳۸۴). برآورد تابع تقاضای بیمه آتش‌سوزی. فصلنامه صنعت بیمه، سال بیستم، شماره ۱، صص ۱۲۳-۱۵۰.
- زراء نژاد، م. انواری، ا.، (۱۳۸۵). کاربرد داده‌های ترکیبی در روش تحلیل رگرسیون در علوم مختلف (با تأکید بر علوم اقتصادی- اجتماعی). مجموعه مقالات اولین همایش بین‌المللی روشهای تحقیق در علوم، فنون و مهندسی.
- غیاث‌آبادی، م.، (۱۳۷۷). بررسی علل عدم رشد و توسعه مطلوب بیمه‌های حوادث و درمان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران. دانشکده مدیریت.
- فتحی‌زاده، ح.، (۱۳۷۶). بررسی عوامل مؤثر بر بازار بیمه اشخاص در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه مازندران. دانشکده علوم انسانی و اجتماعی.
- گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، (۱۳۸۹). پژوهشکده بیمه (وابسته به بیمه مرکزی ج.ا.ا.).
- مک‌کنا، س.ج.، (۱۳۷۲). اقتصاد عدم اطمینان. ترجمه سعید مقاری و عبدالرضا فهیمی. تهران: پژوهشکده علوم دفاعی استراتژیک امام حسین (ع).

- Asteriou, D.; Hall, S.G., (2007). Applied econometrics: a modern approach using eviews and microfit revised edition. New York: Palgrave Macmillan.
- Baltagi, B.H., (2005). Econometric analysis of panel data. 3<sup>th</sup> ed.. New York: Johon Wiley & Sons.
- Benoist, G., (2007). Climate Change impacts on personal insurance. The Geneva Papers, Vol. 32, pp.16-21.
- Breitung, J.; Meyer, W., (1994). Testing for unit roots in panel data: are wages in different bargaining levels cointegrated?, Applied Economics, No. 26, pp.353-361.
- Greene, W.H., (2000). Econometric analysis. 4<sup>th</sup> ed., Singapore: Prentice-Hall.
- Im, K.S.; Pesaran, M.H.; Shin, Y., (1997). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Manuscript, Department of applied economics, University of Cambridge.
- Im, K.; Pesaran, H.; Shin, Y., (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of Econometrics, 115(1), pp.53-74.
- Johanston, J.; Dinardo, J., (1997). Econometric methods. 4<sup>th</sup> ed., New York: McGraw-Hill.

- Kennedy, P., (1998). A guide to econometrics. 4<sup>th</sup> ed., Massachusetts: The MIT press.
- Levin, A.; Lin, C.F., (1992). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. University of California, San Diego, Discussion Paper, No. 56.
- Levin, A.; Lin, C.F.; Chu, C.S.J., (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. Journal of Econometrics, Vol.108, pp.1-24.
- Puelz, R., (2010). Technology's effect on property- casualty insurance operations. Risk Management and Insurance Review, 13(1), pp.85-109.
- Quah, D., (1994). Exploiting cross-section variation for unit root inference in dynamic data. Economics Letters, Vol. 44, pp.9-19.
- Shone, R., (1981). Applications in Intermediate Microeconomics. Oxford: Martin Robertson.