فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و یکم / زمستان ۱۳۹۸

مدلی برای قیمت‌گذاری سواپ زلزله[۱] و تحلیل حساسیت[۲] آن در ایران

نصرالله محمودپور[۱]
عبدالساده نیسی[۲]
مسلم پیمانی[۳]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۸/۰۵/۰۶ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۰۷/۰۹

چکیده

افزایش خسارت‌های اقتصادی ناشی از وقایع طبیعی طی سال‌های اخیر، یکی از بزرگترین چالش‌های پیش روی صنعت بیمه و پژوهشگران برای یافتن ابزارهای نوین مالی جهت انتقال ریسک فجایع و کاهش زیان‌های اقتصادی می‌باشد. در این مقاله مدلی برای قیمت‌گذاری سواپ فاجعه با نوسان خسارت ثابت[۳] جهت کاهش ریسک شرکت‌های بیمه و بیمه اتکایی در ایران ارائه می‌شود، طرح تحقیق گذشته‌نگر و تحقیق کاربردی است، روش گردآوری داده‌ها کتابخانه‌ای و ابزار استفاده از اسناد و مدارک مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد، برای استخراج کل داده‌ها از روش همبستگی استفاده می‌شود و تمام شماری خسارت کل زلزله‌های دارای تلفات، مخرب و تاثیرگذار در بازه زمانی ۱۲۸۸ الی ۱۳۹۷ در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. احتمال وقوع و شدت خسارت ثابت و به صورت یک حرکت براونی پرش انتشار در نظر گرفته می‌شود، مدل دیفرانسیلی، انتگرالی استخراج شده با گسسته سازی به مدل دیفرانسیل معمولی تبدیل شده و با روش تفاضل محدود[۴] و نرم ابزار متلب جواب‌ها تخمین‌زده می‌شود، تغییرات مدل ارائه شده با تحلیل‌حساسیت لاندا مورد بررسی قرارمی‌گیرد و سرانجام با داده‌های واقعی خسارت‌های زلزله در ایران، که از پایگاه داده ئی ام دات دیتا بیس[۵] و نتایج رگرسیون استخراج شده است، مدل اجرا می‌شود. بر اساس نتایج تحقیق قیمت اوراق سواپ فاجعه[۶] به ازای خسارت کمتر از آستانه[۷]، روند افزایشی منظمی دارد، اما به محض رسیدن و رد شدن خسارت از آستانه، قیمت‌ها به شدت کاهش خواهند یافت.

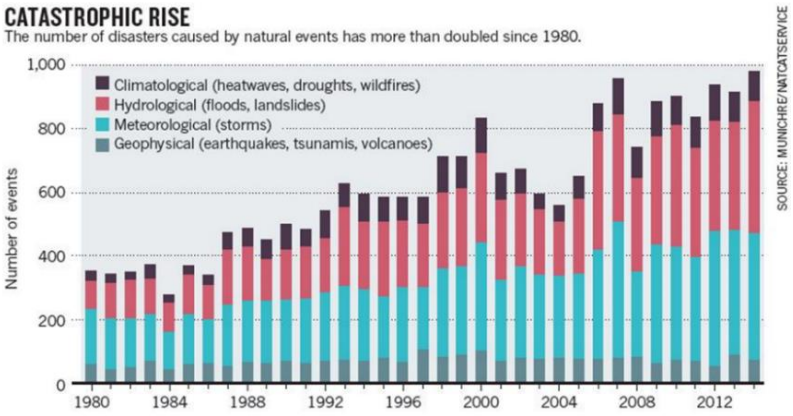
کلمات کلیدی

قیمت‌گذاری سواپ فاجعه، تحلیل حساسیت، خسارت زلزله در ایران و روش تفاضل محدود

۱-گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران n_mahmoudpour@atu.ac.ir
۲-گروه ریاضی، دانشکده علوم، ریاضی و رایانه، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول) a_neisy@atu.ac.ir
۳-گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران m.pemany@atu.ac.ir

۱-مقدمه

تعداد و شدت بلایای طبیعی افزایش یافته است، به طوریکه از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ تعداد آن‌ها بیش از دو برابر شده است(شکل شماره ۱)، همچنین پیش بینی می‌شود میزان خسارت‌های اقتصادی ناشی از وقایع طبیعی از سال ۲۰۰۵ تا سال ۲۰۳۰ به حدود دو برابر یعنی بیشتر از ۳۰۰ میلیارد دلار برسد [۲۷]. متوسط خسارت بیمه شدگان در شش ماهه اول ۳۰ ساله ۱۹۸۸-۲۰۱۷ نسبت به متوسط خسارت بیمه شدگان در شش ماهه اول ۱۰ ساله ۲۰۰۷-۲۰۱۷ از ۱۷۵۰۰ میلیون دلار به ۳۰۶۰۰ میلیون دلار رسیده است (متعادل شده) یعنی بیش از ۷۴ درصد افزایش یافته است [۲۹]. کشور ما هم از نظر تنوع و تعدد حوادث طبیعی و شدت خسارت‌های ناشی از حوادث طبیعی در رده کشورهای پرحادثه قرار دارد و هر ساله، حوادث متنوع و متعددی- به ویژه زلزله و سیل- مناطق مختلف را با خسارت‌های گسترده روبرو می‌کند. آمار و اطلاعات نشان می‌دهد که بر اثر وقوع زلزله در کشور، طی یک قرن اخیر، در مجموع بیش از ۱۹۸،۶۷۴ نفر کشته، ۱۰۳،۰۲۵ نفر مجروح و تقریباً ۴۳۵،۵۰۰ نفر بی خانمان شده اند [۳]. از سال ۱۲۸۸ تا سال ۱۳۹۷ تعداد۱۱۲ زلزله مخرب، تاثیرگذار یا دارای تلفات در ایران اتفاق افتاده که تعداد ۲۹۲۱۸۸۳ نفر از آن متاثر شده اند و زیان اقتصادی تقریبی ناشی از آن‌ها رقمی حدود ۲۰۶ هزار میلیارد تومان بوده است. این مساله بر ثروت اقتصادی افراد، شرکت‌ها و کشور تاثیر مستقیم و غیر مسقیم خواهد داشت. بنابراین یکی از بزرگترین چالش‌های پیش روی پژوهشگران این است که چگونه می‌توان با استفاده از ابزارهای مختلف مالی این زیان‌ها را به حداقل ممکن کاهش داد؟



شکل شماره ۱: تعداد بلایای طبیعی از سال ۲۰۱۴-۱۹۸۰

در این پژوهش برای ایجاد توانگری مالی[۸] و کفایت سرمایه[۹] شرکت‌های بیمه و بیمه اتکایی جهت

پوشش ریسک حوادث، دو هدف تعیین شده است: ارائه مدلی مناسب برای قیمت‌گذاری سواپ فاجعه، بر پایه مدل‌های ثابت در ایران و حل عددی[۱۰] مدل قیمت‌گذاری سواپ فاجعه بر پایه مدل‌های ثابت.

در بررسی‌های انجام شده، بجز مقاله براون[۱۱] [۸]، پژوهشی که قیمت گذاری سواپ فاجعه را مورد بررسی قرار داده باشد، مشاهده نشد. امبرکس و میستر[۱۲] [۱۸] بحث عامی از قیمت گذاری آتی فجایع طبیعی در زمینه بیشینه سازی مطلوبیت ارائه دادند. آسه[۱۳] [۱] ریسک مربوط به فجایع را سیستماتیک خوانده و به چارچوب تعادل بخشی با ریسگ گریزی در قیمت گذاری آتی بلایای طبیعی، اختیار خرید و دامنه قیمت، اشاره نموده است. به طور مشابه کاکس و پدرسن[۱۴] [۱۳] از روش قیمت‌گذاری برای اوراق قرضه بلایای طبیعی در بازار ناقص استفاده نموده اند، که بر اساس نظریه قیمت‌گذاری تعادلی و مطلوبیت، قابلیت تفکیک زمانی وجود دارد. کریستنسن و شمیدی[۱۵] [۱۱] مدل مطلوبیت نمایی برای قراردادهای آتی بلایای طبیعی ارائه نموده‌اند که شامل تاخیر در گزارش زیان است. رسیدن به قیمت گذاری ساده اوراق قرضه بلایای طبیعی تحت مفروضات بلک و شولز[۱۶] در اولین مقاله ایشان [۴] موجب شد که لوبرگ و همکاران[۱۷] [۲۶] یک فرایند پواسن مرکب را با ترکیب مدل دو جمله ای ساده برای نرخ بهره مطرح کنند. مدل دیگر قیمت‌گذاری بدون آربیتراژ اوراق قرضه بلایای طبیعی بر روی فرایند پواسن مرکب توسط باریشنیکوف و همکاران[۱۸] [۵] و لی و یو[۱۹] [۲۵] ارائه شده است، که در آن علاوه بر ریسک نکول صادر کننده اوراق قرضه بلایای طبیعی، امور مربوط به ریسک گریزی و ریسک پایه که با یک مدل اعتباری ساختاری در نرخ بهره تصادفی مطابقت دارد، مانند کاکس و دیگران[۲۰] [۱۴]، نیز در نظر گرفته شده است. علاوه بر این بکشی و مادن[۲۱] [۳] یک راه حل بسته برای قیمت‌های اختیار بلایای طبیعی با فرض تبعیت زیان از فرایند مارکوف با یک پرش یک طرفه، ارائه نمود. یک فرایند پواسن تصادفی مضاعف مرکب (فرایند کواکس) توسط بارنکی و کوکلا[۲۲] [۹] برای ارزش‌گذاری اوراق قرضه بدون کوپن و با کوپن، مورد استفاده قرار گرفت. همچنین داسیس و جانگ[۲۳] [۱۷] توقف زیان مشتقات بلایای طبیعی و قراردادهای بیمه اتکایی را مدل کردند. میورمان[۲۴] [۲۸] با فرض یک فرایند خسارت پواسن مرکب، مشتقات بلایای طبیعی مرتبط با حق بیمه قراردادهای بیمه را در همان ریسک پایه، ارزش گذاری کرد. به علاوه اسکیمیدی[۲۵] [۳۱] در مدلش برای اختیارات بر روی شاخص پی اس سی[۲۶]، بین وقوع بلایای طبیعی و دوره توسعه خسارت، که به ترتیب به وسیله فرایند پواسن مرکب و حرکت براونی هندسی اداره می‌شوند، تمایز قائل می‌شود. یک چارچوب جامع برای قیمت اوراق قرضه توسط واگیرارد[۲۷] [۳۳ و ۳۴] پیشنهاد شد، او یک فرایند پرش انتشاری را برای شاخص فیزیکی پایه و نرخ بهره تصادفی بر اساس مدل واسیچک [۳۲] پیشنهاد کرد. علاوه بر این کاکس و همکاران[۲۸] [۱۲] ارزش‌گذاری مضاعف اختیارات

فروش بلایای طبیعی، هنگامی که خسارات بوسیله فرایند پواسن مرکب ایجاد می‌شود، را مورد توجه قرار دادند. همچنین جایمانگال و وانگ[۲۹] [۲۴] با ترکیب نرخ-های بهره تصادفی، تحقیق خود را تعمیم دادند.

مطالعات متعددی پیرامون مدل‌سازی خسارت انجام شده است؛ ازجمله مطالعات در این زمینه می‌توان به پایان‌نامه ژو[۳۰] [۳۸] اشاره کرد، ایشان به بررسی توزیع خسارات ناشی از وقایع طبیعی در نروژ پرداخت. همچنین ذوالفقاری و کمپبل[۳۱] [۳۹] با استفاده از داده‌های تاریخی، تحلیلی برای مدل خسارت زلزله ارائه دادند. همچنین ویکری[۳۲] [۳۶] و همکاران مدلی برای خسارت یک نوع گردباد خاص مطرح کردند. آنگر[۳۳] [۳۷] در سال ۲۰۱۰ مدل خسارت را به‌صورت یک حرکت براونی هندسی پرش انتشار در نظر گرفت و با استفاده از آن، اوراق قرضه فاجعه را قیمت‌گذاری نمود. آنگر شدت فرایند پواسن را ثابت در نظر گرفته است. در بررسی‌های انجام‌شده، اسنادی که قیمت‌گذاری سواپ فاجعه زلزله در ایران را مورد بررسی قرار داده باشد، مشاهده نشد. چند محقق محدود اشاره اولیه‌ای به سواپ حوادث فاجعه نموده‌اند، در آثار بوردن و سارکار[۳۴] [۷] و کانتر و دیگران[۳۵] [۱۰] به این ابزار، در اوراق مرتبط با بیمه، اشاره شده است. به علاوه کامینز [۱۵] و کامینز و ویس[۳۶] [۱۶] به صورت مختصر مکانیزم عمومی در خصوص قرارداد سواپ‌های فاجعه را توصیف نمودند.

سوآپ نوعی ابزار مشتقه است که در آن یک طرف قرارداد نسبت به معاوضه عواید ناشی از ابزار مالی خود با عواید ناشی از ابزار مالی طرف مقابل اقدام می‌کند[۵]. عواید چنین قراردادی بستگی به نوع ابزار مالی معامله دارد. برای مثال در معاوضه یا سوآپ اوراق قرضه، منظور از عواید می‌تواند سود آن اوراق و به صورت کوپن‌های مربوط به آن باشد. این گونه قراردادها معمولاً شامل تاریخ پرداخت و نیز نحوه محاسبه عواید یا جریان‌های نقدی معامله است. از مشارکت کنندگان فعال در بازار قراردادهای معاوضه‌ای می‌توان به نهادهای مالی یا شرکت‌ها اشاره کرد. به این ترتیب، سرمایه‌گذارانی که به دنبال پوشش ریسک ناشی از نوسانات قیمت هستند، جریان نقد ثابت و سایر مشارکت کنندگان بازار که به واسطه حرفه خود از این فرصت‌ها با قبول ریسک استفاده می‌کنند، جریان نقد شناور را انتخاب می‌کنند [۶].

اگرچه ادبیات زیادی در خصوص اوراق قرضه فاجعه، آتی و اختیارات وجود دارد، اما سواپ حوادث فاجعه به عنوان ابزار انتقال ریسک جدید، برای مدیران ریسک و سرمایه گذاران مورد بی توجهی قرار گرفته است. سواپ‌های فاجعه، قراردادهای خارج از بورس است که به بیمه گر (بیمه گر اتکایی) اجازه می‌دهد تا از توانایی‌ریسک اضافه از طریق انتقال بخشی از ریسک‌بیمه به طرف مقابل، استفاده کند. طرف دیگر، شخص سرمایه‌گذاری است که بدون سرمایه در معرض ریسک بلایای طبیعی قرار می‌گیرد[۸].

در صنعت بیمه برای اندازه‌گیری میزان ادعاهای محتمل حاصل از بلایای عمده، شاخصی مورد استفاده قرار می‌گیرد، که به شاخص زیان فاجعه[۳۷] معروف شده است. شاخص زیان فاجعه به وسیله شرکت‌های بی‌طرفی که در زمینه بلایای طبیعی تحقیق می‌کنند و گزارش‌هایی را در مورد میزان زیان‌های هر فاجعه برآورد می‌کنند، ارائه می‌شود. این شاخص اغلب به وسیله شرکت‌های بیمه جهت تخمین ادعای خسارت احتمالی از فجایع محتمل، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این شاخص موجب ایجاد ذخایری برای مقابله با ادعای خسارت احتمالی خواهند شد. همچنین کمک می‌کند که کجا و چه زمانی تعدیل‌های بیمه‌ای را برای تأیید ادعای خسارت انجام داد. [۲۱].

در مدل‌سازی مالی[۳۸] یک شرکت نماینده مالی از برخی از اجزا یا همه اجزای دارایی‌های شرکت یا اوراق بهادار خود را خواهد ساخت. معمولا مشخصه این نوع مدل‌ها انجام محاسبات و ارائه توصیه‌هایی بر اساس اطلاعات می‌باشد، مدل ممکن است وقایع خاصی مانند بازده مدیریت سرمایه گذاری و نسبت سورتینو[۳۹] را برای استفاده کنندگان نهایی خلاصه کند، یا حتی روندهای بازار را پیش‌بینی نماید. یک مدل مالی تلاش می‌کند تا تمام متغیرها را در یک رویداد خاص شناسایی کند. سپس متغیرها را محاسبه می‌کند و فرمول‌های مرتبط با این متغیرها را ایجاد می‌کند. در نهایت، مدل با یک نمایش ریاضی از یک وضعیت خاص مالی به تحلیلگر ارائه می‌شود. مدل‌های مالی به دلایل مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرند، بیشترین استفاده از آن در قیمت‌گذاری کسب و کار، آماده سازی سناریو برای برنامه ریزی استراتژیک، محاسبه هزینه سرمایه برای پروژه‌های مالی شرکت، تصمیم گیری در خصوص بودجه بندی سرمایه‌ای و تخصیص منابع شرکت می‌باشد[۲۰].

۲-روش شناسی

تحقیق نوعی جستجو و بررسی است و زمانی انجام می‌شود که انسان در مقابل یک ابهام، نگرانی، ناراحتی و... قرار می‌گیرد. در این مسیر آنچه محور قرار می‌گیرد و نقش آفرینی اساسی جهت شکل‌گیری درک و فهم انسان از آن را به عهده دارد، سوال یا سوالاتی است که انسان پیرامون آن از خود می‌پرسد. مجموعه فعالیت‌هایی را که انسان در جهت جواب به این سوالات انجام می‌دهد، تحقیق می‌نامند [۱]. روش تحقیق این پژوهش، همبستگی[۴۰]، طرح تحقیق گذشته‌نگر و تحقیق کاربردی است. روش گردآوری اطلاعات کتابخانه‌ای است و ابزار استفاده از اسناد و مدارک مورد بهره‌برداری قرار گرفته است. از پایگاه داده ئی ام دات دیتا بیس برای داده‌های خسارت زلزله ایران استفاده شده است، میزان خسارت ۱۱۲ زلزله از سال‌های ۱۲۸۸ تا ۱۳۹۷ ، با تعدیل نرخ تورم، ۲۰۶ هزار میلیارد تومان برآورد شده است. با توجه به اینکه فقط برای ۲۷ واقعه زلزله در بازه زمانی فوق خسارت ثبت شده بود، برای پیش بینی خسارت

سال‌های اعلام نشده، از مدل رگرسیون خطی چندگانه[۴۱] استفاده شده است، بنابراین تمام شماری کل خسارت‌های حوادث، در فاصله زمانی اشاره شده، مورد بررسی قرار گرفته است. میزان خسارت وارد شده (Y) به عنوان متغیر وابسته و مقیاس بزرگی ریشتر (d۱)، تعداد افراد کشته شده (d۲) و تعداد افراد متأثیر در هر زلزله (d۳) به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شده است. داده‌ها بر اساس فرمول z استاندارد شده‌اند.

مدل خسارت مورد استفاده در این پژوهش، مدل خسارت آنگر می‌باشد. آنگر مدل خسارت خود را با استفاده از داده‌های پی سی اس به صورت یک حرک براونی پرش انتشار در نظر گرفته است. برای تغییرات قیمت سواپ، از روش ایتو استفاده شده است. روش تفاضلات متناهی برای حل مدل قیمت‌گذاری سواپ فاجعه مورد استفاده قرار گرفته، برای قسمت انتگرالی از روش ذوزنقه‌ای استفاده شده است. تحلیل حساسیت λ برای مدل سواپ فاجعه انجام گرفته است. برای جلوگیری از پراکندگی بیش از حد و درک بهتر نتایج عددی، نسبتی بین داده‌ها در بازه [0,10] برقرار شده است. پارامترها براساس روش بیورک[۴۲] [۶] تخمین زده شده و سرانجام با استفاده از نرم‌افزار متلب، مدل اجرا شده است.

۳- پرسش‌های پژوهش:

مدل مناسب قیمت گذاری سواپ فاجعه برپایه مدل‌های ثابت در ایران چیست؟

حل عددی مدل ارائه شده برای سواپ فاجعه برپایه مدل‌های ثابت چگونه است؟

۴-یافته‌های پژوهش:

متغییرهای مختلفی بر میزان خسارت ناشی از زلزله تاثیرگذار می‌باشند، از جمله محل وقوع زلزله (موقعیت)، بزرگای زلزله (ریشتر)، تعداد افراد مجروح، تعداد افراد متاثر، زمان وقوع زلزله و تعداد افراد کشته شده، در این مطالعه از متغییرهای مقیاس بزرگی ریشتر ($d_۱$)، تعداد افراد کشته شده ($d_۲$) و تعداد افراد متأثر در هر زلزله ($d_۳$) به عنوان متغیرهای مستقل و تاثیرگذار در برآورد داده‌های خسارت ثبت نشده در ایران، استفاده شده است. برای اینکه داده‌ها در دامنه تعریف متفاوتی هستند، داده‌ها توسط رابطه زیر استاندارد شده‌اند:

$$z = \frac{d - \mu}{l} \qquad (1)$$

که در آن، z متغیر استاندارد شده، d مقدار متغیر مشاهداتی، μ میانگین و l نیز انحراف معیار است.

شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

در بین داده‌های موجود قوی‌ترین زلزله با مقیاس بزرگی ۷/۸ ریشتر در سال ۱۳۵۷ در طبس رخ داده است. بیشترین تعداد افراد کشته شده و بیشترین تعداد افراد متأثر در زلزله رودبار و منجیل در سال ۱۳۶۹ با ۴۰۰۰۰ کشته و ۷۱۰۰۰۰ فرد متأثر گزارش شده است. همچنین بیشترین میزان خسارت وارد شده نیز مربوط به زلزله رودبار و منجیل با ۹۲ هزار میلیارد تومان می‌باشد.

مدل رگرسیون خطی چندگانه

با توجه به اینکه داده‌های خسارت اقتصادی ثبت شده در پایگاه داده ئی ام دات محدود بود و اندازه نمونه در تحقیق همبستگی موضوع مهم و قابل توجهی است، بطوریکه هر اندازه نمونه کوچک‌تر باشد، میزان همبستگی باید بزرگتر باشد تا از نظر آماری معنادار تلفی شود، لذا جهت تخمین سایر خسارت‌ها استفاده از رگرسیون مورد استفاده قرار گرفت. ارتباط خطی بین متغیرهای مستقل d_1، d_2 و d_3 و متغیر وابسته Y در مدل رگرسیون خطی چندگانه به شرح زیر است:

$$Y = b. + b_1 d_1 + b_2 d_2 + b_3 d_3 + e \qquad (2)$$

که در آن، Y میزان خسارت، d_1 مقیاس بزرگی ریشتر، d_2 تعداد افراد کشته شده و d_3 تعداد افراد متأثر هستند. b. عرض از مبدأ و پارامترهای b_1، b_2 و b_3 ضرایب رگرسیونی می‌باشند.

پیش‌فرض‌های رگرسیون خطی چندگانه

پیش‌فرض اول: متغیر ملاک (میزان خسارت) در این پژوهش، نسبی است. بنابراین شرط اول رعایت شده است.

پیش‌فرض دوم: جهت بررسی نرمال بودن توزیع متغیر وابسته از آزمون شاپیرو-ویلک[۴۳] استفاده شده است که نتیجه این آزمون نشان می‌دهد که توزیع متغیر ملاک نرمال نیست، زیرا سطح معناداری مربوط به این آزمون از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد که با استفاده از تبدیل نرمال لگاریتمی، توزیع متغیر ملاک نرمال شد. بنابراین شرط دوم نیز رعایت شده است.

متغیرهای وابسته و مستقل بعد از استاندارد شدن وارد مدل شدند و ضرایب پارامترهای مدل و ضریب تعیین بدست آمد. سپس معیارهای ارزیابی مدل محاسبه شد. مقدار آماره دوربین- واتسون برابر با ۲/۰۶۰ شده و در بازه (۲/۵ , ۱/۵) قرار گرفته است، بنابراین مدل پژوهش مشکل خود همبستگی ندارد (یعنی بین خطاهای مدل همبستگی وجود ندارد). همچنین، مقدار آماره تلرانس برای هر سه متغیر بزرگ‌تر از ۰/۲ و مقدار عامل تورم واریانس کوچک‌تر از ۱۰ شده است، بنابراین بین متغیرهای مستقل مشکل

همخطی وجود ندارد (یعنی بین متغیرهای مستقل همبستگی وجود ندارد). در نتیجه پیش‌فرض‌های سوم و چهارم رگرسیون خطی چندگانه رعایت شده است.

نتایج ارائه شده حاکی از آن است که سطح معناداری مربوط به آماره F برابر با ۰/۰۰۲ شده و از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد، بنابراین فرض صفر رد شده و مدل رگرسیونی مبنی بر تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته تأیید می‌شود. به عبارت دیگر متغیرهای مستقل (مقیاس بزرگی ریشتر، تعداد افراد کشته شده و تعداد افراد متأثر در هر زلزله) توانایی پیش‌بینی متغیر وابسته (میزان خسارت وارد شده از هر زلزله) را دارند. با توجه به این‌که مقدار ضریب تعیین برابر با ۰/۴۶۷ شده است، می‌توان گفت که متغیرهای مستقل حاضر در مدل تقریباً ۴۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را بیان می‌کنند.

نهایتاً معادله رگرسیونی برآورد شده بصورت زیر می‌باشد:

$$Y = ۱۳/۱۵۷ + ۰/۸۸۱\ d_۱ + ۰/۹۰۳\ d_۲ + ۱/۸۰۲\ d_۳$$

مدل خسارت

با تخمین سایر زیان‌های اقتصادی ثبت نشده زلزله ایران در سال‌های مورد بررسی، می‌توان مدل خسارت و قیمت‌گذاری سواپ فاجعه را ارائه کرد. تغییرات مدل آنگر از یک حرکت براونی هندسی تبعیت خواهد کرد. اگر خسارت با s نشان داده شود، تغییرات آن، با در نظر گرفتن جمله پرش، به صورت زیر خواهد بود:

$$ds = \alpha s dt + \sigma s dw_t + \mathrm{C}\eta dN \qquad (3)$$

که در آن α نرخ رشد خسارت، σ نوسان حول نرخ خسارت و $\mathrm{C}\eta$ رخداد فاجعه می‌باشد. همچنین w_t و N به ترتیب فرایندهای وینر و پواسن می‌باشد.

فرض کنید $C(t,s)$ قیمت سواپ فاجعه در زمان t و s خسارت با مدل پرش انتشار معرفی شده باشد. در این صورت تغییرات قیمت سواپ با استفاده از فرمول ایتو و محاسبات ساده ریاضی به صورت زیر خواهد بود:

$$dC = \left(C_t + \alpha s C_s + \frac{1}{2}\sigma^2 s^2 C_{ss}\right)dt + \sigma s C_s dw_t + [C(t, s+\mathrm{C}\eta) - C(t,s)]dN \qquad (۴)$$

حال سبدی شامل ۲ سواپ فاجعه C^1 و C^2 تشکیل می‌شود به طوری که از C^1 به مقدار x_1 و از C^2 به مقدار x_2 در سبد وجود دارد. در این صورت ارزش سبد که با Π نشان داده می‌شود به صورت زیر می‌باشد:

$$\Pi = x_1 C^1 + x_2 C^2 \qquad (5)$$

تغییرات سبد فوق به صورت زیر خواهد بود:

$$d\Pi = x_1 dC^1 + x_2 dC^2 \qquad (6)$$

که در آن

$$dC^1 = \varphi_1 dt + \Delta_1 dw_t + [C^1(t, s + C\eta) - C^1(t, s)]dN \qquad (7)$$

$$\varphi_1 = \left(C_t^1 + \alpha s C_s^1 + \frac{1}{2}\sigma^2 s^2 C_{ss}^1 \right) \qquad (8)$$

$$\Delta_1 = \sigma s C_s^1 \qquad (9)$$

$$dC^2 = \varphi_2 dt + \Delta_2 dw_t + [C^2(t, s + C\eta) - C^2(t, s)]dN \qquad (10)$$

$$\varphi_2 = \left(C_t^2 + \alpha s C_s^2 + \frac{1}{2}\sigma^2 s^2 C_{ss}^2 \right) \qquad (11)$$

$$\Delta_2 = \sigma s C_s^2 \qquad (12)$$

حال فرض می‌شود سبد بدون آربیتراژ باشد، طبق تعریف مدل، دارایی بدون ریسک داریم:

$$E[d\Pi] = r\Pi dt \qquad (13)$$

علاوه بر این با استفاده از روش مدل‌سازی نیسی و سلمانی، [۳۰] و در نظر گرفتن $x_1 = \Delta_2$ و $x_2 = -\Delta_1$ و با جایگزینی مدل فوق و ادامه روند مدل‌سازی به رابطه زیر خواهیم رسید:

$$\frac{\varphi_1 - (r+\lambda)C^1 + \lambda E[C^1(t, s + C\eta)]}{\Delta_1} = \frac{\varphi_2 - (r+\lambda)C^2 + \lambda E[C^2(t, s + C\eta)]}{\Delta_2} \qquad (14)$$

که در آن λ شدت فرایند پواسن یا به عبارتی دیگر شدت وقوع خسارت و E امید ریاضی می‌باشد. از آنجایی که انتخاب این دو سواپ به صورت دلخواه بوده، این نسبت برای تمامی سواپ‌های فاجعه برقرار می‌باشد و یکی از آن‌ها را انتخاب کرده و اندیس مد نظر را حذف می‌کنیم. سرانجام، با محاسبات ساده می‌توان به معادله دیفرنسیل- انتگرال با مشتقات جزئی[۴۴] زیر رسید:

$$C_t + (\alpha - q\sigma)sC_s + \frac{1}{2}\sigma^2 s^2 C_{ss} - (r+\lambda)C + \lambda J = 0 \qquad (15)$$

که در آن :

$$J = \int_0^\infty C(t, s + C\eta) f(\eta) d\eta \qquad (16)$$

$$f(x)=\frac{1}{\nu\sqrt{2\pi}}e^{-0.5\left(\frac{Lnx-\chi}{\nu}\right)^2} \quad (17)$$

با توجه به تعریف بازار سواپ شرایط نهایی به صورت زیر خواهد بود:

$$C(T,s)=\begin{cases}B_{fix} & s<\Lambda\\ 0 & s\geq\Lambda\end{cases} \quad (18)$$

که در آن Λ استانه و B_{fix} پرداختی‌های ثابت در قرارداد می‌باشد. همچنین شرایط مرزی از فرمول‌های زیر تبعیت می‌کند:

$$C(t,0)=B_{fix}e^{-r(T-t)} \quad (19)$$

$$\lim_{s\to\infty}C(t,s)=0 \quad (20)$$

روش حل:

قبل از شروع روش گسسته سازی معادله ۱۵ و ۲۰-۱۸ را با انتخاب تغییر متغییر $\tau=T-t$ به معادلات زیر تبدیل می‌کنیم. این موجب پایدار و همگرا شدن روش عددی مورد استفاده خواهد شد[۴].

$$U_\tau=(\alpha-q\sigma)sU_s+\frac{1}{2}\sigma^2s^2U_{ss}-(r+\lambda)U+\lambda J \quad (21)$$

که در آن :

$$J=\int_0^\infty U(\tau,s+C\eta)f(\eta)d\eta \quad (22)$$

$$f(x)=\frac{1}{\nu\sqrt{2\pi}}e^{-0.5\left(\frac{Lnx-\chi}{\nu}\right)^2} \quad (23)$$

همچنین شرایط اولیه و مرزی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$U(0,s)=\begin{cases}B_{fix} & s<\Lambda\\ 0 & s\geq\Lambda\end{cases} \quad (24)$$

که در آن Λ آستانه و B_{fix} پرداختی‌های ثابت در قرارداد می‌باشد.

$$U(\tau,0)=B_{fix}e^{-r\tau} \quad (25$$

$$\lim_{s\to\infty}U(\tau,s)=0 \quad (26)$$

معادله ۲۱ به همراه شرایط ۲۴ تا ۲۶ یک مساله مقدار اولیه و مرزی می‌باشند، نظر به اینکه معادله بدست آمده از دو بخش معادلات با مشتقات جزئی و جمله انتگرالی تشکیل شده است، روش حل آن از حساسیت خاصی برخوردار می‌باشد، در چنین حالت‌هایی بایستی دقت لازم را در انتخاب نقاط شبکه گسسته سازی برای معادلات دیفرانسیل جزئی و انتگرالی بکار برد، لذا برای این منظور بازه $[0,\infty]$ را به $[0,s_{max}]$ تبدیل کرده و علاوه بر گسسته سازی، بازه زمانی را به صورت زیر افراز می‌کنیم:

$$s_0 = 0 \le \ldots \le s_i \le \ldots \le s_M = s_{\max} \tag{27}$$

$$\tau_0 = 0 \le \ldots \le \tau_k \le \ldots \le \tau_K = T \tag{28}$$

که در آن طول گام‌های مکانی و زمانی به ترتیب برابر است با $\Delta s = s_{i+1} - s_i$ و $\Delta\tau = \tau_{i+1} - \tau_i$ نشان داده خواهد شد. حال فرض کنید $u_{k,i} = U(\tau_k, s_i)$ تقریبی از جواب‌ها با روش عددی گسسته سازی مورد نظر باشد، با توجه به نقاط گسسته سازی، مشتقات به صورت زیر در نظر گرفته خواهد شد:

$$U_\tau(\tau_k, s_i) \approx \frac{u_{k+1i} - u_{ki}}{\Delta\tau} \tag{29}$$

$$U_s(\tau_k, s_i) \approx \frac{u_{ki+1} - u_{ki-1}}{2\Delta s} \tag{30}$$

$$U_{ss}(\tau_k, s_i) \approx \frac{u_{ki+1} - 2u_{ki} + u_{ki-1}}{\Delta s^2} \tag{31}$$

با جایگذاری (۳۱-۲۹) در (۲۱) ،برای قسمت دیفرانسیلی، ماتریس زیر بدست خواهد آمد:

$$A = \begin{pmatrix} \phi_1(s_1) & \phi_2(s_1) & 0 \\ \phi_3(s_2) & \ddots & \phi_2(s_{M-2}) \\ 0 & \phi_3(s_{M-1}) & \phi_1(s_{M-1}) \end{pmatrix} \tag{32}$$

همچنین شرایط مرزی آن به صورت زیر خواهد بود:

$$B_k = \begin{bmatrix} \phi_3(s_1)u_{k,0} & 0 & \ldots & 0 & \phi_2(s_{M-1})u_{k,M} \end{bmatrix}^{Tra.} \tag{33}$$

که در آن

$$\phi_1(s_i) = \left(-\sigma^2 s_i^2 \frac{2\Delta\tau}{\Delta s^2} - (r+\lambda)d\tau \right) + 1 \tag{34}$$

$$\phi_2(s_i)=\sigma^2 s_i^2\frac{\Delta\tau}{\Delta s^2}+\alpha s_i\frac{\Delta\tau}{2\Delta s} \tag{35}$$

$$\phi_3(s_i)=\sigma^2 s_i^2\frac{\Delta\tau}{\Delta s^2}-\alpha s_i\frac{\Delta\tau}{2\Delta s} \tag{36}$$

همانطور که گفته شد برای قسمت انتگرالی از روش ذوزنقه‌ایی استفاده خواهد شد و با تغییر متغییر $s+\mathbb{C}\eta=z$ عبارت زیر بدست خواهد آمد:

$$\frac{1}{\mathrm{C}^2}\int_0^{\infty}U(\tau,z)f(z-s_i)dz=\frac{\Delta s}{2\mathrm{C}^2}\left[f_{i,0}u_{k0}+f_{i,M}+2\sum_{j=1}^{M-1}f_{i,j}u_{k,j}\right] \tag{37}$$

که در آن $f_{i,j}=f(s_j-s_i)$ و نهایتا ماتریس‌های زیر برای عبارت قسمت انتگرالی بدست خواهد آمد:

$$F=\frac{\Delta s}{\mathrm{C}^2}\begin{pmatrix} f_{1,1} & \cdots & f_{1,M-1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ f_{M-1,1} & \cdots & f_{M-1,M-1}\end{pmatrix} \tag{38}$$

همچنین شرایط مرزی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$G_k=\frac{\Delta s}{2\mathrm{C}^2}\begin{bmatrix} f_{1,0}u_{k,0}+f_{1,M}u_{k,M} & \ldots & f_{M-1,0}u_{k,0}+f_{M-1,M}u_{k,M}\end{bmatrix}^{Tra.} \tag{39}$$

سرانجام برای حل PIDE (۲۱) کافی است از روش تکراری زیر استفاده شود:

$$u_{k+1}=\psi u_k+\theta_k \tag{40}$$

که در آن:

$$u_k=\begin{bmatrix}u_{k1} & \ldots & u_{kM-1}\end{bmatrix}^{Tra.} \tag{41}$$

$$\psi=A+\lambda F \tag{42}$$

$$\theta_k=B_k+\lambda G_k \tag{43}$$

تحلیل حساسیت:

در این قسمت تحلیل حساسیت λ برای مدل بدست آمده سواپ فاجعه، انجام خواهد شد. در واقع در این قسمت پژوهش تغییرات قیمت سواپ فاجعه با تغییر جزئی $d\lambda$ در مقدار λ انجام و در نهایت نشان داده خواهد شد که مقدار ثابت λ اگر دقیق نباشد چه اختلافی بین دو قیمت مختلف به وجود

خواهد آمد. برای شروع فرض می‌شود u_k^{λ} بردار قیمت سواپ فاجعه در زمان k با مقدار λ و $u_k^{\lambda+d\lambda}$ قیمت سواپ فاجعه در زمان k با مقدار $\lambda+d\lambda$ باشد. از این رو روند تکراری (۴۰) برای هر کدام به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$u_{k+1}^{\lambda} = \psi u_k^{\lambda} + \theta_k \quad (44)$$

$$u_{k+1}^{\lambda+d\lambda} = \psi' u_k^{\lambda+d\lambda} + \theta_k' \quad (45)$$

حال برای بدست آوردن اختلاف دو قیمت از رابطه زیر استفاده خواهد شد:

$$D_{k+1} = \bar{\psi} D_k + \bar{\theta}_k \quad (46)$$

که در آن:

$$D_k = u_k^{\lambda+d\lambda} - u_k^{\lambda} \quad (47)$$

$$\begin{aligned} \bar{\psi} &= \psi' - \psi \\ \bar{\theta}_k &= \theta_k' - \theta_k \end{aligned} \quad (48)$$

و ماتریس معادل آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\bar{\psi} = d\lambda F - d\lambda d\tau I_{(M-1)(M-1)} \quad (49)$$

$$\bar{\theta}_k = d\lambda G_k \quad (50)$$

از آنجایی که شرایط اولیه مستقل از لاندا است و برای هر دو حالت یکسان می‌باشد یا به عبارتی دیگر $u_0^{\lambda+d\lambda} = u_0^{\lambda}$ ، مقدار D_1 به صورت زیر خواهد بود:

$$D_1 = \bar{\psi} 0 + \bar{\theta}_0 = \bar{\theta}_0 \quad (51)$$

با جایگذاری D_1 در روند تکراری (۴۶) D_2 نیز به صورت زیر بدست خواهد آمد:

$$D_2 = \bar{\psi}\bar{\theta}_0 + \bar{\theta}_1 \quad (52)$$

با ادامه این روند اختلاف قیمت در زمان K به صورت زیر خواهد بود:

$$D_K = \sum_{l=i}^{K} \bar{\psi}^{K-i} \bar{\theta}_{i-1} \quad (53)$$

با تغییر مقدار K می توان میزان اختلاف را در زمان‌های دیگر مشاهده نمود. در واقع سیگما فوق بیانگر اختلاف زیاد بین دو مقدار مختلف برای λ می‌باشد. از این رو اگر در انتخاب λ دقت لازم به عمل نیاید، از قیمت واقعی سواپ دور خواهیم شد.

نتایج عددی:

در این قسمت به اجرای نتایج بدست آمده از بخش‌های قبل خواهیم پرداخت، در ابتدا با استفاده از داده‌های واقعی ئی ام دات و نتایج رگرسیون که گزارشی از خسارت‌های زلزله‌های ایران می‌باشد، به تخمین پارامترهای مدل پرداخته و از روش عددی تفاضلات متناهی و با استفاده از نرم افزار متلب، آن را اجرا نموده و قیمت سواپ فاجعه نمایش داده خواهد شد. سر انجام با در نظر گرفتن تغییراتی در λ نمودار اختلاف قیمت نیز نمایش داده می‌شود.

تخمین پارا متر

در این قسمت پارامترهای α ، σ و λ با استفاده از داده‌های واقعی تخمین زده خواهند شد. روش بدست آوردن پارامترهای مد نظر با استفاده از روش بیورک و به صورت زیر می‌باشد:

$$\xi_i = Ln\left(\frac{s(t_i)}{s(t_{i-1})}\right) \qquad (54)$$

$$E[\xi_i] = \left(\alpha - \frac{1}{2}\sigma^2\right)dt \qquad (55)$$

$$Var[\xi_i] = \sigma^2 dt \qquad (56)$$

که در آن $s(t_i)$ مقدار خسارت در زمان t_i می‌باشد. همچنین برای بدست آوردن λ کافی است از داده‌های فاجعه، میانگین گرفته شود.

نمایش نمودار قیمت سواپ

در این بخش با استفاده از روش تخمین، پارامترها را بدست آورده و با تبدیل واحد خسارت‌ها به بازه ۰ تا ۱۰ مقدار پارامترها به صورت زیر خواهد بود:

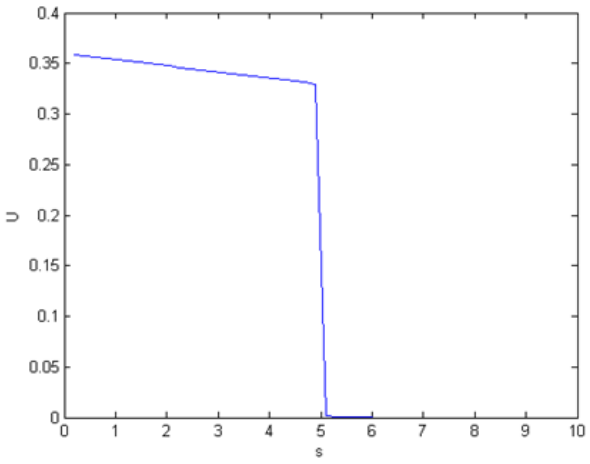
جدول ۱- مقدار عددی متغیرها(پارامترها) مدل

متغیر (پارامتر)	مقدار
α	۰,۰۲۹۴
σ	۰,۰۵۸۷
¢	۲,۵
M	۵۰
T	۱
Dt	۰,۰۱
q	۰,۵
χ	۲,۴۵
ν	۱,۱۱
λ	۰,۲۷۵۹
$[s_{\min}, s_{\max}]$	[۰و۱۰]

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به داده‌ها، آستانه مورد نظر مساله مقدار ۴,۸۷۷۶ در نظر گرفته خواهد شد. همچنین پرداختی‌های ثابت تعدیل شده در زمان سررسید، مقدار ۰,۵ در نظر گرفته شده است.

با توجه به مقادیر فوق نمودار قیمت سواپ فاجعه به صورت زیر می‌باشد:

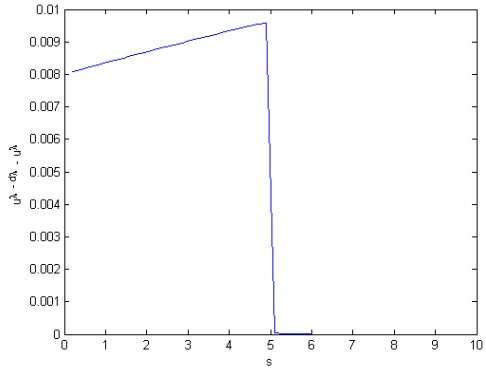


شکل شماره ۲- نمودار قیمت سواپ در لحظه t=0

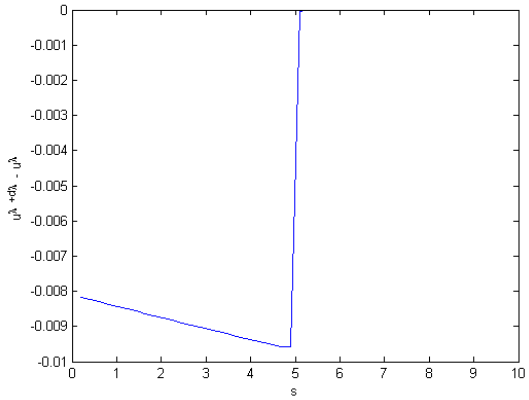
در نمودار فوق محور افقی بیانگر خسارت و محور عمودی قیمت سواپ می‌باشد. همانطور که از نمودار پیداست، با رشد خسارت، از قیمت سواپ کاسته می‌شود از طرفی حول آستانه افت شدیدی در قیمت سواپ دیده می‌شود.

حساسیت نمودار قیمت نسبت به λ

در این بخش به بررسی حساسیت نمودار قیمت با تغییر جزئی در مقدار λ پرداخته می‌شود. فرض کنید $d\lambda = 0.017$ باشد، و مقدار آن یک بار از λ کم و یک بار به آن اضافه شود. نتایج آن در نمودارهای زیر نشان داده خواهد شد.



شکل شماره ۳- اختلاف نمودار قیمت جدید سواپ با قیمت شکل ۲ حاصل از افزودن $d\lambda$ از λ



شکل شماره۴- اختلاف نمودار قیمت جدید سواپ با قیمت شکل ۲ حاصل از کاستن $d\lambda$ از λ

همانطور که از نمودار شکل شماره ۳ پیداست با کاستن از مقدار λ قیمت سواپ افزایش می‌یابد. در واقع با کم شدن شدت و احتمال وقوع خسارت قیمت ابزار تغییر فاحشی داشته و گران‌تر از حالت اولیه می باشد. در نمودار شکل شماره ۴ با افزودن به مقدار λ قیمت سواپ کاهش ملموسی داشته است. به عبارتی دیگر با افزایش شدت و احتمال وقوع خسارت، قیمت نمودار از حالت قبلی بسیار کمتر می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

اوراق بهادارسازی بر مبنای ریسک‌های زیان فاجعه، به شرکت‌های بیمه اجازه می‌دهد تا خسارت‌های ناشی از فجایع بزرگ مانند طوفان و زلزله را، که در غیر این صورت تهدیدی برای تهی کردن ذخایر شرکت‌های بیمه می‌باشد، را پوشش دهند. در این پژوهش از مدل خسارت آنگر، که لاندای ثابتی دارد، استفاده شد. برای تعیین تغییرات قیمت سواپ از روش ایتو و برای رسیدن به مدل قیمت گذاری سواپ فاجعه از روش مدل سازی بلک و شولز استفاده شده است. روش تفاضلات متناهی برای حل مدل قیمت‌گذاری سواپ فاجعه مورد استفاده قرار گرفته است. برای حل عددی مدل از داده‌های واقعی ثبت شده خسارت زلزله ایران در پایگاه داده ئی ام دات و نتایج رگرسیون در سال‌های ۱۲۸۸ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است. تحلیل حساسیت λ برای مدل بدست آمده سواپ فاجعه، انجام شد و در نهایت پارامترها استخراج و با استفاده از نرم ابزار متلب مدل اجرا شد.

از جمله نتایجی که می‌توان از این پژوهش گرفت این است که قیمت سواپ فاجعه با رشد خسارت، رشد شدت خسارت و رشد احتمال وقوع رابطه عکس دارد، یعنی با رشد خسارت قیمت سواپ فاجعه کاهش می‌یابد، همچنین با افزایش شدت خسارت فاجعه، قیمت سواپ فاجعه کاهشی می‌شود و با رشد احتمال وقوع خسارت، قیمت سواپ فاجعه نیز کاهش می‌یابد. به علاوه می‌توان دریافت که روند قیمت به ازای خسارت کمتر از آستانه، یک روند منظمی دارد و این تغییرات متناسب با تغییرات رشد، شدت و احتمال خسارت می‌باشد. به عبارت دیگر تا زمانی که رشد خسارت و شدت خسارت و احتمال وقوع فاجعه به حدی نرسیده باشد که خریدار سواپ مجبور به پرداخت جبرانی به فروشنده سواپ شود، قیمت‌ها یک روند افزایشی منظمی دارند، اما به محض رسیدن و رد شدن از آستانه، قیمت‌ها به شدت نزول خواهند کرد.

با عنایت فقر مطلق تنوع و تعدد ابزارهای مالی و عدم وجود ابزار مالی مشتقه سواپ در بازار سرمایه ایران، ضمن توصیه استفاده از مطالعات فقهی انجام شده در این زمینه[۴۵]، تدوین مدل عملیاتی جامع سواپ و تشریح ارکان حقوقی آن جهت ارائه به مراجع ذیصلاح، پیشنهاد می‌شود، تا ضمن شناخت مشکلات و مسائل حقوقی موجود، راه حل‌های قانونی جهت استفاده از این ابزار مهم مالی در بازار سرمایه

ایران فراهم شود. همچنین پژوهشگران در زمان انجام تحقیقات با واقعیت‌های مواجه می‌شوند که یکی از نشانه‌های وضعیت موجود کشور می‌باشد و آن اینکه مسائل و مشکلات کشور در سطوح بسیار ابتدای و اولیه قرار دارد، در این پژوهش مشخص شد، علی رغم وجود اطلاعات پراکنده و غیر مستند، هیچ سازمان، نهاد، ارگان و... داده‌های مربوط به خسارت‌های اقتصادی ناشی از حوادث طبیعی در کشور را نگهداری و منتشر نمی‌کنند. لذا توصیه می‌شود دلایل عدم وجود مدیریت دانش (فرآیند خلق، ارزشگذاری، نشر، توزیع و کاربرد دانش) حوادث و بلایای طبیعی در کشور بررسی شود. جهت برآورد داده‌های خسارت ثبت نشده در ایران از داده‌های میزان خسارت وارد شده (Y) به عنوان متغیر وابسته و مقیاس بزرگی ریشتر (d۱)، تعداد افراد کشته شده (d۲) و تعداد افراد متأثیر در هر زلزله (d۳) به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شده است. متغیرهای مستقل (مقیاس بزرگی ریشتر، تعداد افراد کشته شده و تعداد افراد متأثر در هر زلزله) توانایی پیش‌بینی متغیر وابسته (میزان خسارت وارد شده از هر زلزله) را دارند. با توجه به این‌که مقدار ضریب تعیین برابر با ۰/۴۶۷ شده است می‌توان گفت که متغیرهای مستقل حاضر در مدل تقریباً ۴۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را بیان می‌کنند. توصیه می‌شود در جهت افزایش تاثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته و کاهش عوامل عرض از مبدا، در تحقیقات آتی محل وقوع زلزله از نظر شهری و روستایی بودن و مدرن و سنتی بودن به متغیرهای مستقل اضافه شوند.

۶- منابع

۱) ایمان محمدتقی، فلسفه‌روش‌تحقیق در علوم انسانی. چاپ دوم. قم: پژوهشگاه حوزه و دانشگاه؛ ۱۳۹۳.

۲) عسکری فیروز حایی احسان، ساده وند محمد جواد، اوراق بهادار سازی بیمه. ویرایش اول. تهران: بورس اوراق بهادار تهران؛ ۱۳۹۳.

۳) غفوری آشتیانی محسن، ناصراسدی کیارش، شاخص‌های پایه ای نرخ بیمه زلزله ساختمان‌های ایران. گزارش مدیریتی، تهران: پژوهشکده بیمه؛ ۱۳۹۰.

۴) کوین کویک یو، مدل‌های ریاضی مشتقات مالی. ترجمه عبدالساده نیسی و مهتاب مهرآسا. چاپ اول. تهران: بورس؛۱۳۹۷.

۵) نیسی عبدالساده، سلمانی قرائی کامران، مهندسی مالی و مدل سازی بازارها با رویکرد نرم ابزار MATLAB . چاپ دوم. تهران: دانشگاه علامه طباطبایی؛۱۳۹۷.

۶) هال جان. ترجمه سجاد سیاح و علی صالح آبادی. چاپ اول. تهران: شرکت کارگزاری مفید؛ ۱۳۸۴.

7) Aase K.K. An equilibrium model of catastrophe insurance futures and spreads. Geneva Papers on Risk and Insurance Theory 1999, 24 (1), 69–96.

8) Azizi S.M.E.P.M., Neisy A. A New Approach in Geometric Brownian Motion Model. In: Cao BY. (eds) Fuzzy Information and Engineering and Decision. Advances in Intelligent Systems and Computing, 2018, vol 646. Springer.

9) Bakshi G., Madan D. Average rate claims with emphasis on catastrophe loss options. Journal of Financial and Quantitative Analysis 2002, 37 (1), 93–115.

10) Black F., Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities. Journal of Political Economy 1973, 81 (3), 637–654.

11) Baryshnikov Y., Mayo A., Taylor D.R. Pricing of CAT bonds. 2001, Preprint.

12) Bjork T. Arbitrage theory in continuous time, 3rd ed. edn. Oxford University Press, Oxford; 2009.

13) Borden S., Sarkar A. Securitizing property catastrophe risk. Current Issues in Economics and Finance 1996, 2 (9), 1–6.

14) Braun A. Pricing catastrophe swaps: A contingent claims approach. Insurance: Mathematics and Economics, 2011, 49(3), 520-536.

15) Burnecki K., Kukla G. Pricing of zero-coupon and coupon CAT bonds Applicationes Mathematicae 2003, 30 (3), 315–324.

16) Canter M.S., Cole J.B., Sandor, R.L. Insurance derivatives: a new asset class for the capital markets and a new hedging tool for the insurance industry. Journal of Applied Corporate Finance 1997, 10 (3), 69–81.

17) Christensen C.V., Schmidli, H. Pricing catastrophe insurance products based on actually reported claims. Insurance: Mathematics and Economics 2000,27 (1),189–200.

18) Cox S.H., Fairchild J.R., Pedersen H.W. Valuation of structured risk management products. Insurance: Mathematics and Economics 2004, 34 (2), 259–272.

19) Cox S.H., Pedersen H.W. Catastrophe risk bonds. North American Actuarial Journal 2000, 4 (4), 56–82.

20) Cox J.C., Ingersoll Jr. J.E., Ross S.A. A theory of the term structure of interest rates. Econometrica 1985, 53 (2), 385–407.

21) Cummins J.D. CAT bonds and other risk-linked securities: state of the markeand recent developments. Risk Management and Insurance Review 2008, 11 (1),23–47.

22) Cummins J. D., Weiss M. A. Convergence of insurance and financial markets: Hybrid and securitized risk-transfer solutions. Journal of Risk and Insurance 2009, 76(3), 493-545.

23) Dassios A., Jang J. Pricing of catastrophe reinsurance and derivatives using the Cox process with shot noise intensity. Finance and Stochastics 2003, 7 (1), 73–95.

24) Embrechts P., Meister S. Pricing insurance derivatives: the case of catfutures In: Proceedings of the 1995 Bowles Symposium on Securitization of Risk, Georgia State University Atlanta, Society of Actuaries, Monograph 1997, M-FI97-1, pp. 15–26.

25) EM-DAT: The Emergency Events Database - Université catholique de Louvain (UCL) - CRED - www.emdat.be, Brussels, Belgium.

26) Investopedia (2019). INVESTING, FINANCIAL ANALYSIS, Financial Modeling, Feb 11. (https://www.investopedia.com/terms/f/financialmodeling.asp)

27) Investopedia (2018). INSURANCE, Catastrophe Loss Index, May 16. (https://www.investopedia.com/terms/c/catastrophe-loss-index.asp)

28) Investopedia (2018).INVESTING, ALTERNATIVE INVESTMENTS, Catastrophe Swap, Apr 13. (https://www.investopedia.com/terms/c/catastrophe-swap.asp)

29) Investopedia (2019). INVESTING, FINANCIAL ANALYSIS, Sortino Ratio, Mar 3. (https://www.investopedia.com/terms/s/sortinoratio.asp)

30) Jaimungal S., Wang T. Catastrophe options with stochastic interest rates and compound Poisson losses. Insurance: Mathematics and Economics 2006, 38 (3), 469–483.

31) Lee J.-P., Yu M.-T. Pricing default-risky CAT bonds with moral hazard and basis risk. Journal of Risk and Insurance 2002, 69 (1), 25–44.

32) Loubergé H., Kellezi E., Gilli M. Using catastrophe-linked securities to diversify insurance risk: a financial analysis of CAT bonds. Journal of Insurance Issues 1999, 22 (2), 125–146.

33) Macmillan Publishers Limited. Pool knowledge to stem losses from disasters, Nature 2015, vol 522, 18 june.
34) Muermann A. Actuarially consistent valuation of catastrophe derivatives Working Paper 2003, Wharton Financial Institutions Center.
35) Munich Re NatCatSERVICE .Natural catastrophes in the first half of 2018.
36) Neisy A, Salmani K .An inverse finance problem for estimation of the volatility. Computational Mathematics and Mathematical Physics 2013, Volume 53, Issue 1, pp 63–77. Springer.
37) Schmidli H. Modelling PCS options via individual indices. 2003, Working paper.
38) Vasicek O. An equilibrium characterization of the term structure. Journal of Financial Economics 1997, 5 (2), 177–188.
39) Vaugirard V.E. Pricing catastrophe bonds by an arbitrage approach Quarterly Review of Economics and Finance 2003a, 43 (1), 119–13.
40) Vaugirard V.E. Valuing catastrophe bonds by Monte Carlo simulations Applied Mathematical Finance 2003b, 10 (1), 75–90.
41) Vaugirard V.E. A canonical first passage time model to pricing nature-linked bonds. Economics Bulletin 2004, 7 (2), 1–7.
42) Vickery P., Skerlj P., Lin J., Twisdale L., Jr Young M., Lavelle F. HAZUS-MH Hurricane model methodology. II: Damage and loss estimation. Natural Hazards Review 2006, 7, 94–103.
43) Unger, A.J.A., Pricing index-based catastrophe bonds: Part 1: Formulation and discretization issues using a numerical PDE approach, Computers & Geosciences 2010, 36 (2), 139-149.
44) Xu Y. "A Study of the Loss Distribution of Natural Disasters in Norway Comparing a Common Model with a Model Broken Down into Catastrophe Types", University of Oslo Library, 2016.
45) Zolfaghari M.R., Campbell K.W. A NEW INSURANCE LOSS MODEL TO PROMOTE CATASTROPHE INSURANCE MARKET IN INDIA AND PAKISTAN, The 14th World Conference on Earthquake Engineering October 12-17, 2008, Beijing, China.

یادداشت ها:

1 . Earthquake Swap Pricing
2 . Sensitivity Analysis
3 . Deterministic
4 . Finite Difference
۵ . E-M-DAT database : یک پایگاه داده بلایای طبیعی بین المللی است که برای انجام تحقیقات اپیدمیولوژی بلایای طبیعی در سال ۱۹۷۳، در دانشکده بهداشت عمومی دانشگاه یو سی ال Université Catholique de Louvain (UCL) در بروکسل تاسیس شد. این نهاد غیر انتفاعی ارتباط گسترده ای با بخش بشردوستانه سازمان ملل و اتحادیه اروپا و همچنین فدراسیون‌های بین المللی صلیب سرخ و هلال احمر دارد. این سازمان داده‌ها و اطلاعات فاجعه را از ۱۹۰۰ تا به امروز بر اساس معیارهای خاصی در بخش‌های انسانی، زمانی (زمان حادثه)، جغرافیایی و اقتصادی در سطح کشورها جمع آوری می‌کند. اطلاعات اولیه از منابع مختلفی مانند دولت‌ها، نمایندگی‌های سازمان ملل، سازمان‌های غیر دولتی، شرکت‌های بیمه، موسسات تحقیقاتی و آژانس‌های مطبوعاتی اخذ می‌شود.
6 . Catastrophe Swap
7 . Threshold
8 . Financial Solvency
9 . Capital Adequacy
10 . Numerical Solution
11 . Alexander Braun
12 . Embrechts, P., Meister, S
13 . Aase, K.K
14 . Cox, S.H., Pedersen, H.W
15 . Christensen, C.V., Schmidli, H
16 . Black and Scholes
17 . Loubergé, H., Kellezi, E., Gilli, M
18 . Baryshnikov, Y., Mayo, A., Taylor, D.R
19 . Lee, J.-P., Yu, M.-T
20 . Cox, J.C., Ingersoll Jr., J.E., Ross, S.A
21 . Bakshi, G., Madan, D
22 . Burnecki, K., Kukla, G
23 . Dassios, A., Jang, J
24 . Muermann, A
25 . Schmidli, H
۲۶ . Property Claim Services (PCS) : شاخصی برای زیان ناشی از حوادث در ۹ منطقه آمریکاست.
27 . Vaugirard, V.E
28 . Cox, S.H., Fairchild, J.R., Pedersen, H.W
29 . Jaimungal, S., Wang, T
30 . Xu,Y

31 . Zolfaghari,M.R and Campbell,K.W
32 . Vickery et al
33 . Unger, A.J.A
34 . Borden and Sarkar
35 . Canter et al
36 . Cummins, J.D., Weiss, M.A.
37 . Catastrophe Loss Index (CLI)
38. Financial Modeling

۳۹ . Sortino Ratio : نسبت سورتینو میزان بازدهی سرمایه‌گذاری را نسبت به میزان ریسک نامطلوب آن سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد. علت این که در این حالت فقط ریسک نامطلوب یا نوسانات منفی در نظر گرفته می‌شود این است که سرمایه‌گذاران معمولاً بیشتر از آن که به دنبال حداکثر کردن بازدهی خود باشند، به دنبال حداقل کردن زیان هستند. بدیهی است که هر چقدر این نسبت بزرگتر باشد بهتر است. به عبارت دیگر یک سرمایه‌گذار عقلایی در هنگام انتخاب بین دو فرصت سرمایه‌گذاری، به ازای سطح مشخصی از ریسک نامطلوب، آن سرمایه‌گذاری را انتخاب می‌کند که بازده بیشتری را ایجاد می‌نماید.

40 . Correlational research
41 . Multiple Linear Regression (MLR)
42 . Bjork
43. Shapiro-Wilk
44 . Partial Integral-Differential Equations (PIDE)

۴۵ . امکان سنجی فقهی سواپ بدهی-مالکیت، برای بازار سرمایه ایران (مهدی الهی، سید محمد جواد میر طاهر و غزاله باقریان)