

بر آورد تابع تقاضای بیمه حوادث (مطالعه موردی: شرکت بیمه ایران)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۸/۱۰	غدیر مهدوی ^۱
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۰۷	آتوسا گودرزی ^۲
	سیده فاطمه موسوی زاده ^۳

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 به دست آمده، 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، معنی دار نبودن اثر نرخ تورم بر تابع تقاضای بیمه حوادث است.

واژگان کلیدی: بیمه حوادث، تقاضا، کشش درآمدی تقاضا، روش داده‌های پانلی.

۱. استادیار مؤسسه آموزش عالی بیمه آکو، دانشگاه علامه طباطبائی، Mahdavi@eco.ac.ir

۲. استادیار مؤسسه آموزش عالی بیمه آکو، دانشگاه علامه طباطبائی، Goodarzi@eco.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد علوم محاسبات و برنامه‌ریزی بیمه، مؤسسه آموزش عالی بیمه آکو، دانشگاه علامه طباطبائی

(نویسنده مسئول) F_Mosavizadeh@yahoo.com

۱. 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^۱). 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 ازکارافتادگی 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^۲).

1. www.iraninsurance.ir

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

از زمان فعالیت مؤسسات بیمه در کشور سالیان زیادی می‌گذرد و طی این مدت عملکرد شرکتها به سبب تغییرات ایجادشده 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 به‌خوبی 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، 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.

۲. عملکرد صنعت بیمه کشور در رشته بیمه حوادث

۲-۱. حق بیمه صادره

در سال ۱۳۸۹ حق 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 حق 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 حق 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 حق بیمه‌های رشته حوادث، بیشترین سهم بازار این رشته را داشته است. بنابراین سهم بخش دولتی از حق بیمه‌های صادره برابر ۵۱/۵ درصد و ۴۸/۵ درصد متعلق به بخش غیردولتی است.

۲-۲. 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 حق 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 باقی مانده، متعلق به بخش غیردولتی بوده است.

۲-۳. 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).

۲-۴. 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:

۲-۴-۱. 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.

۲-۴-۲. 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. بیمه‌مهدکودکها، بیمه‌دانش‌آموزی، بیمه‌دانشجویان، بیمه‌حوادث خانواده، سازمانها و غیره، نمونه‌هایی از بیمه‌حوادث گروهی هستند. جدول زیر خلاصه‌ای از حق‌بیمه دریافتی، خسارتهای پرداختی، و تعداد بیمه-نامه‌های صادره بعضی از انواع بیمه‌حوادث شرکت بیمه ایران را طی سه سال نشان می‌دهد.^۱

جدول ۱. گزارشهای آماری شرکت بیمه ایران در رشته حوادث

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

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

۳. 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

۱. 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.

را بیمه کند، در این صورت ثروت او برابر $w_0 - d$ خواهد بود که در آن d نشان‌دهنده حق‌بیمه 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 $w_0 - L$ روبه‌رو است. همان‌طور که بیان شد این فرد دو انتخاب دارد: قرارداد بیمه‌ای با حق‌بیمه 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

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

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

$$U_0 = pU(w - L) + (1 - p)U(w) \quad (2)$$

است که در آن U_0 مطلوبیت فرد بیمه‌نشده، U_1 مطلوبیت فرد بیمه‌شده، d حق‌بیمه 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 حق‌بیمه 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).

۴. مروری بر مطالعات انجام شده

فتحی‌زاده (۱۳۷۶)، برای مطالعه تقاضای بیمه‌های اشخاص از دو روش استنباط آماری و تحلیل رگرسیون استفاده کرده است. در مرحله اول نتیجه آزمون خبی 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: حق بیمه 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 خی دو 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^۱ (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 ارمغان 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 (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.

۵. 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.

۵-۱. 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.

۵-۲. 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.

۵-۲-۱. 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^۱ (GDP) در هر استان استفاده شده است. این اطلاعات از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

۵-۲-۲. 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.

۵-۲-۳. 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 به‌عنوان 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 گی، ۱۳۸۹).

در این تحقیق به منظور بررسی اثر مقدار خسارت‌های پرداختی به‌عنوان یک متغیر مستقل در مدل، از میزان خسارت‌های پرداختی بیمه‌نامه‌های حوادث در شرکت بیمه ایران در استانهای کشور استفاده شده است.

۵-۲-۴. 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^۱ (CPI) و با استفاده از رابطه

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

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

۶. روش شناسی تحقیق

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^۲ مورد مطالعه قرار گرفته است. برای برآورد اثر عوامل ذکر شده بر تقاضای بیمه حوادث از یک مدل خطی-لگاریتمی^۳ 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

-
1. Consumer Price Index
 2. Panel Data
 3. Log-Linear Model

به بررسی مسائلی می‌شوند که امکان مطالعه آنها در محیط‌های فقط مقطعی یا سری زمانی وجود ندارد (Baltagi, 2005).

بالتاجی^۱ (۱۹۹۵) به این نتیجه رسید که روش داده‌های پانلی قادر است متغیرهای پایا را نسبت به مکان و زمان لحاظ کند، در حالی که سریهای 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 ذکر شده در رابطه (۸)، برای الگوهای مبتنی بر داده‌های پانلی، چند مدل مختلف وجود دارد که عبارت‌اند از: مدل رگرسیون ادغامی^۲، مدل اثرات تصادفی^۳ (REM)، و مدل اثرات ثابت^۴.

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^۵ (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 i امین واحد مقطعی (در اینجا استانهای کشور) و $t = 1, 2, \dots, 6$ نشان‌دهنده t امین دوره زمانی (در اینجا سال) است.

در رابطه

-
1. Baltagi
 2. Pooled Regression
 3. Random Effects Model
 4. Fixed Effects Model
 5. Ordinary Least Squares

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

که در آن $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$ و مبتنی بر مدل اثرات تصادفی یا تعمیم مدل اجزای خطا^۱ (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 (ε_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^۲ (GLS) پارامترها را برآورد می‌کنیم. در مدل‌های اثر تصادفی، برآوردگرهای GLS بهترین برآوردگرهای خطی نارایب^۳ (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 معنی دار نیست اما اختلاف معنی داری میان مقطوعها وجود داشته و ضرایب مقطوعها با زمان تغییر نمی‌کند. این تفاوت ممکن است ناشی از ویژگیهای خاص هر یک از استانها باشد. در مدل اثرات ثابت، μ_i با متغیرهای توضیحی مدل همبسته است (Johanston and Dinardo, 1997). اصطلاح «اثرات ثابت» ناشی از این حقیقت است

-
1. Error Component Model
 2. Generalized Least Squares
 3. Best Order Lest Square

که با وجود تفاوت عرض از مبدأ در میان مقاطع (در اینجا استانهای کشور)، عرض از مبدأ هر مقطع طی زمان تغییر نمی‌کند.

۶-۱. آزمونهای مانایی در داده‌های ادغامی

آزمونهای ریشه واحد^۱ داده‌های ادغامی توسط کواه^۲ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۴) و بریتون^۳ (۱۹۹۴) پایه‌ریزی شد. این مطالعات توسط لین و لوین^۴ (۱۹۹۲ و ۲۰۰۲)، و ایم، پسران و شین^۵ (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 عبارت‌اند از: آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو^۶ (LLC) و آزمون ایم، پسران و شین (IPS). این دو آزمون از مهم‌ترین آزمونهای ریشه واحد در داده‌های پانلی 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

-
1. Unit Root Test
 2. Quah
 3. Breitung
 4. Lin and Levin
 5. Im, Pesaran and Shin
 6. Chu

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

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

منبع: یافته‌های تحقیق براساس خروجی نرم افزار Eviews

۶-۲. آزمون هم‌انباشتگی پانلی^۱

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^۱ در سال ۱۹۹۹ انواع آزمونهای دیکی- فولر^۲ (DF) و آزمون هم‌انباشتگی تعمیم‌یافته دیکی- فولر^۳ (ADF) را برای بررسی هم‌انباشتگی در داده‌های پانلی ارائه کرد. نتایج آزمون هم-انباشتگی 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_p ، DF_t ، DF_p^* ، DF_t^* و ADF است، این در حالی است که آزمونهای DF_p و DF_t حالتی را که ارتباط بین رگرسورها و خطاها قویاً برون‌زا 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

سطح معنی‌داری	آماره t	آزمون هم‌انباشتگی
۰/۰۰۰۱	-۳/۶۸۳۰۶۰	DF
۰/۰۰۶۴	-۲/۴۹۱۶۲۱	DF*
۰/۰۰۰۱	-۳/۶۴۹۵۰۹	ADF

منبع: یافته‌های تحقیق براساس خروجی نرم‌افزار Eviews

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

1. Kao
2. Dickey Fuller
3. Augmented Dickey-Fuller

۳-۶. آزمونهای تشخیصی

برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده‌های پانلی از آزمونهای مختلفی استفاده می‌شود. رایج‌ترین آنها آزمون چاو^۱، برای استفاده از مدل اثرات ثابت در مقابل مدل برآوردی داده-های ادغامی و آزمون هاسمن برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل 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 $14/61$ به دست آمده است که در سطح معنی‌داری 1 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 خی‌دو دارد. آماره آزمون هاسمن $75/96$ به دست آمده که در سطح معنی‌داری 5 درصد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی بین مؤلفه خطای مقطعی و متغیرهای توضیحی رد شده و مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

۴-۶. 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:

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل

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

$$R^2 = ۰/۹۸, \bar{R}^2 = ۰/۹۷۷, F = ۱۸۵/۷, DW = ۱/۹۳$$

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^۱ 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 اخلال رد نمی‌شود، به عبارت دیگر، بین جملات اخلال همبستگی سریالی وجود ندارد. با

1. Lagged Dependent Variable

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 حق‌بیمه‌های دریافتی سال قبل ۰/۱۴ برآورد شده است که نشان می‌دهد در صورت افزایش یک درصدی حق‌بیمه‌های دریافتی در سال قبل، تقاضا برای بیمه حوادث به میزان ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

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 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؛ باتوجه 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،

کاهش 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

۱. اشرف‌زاده، ح.ر. و مهرگان، ن.، ۱۳۸۷. اقتصادسنجی پانلی دیتا. مؤسسه تحقیقات و تعاون. دانشگاه تهران.
۲. 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.
۳. خانی قریه گپی، ن.، ۱۳۸۹. تخمین تابع تقاضای بیمه مسئولیت حرفه‌ای پزشکان در ایران. فصلنامه صنعت بیمه، سال بیست و پنجم، شماره ۱، صص ۱۲۹-۱۵۵.
۴. دیزجی، م.، پناهی، ح. و تقی‌زاده، ح.، ۱۳۸۸. اثر هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی در کشورهای در حال توسعه. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال سوم، شماره ۱، صص ۱۱۷-۱۳۶.
۵. رضایی، م.، ۱۳۸۴. برآورد تابع تقاضای بیمه آتش‌سوزی. فصلنامه صنعت بیمه، سال بیستم، شماره ۱، صص ۱۲۳-۱۵۰.
۶. زراء نژاد، م. و 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.
۷. غیاث آبادی، م.، ۱۳۷۷. بررسی علل عدم رشد و توسعه مطلوب بیمه‌های حوادث و درمان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران. دانشکده مدیریت.
۸. فتحی‌زاده، ح.، ۱۳۷۶. بررسی عوامل مؤثر بر بازار بیمه اشخاص در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه مازندران. دانشکده علوم انسانی و اجتماعی.

۹. گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، ۱۳۸۹. پژوهشکده بیمه (وابسته به بیمه مرکزی ج.ا.ا.).

۱۰. مک کنا، س.ج.، ۱۳۷۲. اقتصاد عدم اطمینان. ترجمه سعید مقاری و عبدالرضا فهیمی. تهران: پژوهشکده علوم دفاعی استراتژیک امام حسین (ع).

11. Asteriou, D. and Hall, S.G., 2007. *Applied econometrics: a modern approach using eviws and microfit revised edition*. New York: Palgrave Macmillan.

12. Baltagi, B.H., 2005. *Econometric analysis of panel data*. 3th ed.. New York: Johon Wiley & Sons.

13. Benoist, G., 2007. Climate Change impacts on personal insurance. *The Geneva Papers*, Vol. 32, pp.16-21.

14. Breitung, J. and Meyer, W., 1994. Testing for unit roots in panel data: are wages in different bargaining levels cointegrated?, *Applied Economics*, No. 26, pp.353-361.

15. Greene, W.H., 2000. *Econometric analysis*. 4thed., Singapore: Prentice-Hall.

16. Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y., 1997. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Manuscript*, Department of applied economics, University of Cambridge.

17. Im, K., Pesaran, H. and Shin, Y., 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), pp.53-74.

18. Johanson, J. and Dinardo, J., 1997. *Econometric methods*. 4th ed., New York: McGraw-Hill.

19. Kennedy, P., 1998. *A guide to econometrics*. 4th ed., Massachusetts: The MIT press.

20. Levin, A. and Lin, C.F., 1992. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. University of California, San Diego, *Discussion Paper*, No. 56.

21. Levin, A. , Lin, C.F.and Chu, C.S.J., 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, Vol.108, pp.1-24.

22. Puelz, R., 2010. Technology's effect on property- casualty insurance operations. *Rrisk Management and Insurance Review*, 13(1), pp.85-109.

23. Quah, D., 1994. exploiting cross-section variation for unit root inference in dynamic data. *Economics Letters*, Vol. 44, pp.9-19.
24. Shone, R., 1981. *Applications in Intermediate Microeconomics*. Oxford: Martin Robertson.