Iran J. Insur. Res., 6(3): 199-210, Summer 2017, Serial #21

Iranian Journal of Insurance Research
(IJIR)
Homepage: https://ijir.irc.ac.ir/?lang=en

Insurance Research Center (IRC)

ORIGINAL RESEARCH PAPER

Determining capital requirement for market risk in the solvency assessment model of insurance companies

S. Asadi[1,*], A. Albadvi[2], A. Hosseinzadeh Kashan[3]

[1] Department of Financial Engineering, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
[2] Department of Marketing and Electronic Commerce, Faculty of Industrial and Systems Engineering, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
[3] Department of Economic and Social Systems, School of Industrial and Systems Engineering, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

ARTICLE INFO

Article History
Received: 04 April 2017
Revised: 15 May 2017
Accepted: 11 September 2017

Keywords
Solvency; Market Risk; Value at Risk; GARCH models; Extreme Value Theory (EVT); Copula Functions; Genetic Algorithm.

ABSTRACT

The challenge that the insurance companies' financial system is facing today is to understand the concept of risk and then measure and quantify the risk. One of the important risks of an insurance company is the market risk caused by investment. The main purpose of this article is to eliminate the shortcomings and defects of the regulations on how to calculate and monitor the financial solvency of insurance institutions and to take into account more precisely the characteristics of financial time series to estimate the value at risk of the investment portfolio (shares of stock exchange companies, foreign exchange accounts, and real estate). First, we use GARCH models to model the marginal distributions of the time series of the logarithm of returns. Then, using the genetic algorithm meta-heuristic method, we model the distribution sequences to obtain the best threshold in the Frein value theory and use the detailed function to model the correlation between the marginal distributions. The post-testing methods show that the proposed model performs better than the traditional model of historical simulation and the results obtained from the T-Student detailed function are more acceptable and the market risk coefficient was equal to %403.9.

***Corresponding Author:**
Email: *sasadi@modares.ac.ir*
DOI: 10.22056/ijir.2017.03.05

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه

سایت نشریه: https://ijir.irc.ac.ir/?lang=fa

مقاله علمی

محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک بازار در مدل توانگری مالی شرکت‌های بیمه

سعید اسدی[۱،*]، امیر البدوی[۲]، علی حسین‌زاده کاشان[۳]

[۱]گروه مهندسی مالی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

[۲]گروه بازاریابی و تجارت الکترونیک، دانشکدهٔ مهندسی صنایع و سیستم‌ها، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

[۳]گروه سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی، دانشکدهٔ مهندسی صنایع و سیستم‌ها، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۵ فروردین ۱۳۹۶

تاریخ داوری: ۲۵ اردیبهشت ۱۳۹۶

تاریخ پذیرش: ۲۰ شهریور ۱۳۹۶

کلمات کلیدی

توانگری مالی

ریسک بازار

ارزش در معرض ریسک

مدل‌های گارچ

نظریهٔ ارزش فرین

توابع مفصل

الگوریتم ژنتیک

چکیده:

چالشی که امروزه سیستم توانگری مالی شرکت‌های بیمه با آن مواجه است، درک مفهوم ریسک و به دنبال آن اندازه‌گیری و کمی‌کردن ریسک است. یکی از ریسک‌های مهم یک شرکت بیمه، ریسک بازار ناشی از سرمایه‌گذاری است. هدف اصلی این مقاله، رفع نواقص و ایرادات آیین‌نامهٔ نحوهٔ محاسبه و نظارت بر توانگری مالی مؤسسات بیمه و لحاظ‌کردن دقیق‌تر ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی برای برآورد ارزش در معرض ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری (سهام شرکت‌های بورسی، حساب‌های ارزی، و املاک و مستغلات) است. ابتدا از مدل‌های گارچ برای مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای سری زمانی لگاریتم بازدهی‌ها استفاده می‌کنیم. سپس با استفاده از روش فرابتکاری الگوریتم ژنتیک، برای حصول بهترین آستانه در نظریهٔ ارزش فرین، دنباله‌های توزیع را مدل‌سازی و از تابع مفصل برای مدل‌سازی همبستگی بین توزیع‌های حاشیه‌ای استفاده می‌کنیم. روش‌های پس‌آزمایی نشان می‌دهند که مدل پیشنهادی نسبت به مدل سنتی شبیه‌سازی تاریخی عملکرد بهتری دارد و نتایج حاصل‌شده از تابع مفصل تی- استیودنت قابل قبول‌تر است و ضریب ریسک بازار برابر با ۹/۴۰۳ درصد به دست آمد.

***نویسنده مسئول:**

ایمیل: *sasadi@modares.ac.ir*

DOI: 10.22056/ijir.2017.03.05

مقدمه

شرکت‌های بیمه با دریافت حق‌بیمه، به تولید درآمد پرداخته و آن را سرمایه‌گذاری می‌کنند. بسیاری از کارشناسان به دلیل حجم بالای سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌های بیمه، آنها را به‌عنوان مؤسسات مالی می‌پندارند. این سرمایه‌گذاریها به نوبهٔ خود ریسکهای مشخصی را به‌دنبال خواهد داشت. این امر موجب شده است تا سرمایه‌گذاریهای شرکتهای بیمه و ریسک ناشی از آن که تحت عنوان ریسک بازار شناخته می‌شود از اهمیت بالایی برخوردار باشد.

ارزش در معرض ریسک (VaR[1]) یک رویکرد متعارف برای محاسبهٔ ریسک بازار است. برآوردهای نادرست از ارزش در معرض ریسک پرتفوی داراییها می‌تواند بنگاه‌ها را به حفظ ذخایر ناکافی سرمایه برای پوشش ریسکهای خود هدایت کند، به‌نحوی که آنها ذخایر سرمایهٔ ناکافی برای جذب تکانه‌های مالی بزرگ نگه‌داری کنند. از طرف دیگر برآورد بیش‌ازحد ارزش در معرض ریسک الزاماتی را برای شرکتهای بیمه به‌دنبال دارد که موجب نگهداری بیش‌ازحد سرمایه می‌شود. نگهداری سرمایهٔ بیش‌ازحد مورد انتظار به دلیل ارزش زمانی پول و هزینهٔ فرصت سرمایه‌گذاری به ضرر شرکت است.

امروزه در اکثر کشورهای دنیا اعم از آمریکا، اتحادیهٔ اروپا و بسیاری از کشورهای آسیایی از جمله ایران از سیستم نظارت مالی مبتنی بر ریسک استفاده می‌کنند و در الزامات قانونی این سیستمها، سرمایه الزامی است. لازمهٔ برنامه‌ریزی، ایجاد و اجرای صحیح چنین سیستمی، شناسایی و مدل‌سازی مناسب ریسکهای مختلف است.

با توجه به مقایسهٔ سیستم‌های توانگری مالی کشورهای پیشرفته و مدل مرسوم در کشور و مطابق با پژوهش آزاد و همکاران (۱۳۹۴) بر مدل توانگری مالی فعلی کشور در بخش ریسک بازار ایرادات و نواقص زیادی وارد است که در این پژوهش سعی در برطرف‌کردن سه نقص داریم: ۱. عدم توجه به ریسک نرخ ارز در داراییها و معاملات ارزی؛ ۲. عدم توجه به همبستگی ریسکها در سطوح مختلف؛ و ۳. درنظرگرفتن ضرایب ریسک محافظه‌کارانه که به نوعی فعالیت شرکتهای بیمه را محدود می‌کند.

مبانی نظری پژوهش

مروری بر پیشینهٔ پژوهش

ارزش در معرض ریسک

تمرکز معیار ارزش در معرض ریسک بر قسمت دنبالهٔ چپ تابع چگالی احتمال بازدهی دارایی از دیدگاه سرمایه‌گذار است. هدف از این روش هشدار به سرمایه‌گذاران در مورد حداکثر زیان بالقوه و احتمالی است که ممکن است در بازهٔ زمانی مشخصی اتفاق بیفتد. ارزش در معرض ریسک را به صورت

$$VaR_{\alpha}(X)=\inf\{x\in R:P(X>x)\leq\alpha\},$$

محاسبه می‌کنیم. این روش در اواخر دههٔ ۱۹۹۰ پس از آنکه برخی از صندوقهای مشترک سرمایه‌گذاری و صندوقهای بازنشستگی زیانهای ناگهانی بزرگی را متحمل شدند، مورد توجه قرار گرفت.

گولدیمن[2]، یکی از طراحان ارزش در معرض ریسک، با کمک دیگر کارشناسان، مفاهیم مورد استفاده در معیارهای ارزش در معرض ریسک را توسعه داد. در سال ۱۹۹۳ گولدیمن طی کنفرانسی، سیستم ارزش در معرض ریسک شرکت «جی.پی.مورگان[3]» را برای نخستین بار به مشتریان معرفی کرد (Morgan, 1996). این معیار کاربرد زیادی برای قانون‌گذاران و دستگاه‌های نظارتی دارد. امروزه مفهوم ارزش در معرض ریسک برای تعیین سرمایهٔ مورد نیاز در مؤسسات مالی و شرکتهای بیمه مورد استفاده قرار می‌گیرد. گزارش بانک بین‌المللی تسویهٔ فیشر (۱۹۹۴) به ترویج استفادهٔ عمومی واسطه‌های مالی از روش ارزش در معرض ریسک کمک کرد. کمیتهٔ بال[4]، بانک‌ها را از سال ۱۹۹۵ موظف کرد تا حد کفایت سرمایهٔ خود را بر این اساس مشخص و رعایت کنند. ارزش در معرض ریسک همچنین مفهومی کلیدی در بال III و

---

1. Value at Risk
2. Guldimann
3. J.P. Morgan
4. Basel

سیستم توانگری مالی II است. کمیسیون بورس و اوراق بهادار[۱] در ژانویه ۱۹۹۷، همهٔ مؤسسات مالی و شرکتهای سهامی عام با ارزش سهام بیش از ۲/۵ میلیارد دلار را موظف کرد تا ریسک بازار خود را با معیار ارزش در معرض ریسک اعلام و محاسبه کنند. تحقیقهای نظری که بر ارزش در معرض ریسک به‌عنوان ابزار سنجش ریسک تأکید دارند، توسط جوریون[۲] (۲۰۰۰)، داود[۳] (۱۹۹۸)، و ساندرز و آلن[۴] (۱۹۹۸) آغاز شدند. آنها دیدگاه ارزش در معرض ریسک را که مبتنی بر نمایش مدیریت ریسک بود، به انتخاب خود و یا به دلیل الزام مقررات، به‌عنوان استاندارد صنعت به‌کار بردند.

روش‌های محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک

روش‌های محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک به ۴ نوع پارامتریک، شبیه‌سازی تاریخی، مونت‌کارلو، و نیم‌پارامتری تقسیم شده است. تمامی روشها تنها در تعیین توزیع احتمالی عامل ریسک متفاوت هستند. مسلماً هرچه توزیع احتمالی به توزیع واقعی (کاملاً مشخص نیست) نزدیک‌تر باشد، رفتار عامل ریسک را دقیق‌تر مدل می‌کند و درنتیجه ارزش در معرض ریسک قابل اطمینان‌تر خواهد بود. جدیدترین روشهای مورد استفاده به منظور محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک روشهای نیم‌پارامتری است که از نظریه‌ها و مدلهای دیگری مانند نظریهٔ ارزش فرین[۵] یا مدلهای واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو تعمیم‌داده‌شده (گارچ)[۶] استفاده می‌کنند. مانگانلی و انگل[۷] (۲۰۰۱)، روشی نوین برای محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک تحت عنوان CAViaR[۸] ارائه دادند تا فرضهای معمول و البته گمراه‌کننده مانند نرمال‌بودن توزیع، مستقل و هم‌توزیع‌بودن بازدهیها را در نظر نگیرد. آنها تمرکز را از روی توزیع بازدهی به رفتار صدک مورد نظر منتقل کردند. این دو محقق با انتشار مقاله‌ای روشهای محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک را به چهار دسته تقسیم کردند که لحاظ‌کردن روشهایی موسوم به نیم‌پارامتری در این مجموعه و همچنین مطالعه روی نحوهٔ محاسبهٔ آستانه، کاری نوین در محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک است.

ارزش در معرض ریسک، معیاری وابسته به دنباله است بنابراین برآورد دقیق دنبالهٔ توزیع داده‌ها در محاسبهٔ آن بسیار ضروری است. مطالعات تجربی نشان می‌دهند که فرض نرمال‌بودن توزیع بازدهیهای مالی درست نیست. این ادعا با استفاده از دو ویژگی توزیع؛ یعنی چولگی[۹] (گشتاور سوم توزیع) و کشیدگی[۱۰] (گشتاور چهارم توزیع) مورد بررسی قرار می‌گیرد. یکی دیگر از واقعیتهایی که در مطالعات بازدهی سهام توسط بسیاری از محققان آشکار شد وجود عدم تقارن در وابستگی بین بازدهی‌های سهام بود که این موضوع حاکی از نامناسب‌بودن ضریب همبستگی خطی است (Manganelli and Engle, 2001).

مندل‌بروت و هادسون[۱۱] (۲۰۰۴) و موسی[۱۲] (۱۹۷۹) نشان دادند که اکثر سریهای زمانی مالی، دنبالهٔ پهن و نامتقارن دارند. بنابراین روشهای معمول پارامتری و ناپارامتری مانند توزیع نرمال و روش شبیه‌سازی تاریخی، در برازش دنبالهٔ فرین توزیع ضعیف عمل می‌کنند.

مک نیل[۱۳] (۱۹۹۸) از نظریهٔ مقدار فرین در برآورد دنبالهٔ توزیع شدت خسارات و معیارهای ریسک وابسته به آن، برای سریهای زمانی مالی استفاده کرد و نشان داد که استفاده از این روش در برآورد دنبالهٔ شدت خسارت بسیار مفید است. مک نیل و فری[۱۴] (۲۰۰۰) روش ترکیبی از

---

۱. Securities and Exchange Commission
۲. Jorion
۳. Dowd
۴. Saunders and Allen
۵. Extreme Value Theory
۶. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
۷. Manganelli and Engle
7. Conditional Auto Regressive Value at Risk
8. Skewness
9. Kurtosis
۱۱. Mandelbrot and Hudson
۱۲. Mussa
۱۳. McNeil
۱۴. Frey

مدلهای واریانس ناهمسانی شرطی[۱] (آرچ) و نظریهٔ مقدار فرین را برای برآورد ارزش در معرض ریسک معرفی کردند. در این روش ابتدا مدل ناهمسان واریانس شرطی بر داده‌ها برازش داده می‌شود و باقیمانده‌های استانداردشده به‌دست می‌آیند؛ این باقیمانده‌ها شرایط مستقل و هم‌توزیع‌بودن را دارند. در مرحلهٔ دوم روش نظریهٔ مقدار فرین بر این باقیمانده‌ها برازش می‌شود. آنها از این مدل برای برآورد ارزش در معرض ریسک و کسری مورد انتظار شرطی استفاده کردند. نتایج نشان دادند که این روش برآورد دقیق‌تری ارائه می‌دهد.

محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک بازار در مدل توانگری مالی شرکت‌های بیمه

بهبودی و صادقی (۱۳۹۵) در پژوهشی به منظور برآورد ارزش در معرض ریسک پرتفوی ارزی بیان کردند که محاسبات ارزش در معرض ریسک تحت فرض نرمال‌بودن عامل اصلی اشتباه است و به همین دلیل از نظریهٔ ارزش فرین به منظور مدل‌سازی دم توزیع متفاوت از دم توزیع نرمال استفاده کردند.

در پژوهش مشابهی، مدل‌سازی و برآورد ریسک عملیاتی با محوریت روش توزیع زیان، پیاده‌سازی نظریهٔ فرین و ارائهٔ روشی جدید و ابتکاری برای برآورد حد آستانهٔ دم داده‌های شدت زیان، مبتنی بر مینیمم‌سازی میانگین توان دوم خطای برازش توزیعهای دورفتاری توسط پویانفر و همکاران (۱۳۹۳) انجام شده است.

کشاورز و حیرانی (۱۳۹۳) از روش گارچ- مفصل استفاده کردند و تأثیر ساختار وابستگی در محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک پرتفوی دارایی متشکل از دو شاخص قیمتی محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران را مورد بررسی قرار دادند.

قره‌خانی و ماجدی (۱۳۹۲) نیز به منظور محاسبهٔ ضریب ریسک بازار توانگری مالی مؤسسات بیمه از ارزش در معرض ریسک استفاده کردند. در این پژوهش با بررسی وجود اثر تقویمی در بازار و تعدیل آن موفق به کاهش ارزش در معرض ریسک به میزان ۲۳ درصد شدند.

توابع مفصل

مفصل‌ها، توابع توزیع تؤام را به توزیع حاشیه‌ای تکین هر یک از متغیرها متصل و ساختار وابستگی داده‌های چندمتغیره را به‌خوبی توصیف می‌کنند. با انواع مختلف توابع مفصل و مدلهای واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته، ساختار وابستگی ارزیابی می‌شود و تأثیر ساختار وابستگی در برآورد ارزش در معرض ریسک پرتفوی دارایی متشکل از آنها بررسی می‌شود؛ به‌نحوی که درک روابط بین داراییهای مالی تا حد زیادی دربارهٔ چگونگی سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها و به تبع آن پوشش مناسب ریسک ناشی از سرمایه‌گذاری کمک به‌سزایی می‌کند. بدین سبب شناسایی ساختار وابستگی بین داراییهای مالی و تأثیر آن در سنجهٔ ریسک بازارهای مالی از موضوعات مورد توجه محققان است. اسکلار[۲] (۱۹۵۹) برای نخستین‌بار توابع مفصل را طی قضیه‌ای معرفی کرد. توابع مفصل انواع مختلفی دارند که ما از مفصلی گاوسی، تی- استیودنت، گامبل، فرانک، و کلایتون استفاده می‌کنیم. پالارو و هوتا[۳] (۲۰۰۶)، ارزش در معرض ریسک را با استفاده از مفصلی شرطی برای پرتفوی سهام محاسبه کردند و نتیجه گرفتند که در مقایسهٔ با روشهای گارچ یک‌متغیره، شبیه‌سازی تاریخی و میانگین متحرک موزون عملکرد بهتری دارد.

نظریهٔ ارزش فرین

نظریهٔ ارزش فرین دو روش کلی را برای مدل‌سازی رویدادهای فرین معرفی می‌کند. مدلهای بلوک حداکثرها[۴] که به مدل‌سازی مشاهدات حداکثر در بازه‌های زمانی مختلف می‌پردازد و مدلهای فراتر از آستانه[۵] که مشاهدات فراتر از یک آستانهٔ مشخص را مدل‌سازی می‌کند. مک‌نیل و همکاران (۲۰۰۵) اذعان دارند که روش فراتر از آستانه داده‌های فرین را بهتر شناسایی و مدل‌سازی می‌کند؛ درنتیجه به‌عنوان بهترین روش در کاربردهای عملی شناخته می‌شوند. ما نیز بر همین روش تمرکز داریم. بالکما و دی‌هان[۶] (۱۹۷۴) و نیز پیکاندس[۷] (۱۹۷۵) طی قضیه‌ای نشان دادند برای uهایی که به اندازهٔ کافی بزرگ هستند، تابع توزیع مقادیر فراتر از آستانه یعنی Fu(y) (درواقع Fu(y) نمایانگر احتمال تخطی از u حداکثر به اندازهٔ y است، البته مشروط بر اینکه X از u فراتر رفته باشد، می‌تواند با توزیع تعمیم‌یافتهٔ پارتو

---

۱. Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

۲. Sklar

۳. Palaro and Hotta

۴. Block Maxima

۵. Peaks over Threshold (POT)

5. Balkema and De Haan

6. Pickands

$$G_{\xi,\mu,\sigma}(x\ ) = ۱ - \left[۱ + \xi \left(\frac{x\ -u}{\sigma} \right) \right]^{-۱/\xi} ,$$

تقریب زده شود. در رابطهٔ فوق (x-u) مقادیر فراتر از آستانه، ξ پارامتر شکل و σ پارامتر پراکندگی است.

مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو تعمیم‌داده‌شده (گارچ)

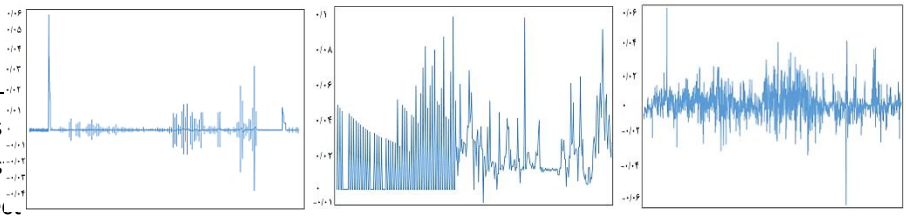
در این بخش نوعی از مدل‌های سری زمانی را معرفی می‌کنیم که ویژگیهای کشیدگی زیاد[۱]، نوسانات خوشه‌ای[۲] و اثر اهرمی[۳] داده‌های مالی را توصیف می‌کنند. انگل[۴] (۱۹۸۲)، مدلهای واریانس ناهمسانی شرطی[۵] (آرچ) را به‌عنوان روش برآورد، زمانی که ناهمسانی در واریانس غیرشرطی وجود دارد، معرفی کرد. یکی از نقاط ضعف مدلهای گارچ، این است که یک مدل قابل قبول، به طور معمول نیازمند برآورد تعداد زیادی پارامتر است. بولرسلو[۶] (۱۹۸۶)، گروه دیگری از مدلها را با تعمیم مدل آرچ ارائه کرد. اگر مدل میانگین متحرک خودرگرسیو[۷] (آرما)، را برای واریانس خطاها فرض بگیریم، مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو (گارچ) را خواهیم داشت. در این حالت مدل GARCH (p,q) که در آن p مرتبه σ^2 و q مرتبه ϵ^2 را در این مدل نشان می‌دهد، طبق رابطهٔ

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \grave{o}_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 ,$$

نشان داده می‌شود.

تحلیل داده‌ها

داده‌های آماری مورد استفاده در این پژوهش شامل شاخص کل قیمت روزانه بورس و اوراق بهادار تهران مربوط به سالهای ۱۳۸۵-۱۳۹۴ برای محاسبهٔ ریسک سرمایه‌گذاری در سهام، مقدار ماهانهٔ شاخص کرایهٔ مسکنهای اجاره‌ای در مناطق شهری ایران مربوط به سالهای ۱۳۶۱-۱۳۹۵ برای محاسبهٔ ریسک سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات و ارزش روزانهٔ شاخص قیمت برابری دلار و ریال از سال ۱۳۸۵-۱۳۹۴ برای محاسبهٔ ریسک نرخ ارز است. با توجه به ایجاد سری زمانی، مانایی قابل بررسی بوده که برای تمامی مدلها آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[۸] انجام شده است. پی- مقدار[۹] برای شاخص کل قیمت روزانه بورس سهام و اوراق بهادار، شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای و شاخص قیمت برابری دلار و ریال به‌ترتیب ۰/۸۹۷، ۱ و ۰/۹۲۹ است، درنتیجه، دلیلی بر رد فرض صفر (سری زمانی دارای ریشهٔ واحد است) نداریم پس تمام متغیرها ریشهٔ واحد داشتند به این معنا که مانا نیستند. در گام نخست پس از بررسی ویژگی مانایی سریهای زمانی و رد شدن فرض مانایی، مطابق شکل ۱، بازدهٔ لگاریتمی $(r_t = log \frac{P_t}{P_{t-1}})$ از هر شاخص محاسبه شده است که در آن P_t قیمت عامل ریسک در زمان t است.



۱. Leptokurtosis
۲. Volatility Clus
۳. Leverage Effe
۴. Robert Engle
۵. Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
۶. Bollerslev
۷. Auto Regressive Moving Average (ARMA)
۸. Augmented Dickey-Fuller Test
۹. P-Value

شکل ۱: بازدهی لگاریتمی شاخص کل قیمت بورس (راست)، شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای (وسط)، قیمت برابری دلار و ریال (چپ).

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه دوره ۶، شماره ۳، تابستان ۱۳۹۶، شماره پیاپی ۲۱، ص ۱۹۹-۲۱۰

قبل از مدل‌سازی حاشیه‌ای و ساختار وابستگی می‌بایست بعضی ویژگیهای فرضی لگاریتم بازدهیها شامل نرمال‌بودن توزیع بازدهیها، استقلال و هم‌توزیع‌بودن آنها را بررسی کنیم. به منظور بررسی نرمال‌بودن توزیع از آزمون جارک- برا[۱] استفاده می‌کنیم. فرض صفر این آزمون این است که نمونه دارای توزیع نرمال است. جدول ۱ نتیجهٔ این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۱: خلاصهٔ آزمون نرمال‌بودن توزیع‌ها.

نام شاخص	کشیدگی	چولگی	پی- مقدار آزمون جارک- برا
شاخص کل قیمت روزانهٔ بورس و اوراق بهادار	۷/۹۹۹	۰/۲۸۷	۰
شاخص قیمت برابری دلار و ریال	۱۵۶/۷۷۴	۹/۶۴۹	۰
شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای	۴/۸۸۹	۱/۳۳۵	۰

طبق پی- مقدار محاسبه‌شده برای آزمون جارک- برا، در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌توان فرض نرمال‌بودن توزیع هر سه شاخص را رد کرد. اطلاعات مربوط به چولگی و کشیدگی نیز نرمال‌نبودن توزیع را اثبات می‌کند.

مدل‌سازی سری‌زمانی

در این بخش سعی داریم تا با استفاده از یک الگوی خودرگرسیو میانگین متحرک- واریانس ناهمسان شرطی (ARMA-GARCH[۲]) ، خودهمبستگی و همچنین نوسانات بازدهی را مدل‌سازی کنیم. با استفاده از نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی، مرتبهٔ معادلهٔ میانگین را برآورد کردیم، به‌طوری که معادلهٔ میانگین درنظرگرفته‌شده در این پژوهش از مدلهای خودرگرسیو- میانگین متحرک (ARMA) پیروی می‌کند. پس از برآورد مناسب‌ترین معادلهٔ میانگین، آزمون فرض ناهمسانی واریانس را به منظور بررسی وجود واریانس متغیر در زمان انجام می‌دهیم. شاخص قیمت برابری دلار و ریال و شاخص کل قیمت بورس و اوراق بهادار پی- مقدار نزدیک به صفر دارند، به این معنا که فرض صفر (ناهمسانی واریانس وجود ندارد) رد می‌شود اما پی- مقدار شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای ۰/۹۴۱ است، لذا دلیلی بر رد فرض صفر ندارد؛ درنتیجه برازش مدلهای خانوادهٔ گارچ برای این شاخص مناسب نیست. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، مقادیر به دست آمده برای هر سه معیار لگاریتم درستنمایی، دوربین- واتسون، و معیار اطلاع آکائیک (AIC[۳])، با توجه به پارامترهای مدل بهینه هستند. در این جدول، وقفه‌های هر جزء مدل (تعداد جملات خودرگرسیو (AR)، میانگین متحرک (MA)، خودرگرسیو واریانس (ARCH)، و میانگین متحرک واریانس (GARCH)) پارامترهای مدل هستند.

جدول ۲: نتایج مدل‌سازی سری‌زمانی.

نام شاخص	شاخص قیمت برابری دلار و ریال	شاخص کل قیمت بورس و اوراق بهادار	شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای
پارامترهای مدل	ARMA (۱,۲) -EGARCH (۳,۰)- t	ARMA (۳,۴) -GARCH (۱,۱)- نرمال	ARMA (۳,۴)
مقدار لگاریتم درستنمایی	۲۴۷۰۱/۶۳	۲۶۱۷۱/۸۸	۱۱۱۳/۷۱
آمارهٔ دوربین- واتسون	۲/۰۷۴	۲/۰۸۲	۱/۹۹۶
معیار اطلاع آکائیک	-۱۲/۶۷	-۲۷/۲۰۸	-۶/۱۷۲

۱. Jarque-Bera

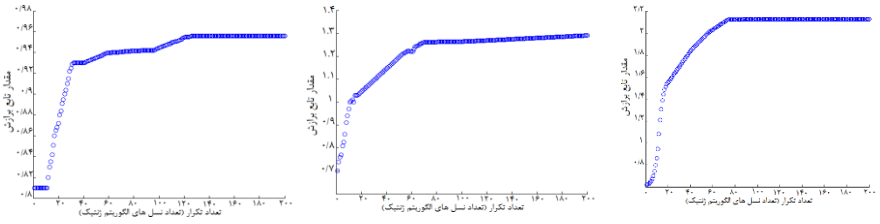
۲. AutoRegressiveMoving Average- Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

۳. Akaike Information Criterion

محاسبهٔ آستانه و برآورد توزیع تجمعی حاشیه‌ای

در این پژوهش سعی داریم تا با استفاده از الگوریتم ژنتیک، آستانهٔ مناسب را برای سه شاخص محاسبه کنیم. تابع برازش مورد نظر از سه بخش تشکیل می‌شود. بخش اول نرخ موفقیت نام دارد که نسبت تعداد تخطی زیانها از مقدار ارزش در معرض ریسک متناظر آستانه را به کل مشاهدات داده‌های خارج از نمونه محاسبه می‌کند. بخش دوم تابع سود است که سود حاصل از سرمایه‌گذاری (1-α) درصد از سرمایهٔ اولیه در بازار مالی متناظر شاخص را با توجه به درنظرگرفتن α درصد (VaR=α) از سرمایهٔ اولیه به‌عنوان سرمایهٔ پوششی، محاسبه می‌کند. بخش سوم نیز میانگین توان دوم خطای انحراف تابع توزیع تجربی از تابع توزیع تحلیل (توزیع پارتو تعمیم‌یافته) را محاسبه می‌کند. قبل از راه‌اندازی الگوریتم ژنتیک می‌بایست پارامترهای مورد نیاز را در برنامه قرار دهیم. پارامتر ترکیب مؤلفه‌ها در عملگر تقاطع برابر ۰/۸ و نرخ جهش برابر ۰/۳ است. شرط خاتمهٔ الگوریتم ژنتیک تعداد تکرار ۲۰۰ است. وزنهای درنظرگرفته‌شده در تابع برازش وزنهای جملات نرخ موفقیت، سود و میانگین توان دوم خطا به‌ترتیب برابر ۰/۲، ۰/۲ و ۰/۶ است.

محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک بازار در مدل توانگری مالی شرکت‌های بیمه

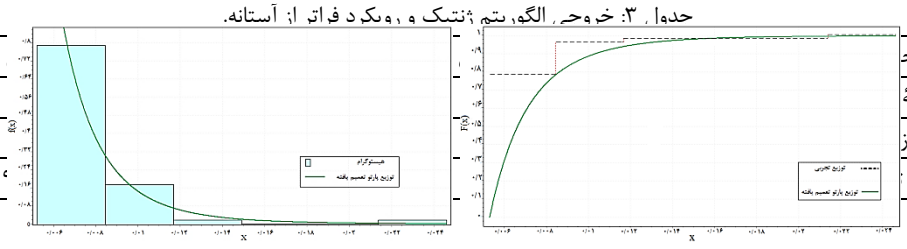


شکل ۲: تابع برازش الگوریتم ژنتیک محاسبهٔ آستانهٔ شاخص کل قیمت بورس و اوراق بهادار (راست)، شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای (چپ) و شاخص قیمت برابری دلار و ریال (وسط).

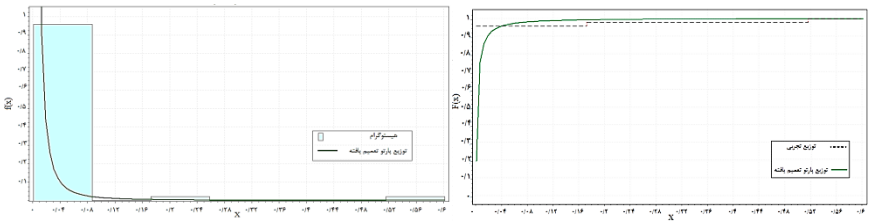
بر طبق شکل ۲، مقادیر تابع برازش پس از ۲۰۰ تکرار به مقادیر بهینهٔ خود میل می‌کنند و متغیر تصمیم این مسئلهٔ بهینه‌سازی که مقدار آستانهٔ مطلوب است، مطابق با جدول ۳ به‌دست می‌آید. با توجه به آستانهٔ به‌دست‌آمده برای هر توزیع، دنبالهٔ توزیع را با استفاده از تابع توزیع پارتو تعمیم‌یافته برازش می‌دهیم که پارامترهای توزیع در جدول ۳ و شکلهای مربوطه در شکلهای ۳، ۴ و ۵ برای هر سه سری زمانی قابل مشاهده است.

جدول ۳: خروجی الگوریتم ژنتیک و رویکرد فراتر از آستانه.

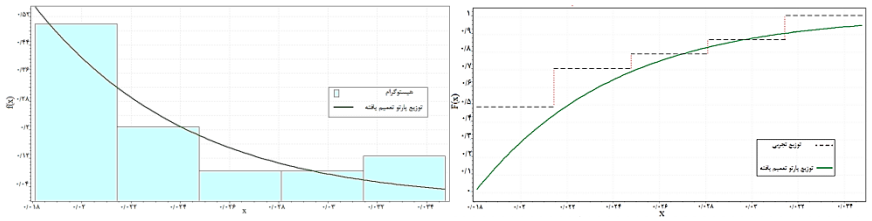
نام شاخص	مقدار آستانهٔ	مقدار تابع برازش	پارامترهای توزیع پارتو
کرایهٔ مسکن اجاره‌ای	۰/۰۱۲	۰/۹۵۶	(-۰/۰۴۷، ۰/۰۰۹



شکل ۳: دنبالهٔ تابع توزیع تجمعی (راست) و تابع چگالی احتمال (چپ) شاخص کل قیمت روزانه بورس و اوراق بهادار.



شکل ۴: دنبالهٔ تابع توزیع تجمعی (راست) و تابع چگالی احتمال (چپ) شاخص قیمت برابری دلار و ریال.



شکل ۵: دنباله تابع توزیع تجمعی (راست) و تابع چگالی احتمال (چپ) شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای.

مدل‌سازی ساختار وابستگی

اکنون که مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای سه شاخص با استفاده از مدلهای گارچ و رویکرد فراتر از آستانه انجام شده است، نوبت به مدل‌سازی ساختار وابستگی است. در این مرحله از پژوهش قصد داریم تا با کمک توابع مفصل، وابستگی بین سه شاخص را مدل‌سازی کنیم و تأثیر این وابستگی را در مقدار ارزش در معرض ریسک محاسبه‌شده مورد ارزیابی قرار دهیم. توابع مفصلی گاوسی، تی‌استیودنت، فرانک، گامبل، و کلایتون را مورد استفاده قرار دادیم. پارامترهای توابع مفصلی مختلف برآورد شدند و با استفاده از پارامترهای برآوردشده مقدار وابستگی بالایی (λu) و پایینی (λl) را برای توابع مفصلی ارشمیدسی محاسبه کردیم که در جدول ۴ قابل مشاهده هستند.

جدول ۴: نتایج برآورد پارامتر توابع مفصل و وابستگی بالایی و پایینی.

نوع مفصل	گاوسی (ρ)	تی‌استیودنت (ρ)	فرانک (θ , λu , λl)	گامبل (θ , λu , λl)	کلایتون (θ , λu , λl)
شاخص(۱) و شاخص(۲)	۰/۰۴۰۲	۰/۰۳۱۸	(۰/۱۵۱ ، ۰ ، ۰)	(۱/۰۴۹۱ ، ۰/۰۰۱ ، ۰)	(۰/۰۰۲ ، ۰ ، ۰)
شاخص(۱) و شاخص(۳)	۰/۱۰۷۹	۰/۱۳۲	(۰/۷۶۸ ، ۰ ، ۰)	(۱/۰۵۸۴ ، ۰/۱۱۳ ، ۰)	(۱/۰۵۸ ، ۰/۰۲۶ ، ۰)
شاخص(۲) و شاخص(۳)	-۰/۰۵۲۵	-۰/۰۶۱۶	(-۰/۱۸۹ ، ۰ ، ۰)	(۱ ، ۰/۶۱۲ ، ۰)	(۱ ، ۰/۵ ، ۰)

در جدول ۴، نام شاخص کل قیمت بورس و اوراق بهادار را به‌اختصار شاخص (۱)، شاخص قیمت برابری دلار و ریال را شاخص (۲) و شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای در مناطق شهری را شاخص (۳) نام‌گذاری کردیم. پارامتر توابع مفصل با استفاده از روش ماکسیمم درستنمایی در سطح اطمینان ۹۹ درصد محاسبه شده است.

با توجه به ساختار وابستگی بین هر دو شاخص و توزیعهای حاشیه‌ای به‌دست آمده، و همچنین نسبتهای سرمایه‌گذاری ۰/۴، ۰/۳۵ و ۰/۲۵به‌ترتیب برای بازار سهام، ارز و املاک (مطابق با آیین‌نامهٔ سرمایه‌گذاری شرکتهای بیمه)، ارزش در معرض ریسک روزانه را در سطح اطمینان ۹۹ درصد مطابق با جدول ۵ محاسبه کردیم. در آیین‌نامهٔ نحوهٔ محاسبه و نظارت بر توانگری مالی شرکتهای بیمه، ضریب ریسک

سالانهٔ درنظرگرفته‌شده برای پرتفوی سهام ۲۸/۳ درصد و برای املاک و مستغلات ۲/۶ درصد است. با لحاظ‌کردن نسبتهای سرمایه‌گذاری ارائه‌شده به مقدار سرمایهٔ الزامی۱۱/۹۷ درصد سالانه دست می‌یابیم. با استفاده از قانون جذر زمان[۱] یعنی رابطهٔ

$$VaR\left(t-day\right)=VaR\left(1-day\right)\sqrt{t},$$

که اولین بار شرکت «جی.پی.مورگان» (۱۹۹۶) آن را معرفی کرد، افق زمانی ارزش در معرض ریسک را از سالانه به روزانه (t=۲۵۰) تبدیل می‌کنیم. مقدار سرمایهٔ الزامی روزانه را برابر ۰/۷۵۷ درصد محاسبه و در جدول ۵ قرار می‌دهیم.

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه دوره ۶، شماره ۳، تابستان ۱۳۹۶، شماره پیاپی ۲۱، ص ۱۹۹-۲۱۰

جدول ۵: برآورد ارزش در معرض ریسک روزانه با استفاده از روش شبیه‌سازی تاریخی و مدل پیشنهادی (GEC[۲]).

	آیین‌نامهٔ فعلی	شبیه‌سازی تاریخی	گاوسی	تی-استیودنت	فرانک	گامبل	کلایتون
پرتفوی سرمایه‌گذاری	٪۰/۷۵۷۰	٪۰/۴۶۴۶	٪۰/۵۸۱۸	٪۰/۵۹۴۷	٪۰/۵۵۸۱	٪۰/۵۵۰۲	٪۰/۳۱۸۳

روش پس‌آزمایی

مدل‌های ارزش در معرض ریسک در صورتی کارا هستند که ریسک آینده را با دقت بالا پیش‌بینی کنند. به منظور ارزیابی کیفیت برآوردها، مدلها می‌بایست با روشهای مناسبی پس‌آزمایی شوند. پس‌آزمایی رویه‌ای آماری است که زیانهای واقعی را با برآوردهای ارزش در معرض ریسک مقایسه می‌کند. اگر عامل ریسک در آینده، زیانی بیشتر از ارزش در معرض ریسک متحمل شود، آنگاه گوییم که تخطی اتفاق افتاده است و اصطلاحاً ارزش در معرض ریسک کم محاسبه شده است. به طور کلی دو نوع روش پس‌آزمایی پوشش غیرشرطی[۳] و پوشش شرطی[۴] وجود دارد.

آزمون کوپیک[۵]

اگر x را تعداد تخطی‌ها و T را تعداد کل مشاهدات خارج از نمونه در نظر بگیریم، نرخ خطا را با $\frac{x}{T}$ محاسبه می‌کنیم. در شرایط ایده‌آل، نرخ خطا برابر با سطح خطا (سطح خطا - ۱= سطح اطمینان) خواهد بود. در هر روز معاملاتی تخطی یا اتفاق می‌افتد یا نمی‌افتد. به بیان دیگر، دنبالهٔ روزهای معاملاتی یک آزمایش برنولی است و تعداد تخطی‌ها (x) دارای توزیع دوجمله‌ای است و آمارهٔ آزمون طبق رابطهٔ

$$LR_{POF}=-2\ln\ln\left(\frac{p^{x}\left(1-p\right)^{T-x}}{\left(\frac{x}{T}\right)^{x}\left(1-\frac{x}{T}\right)^{T-x}}\right),$$

محاسبه می‌شود (Kupiec, 1995).

آزمون کریستوفرسون

کریستوفرسون[۶] (۱۹۹۸) با درنظرگرفتن یک آمارهٔ مجزا برای آزمون استقلال تخطی‌ها به توسعهٔ آزمون کوپیک پرداخت. منطق این آزمون به این صورت است که بر مبنای یک مدل دقیق و خوب محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک، نباید تخطی امروز وابسته به این موضوع باشد که آیا در روز قبل تخطی رخ داده است یا خیر. آمارهٔ آزمون آن از ترکیب آمارهٔ آزمون نسبت شکستهای کوپیک (پوشش غیرشرطی) و آمارهٔ آزمون استقلال (LRIND) که به صورت

1. Square-Root of Time Rule
1. GARCH-EVT-Copula
۳. Unconditional Coverage
۴. Conditional Coverage
۵. Kupiec's Proportion of Failure
۶. Christoffersen's Test

$$LR_{IND} = -2\ln\left(\frac{(1-\pi)^{n_{00}+n_{10}}\,\pi^{n_{01}+n_{11}}}{(1-\pi_0)^{n_{00}}\,\pi_0^{n_{01}}\,(1-\pi_1)^{n_{10}}\,\pi_1^{n_{11}}}\right),$$

است حاصل می‌شود، یعنی

$$LR_{cc} = LR_{POF} + LR_{IND}.$$

در برخی موارد ممکن است مدل مفروض در آزمون مشترک موفق باشد، در حالی که در آزمونهای مجزای استقلال یا پوشش غیرشرطی شکست خورده باشد. بنابراین، حتی اگر آزمون مشترک نتیجهٔ مثبتی داشت، باید نتیجهٔ آزمونهای مجزا را نیز بررسی کرد (Christoffersen, 1998). به همین دلیل هر سه آزمون نسبت تخطی، آزمون استقلال و آزمون ترکیبی کریستوفرسن در سطح اطمینان ۹۵ درصد آزمون شده‌اند؛ به این معنا که اگر مقدار پی- مقدار محاسبه‌شده از ۰/۰۵ کمتر باشد فرض صفر (آزمون دارای دقت کافی است) رد می‌شود. داده‌های سالهای ۱۳۹۲- ۱۳۹۴ سه شاخص قیمت برابری دلار و ریال، شاخص کل قیمت بورس و اوراق بهادار و شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای را به‌عنوان داده‌های آزمایش[۱] در نظر می‌گیریم. تمام نظریه‌ها و رویکردهای توضیح‌داده‌شده و محاسبات انجام‌شده در جدول ۶ خلاصه می‌شوند.

محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک باطر در مدل توانگری مالی شرکت‌های بیمه

جدول ۶: نتایج آزمون‌های پس‌آزمایی برآوردهای ارزش در معرض ریسک.

روش	تعداد تخطی	پی- مقدار LRPOF	پی- مقدار LRIND	پی- مقدار LRCC	نتایج آزمون‌ها
شبیه‌سازی‌تاریخی	۸۴	۰/۷۱۱	۰/۵۵۶	۰/۷۷۵	(R A R)
گاوسی	۱۹	۰/۰۰۴	۰/۴۶۲	۰/۰۲۳	(A A A)
تی- استیودنت	۱۵	۰/۷۶۲	۰/۵۶۹	۰/۶۹۲	(A A A)
فرانک	۲۴	۰/۷۷۵	۰/۵۲۵	۰/۷۰۲	(A A A)
گامبل	۲۳	۰/۵۴۰	۰/۳۹۴	۰/۲۷۳	(A A A)
کلایتون	۸۹	۰/۱۵۴	۰/۳۸۲	۰/۳۴۷	(R A R)

جدول ۶ حاوی ارزش در معرض ریسک محاسبه‌شده با استفاده از روش سنتی شبیه‌سازی تاریخی و مدل پیشنهادی (GEC) با توابع مفصلی مختلف است. در مجموع شش روش به‌کارگرفته‌شده، غیر از دو روش شبیه‌سازی تاریخی و مفصلی کلایتون بقیه روشها در همه آزمونها در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شوند (A: تأیید فرض صفر، R: رد فرض صفر) و به‌عنوان روش معتبر و دقیق شناخته می‌شوند. با توجه به اینکه روش GEC با مفصل تی- استیودنت تعداد تخطی‌های کمتری را به‌دنبال داشته است و با اطمینان بیشتری فرض صفر را تأیید می‌کند، بنابراین این روش را به‌عنوان روش منتخب و مطلوب درنظرمی‌گیریم.

از جدول ۶ نتیجه می‌گیریم که محاسبهٔ ضریب ریسک محتاطانهٔ آیین‌نامهٔ فعلی نسبت به روش مفصل تی- استیودنت عملکرد بهتری نداشته و ضررهای بیشتری را پوشش نمی‌دهد و متعاقباً نگهداری سرمایهٔ غیرضروری سود سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. درنتیجه، افق زمانی ارزش در معرض ریسک متناظر با مفصل تی- استیودنت در جدول ۵ را می‌توان با استفاده از قانون جذر زمان و با درنظرگرفتن ۲۵۰ روز معاملاتی در سال (t=۲۵۰) از روزانه به سالانه تبدیل کرد، ضریب ریسک بازار برابر با ۹/۴۰۳ درصد خواهد بود.

نتایج و بحث

جمع‌بندی و پیشنهادها

در این پژوهش توانستیم ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری شرکتهای بیمه را با استفاده از ابزارهای آماری و ریاضیاتی مناسبی به منظور استفاده در مدل توانگری مالی شرکتهای بیمه محاسبه کنیم. نتایج این تحقیق را از دو منظر مورد بررسی قرار می‌دهیم: (۱) ارائهٔ روشی نوین در محاسبهٔ ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری؛ و (۲) محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک بازار برای شرکتهای بیمه.

یکی از دغدغه‌های اصلی شرکتها و نهادهای مالی مختلف مخصوصاً شرکتهای بیمه شناسایی ریسک و اندازه‌گیری آن است. در این پژوهش ریسک بازار را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ریسکهای یک شرکت بیمه شناسایی و با استفاده از مدلهای گارچ، نظریهٔ ارزش فرین و توابع مفصل،

[۱]. Test Dataset

ویژگیهای آماری سری زمانی متغیرهای شاخص کل قیمت روزانهٔ بورس اوراق بهادار تهران، شاخص قیمت برابری دلار و ریال و شاخص کرایهٔ مسکن اجاره‌ای را هرچه دقیق‌تر مدل‌سازی کردیم. درنتیجه، در این پژوهش توانستیم ریسک ارز را در ماژول ریسک بازار در نظر بگیریم، با استفاده از توابع مفصل همبستگی بین داراییهای مختلف را مدل‌سازی کردیم. همچنین با درنظرگرفتن موازنهٔ بین سود سرمایه‌گذاری (با ضریب ریسک بازار رابطهٔ عکس دارد) و پوشش ضرر سرمایه‌گذاری (با ضریب ریسک بازار رابطهٔ مستقیم دارد) به مقدار متعادلی برای ضریب ریسک بازار دست پیدا کردیم.

منابع و ماخذ

پویان‌فر، ا.، بیتی، س. حبیبی، ع.، (۱۳۹۳). برآورد حد آستانه‌ای کارا برای مدل‌سازی و برآورد سرمایه پوششی ریسک عملیاتی بانک‌ها. مجلهٔ مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شمارهٔ ۱۸، صص ۱۰۵-۱۳۳.

صادقی، ح.ا. بهبودی، س.، (۱۳۹۵). برآورد ارزش در معرض ریسک با استفاده از نظریهٔ ارزش فرین. فصلنامهٔ علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی، صص ۷۷-۹۴.

کشاورز حداد، غ. حیرانی، م.، (۱۳۹۳). برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهیهای مالی: رهیافت مبتنی بر توابع مفصل. تحقیقات اقتصادی، دورهٔ ۴۹، شمارهٔ ۴، صص ۸۶۹-۹۰۲.

قره‌خانی، م. ماجدی، ز.، (۱۳۹۲). محاسبهٔ ضرایب ریسک دارایی در توانگری مالی مؤسسات بیمه با استفاده از ارزش در معرض ریسک. پژوهشنامهٔ بیمه، سال ۲۸، شمارهٔ ۴، صص ۱۲۷-۱۵۴.

آزاد، م.، سبزی، م.، سلیمانی، ز.، (۱۳۹۴). ابهامات و ایرادات وارده بر آیین‌نامهٔ ۶۹ توانگری. بیست و دومین همایش ملی و هشتمین همایش بین‌المللی بیمه و توسعه.

Balkema, A.A.; De Haan, L., (1974). Residual lifetime at great age. Annals of Probability, pp. 792-804.

Bollerslev, T., (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Econometrics, pp. 307-327.

Christoffersen, P., (1998). Evaluating interval forecast. International Economic Review, 39(4), pp. 841-862.

Dowd, K., (1998). Beyond value at risk: the new science of risk management. Wiley.

Engle, R., (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica. pp. 987-1007.

Jorion, P., (2000). Value at risk: the new benchmark for managing financial risk. 3rd Edition. McGrawHill Companies.

Kupiec, P., (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk management models. Journal of derivatives, pp. 73-84.

Mandelbrot, B.; Hudson, R.L., (2004). The Misbehavior of Markets: A fractal view of financial turbulence. New York: Basic Books.

Manganelli, S.; Engle, R.F., (2001). Value at risk models in finance. European Central Bank.

McNeil, A.J., (1998). Calculating quantile risk measures for financial time series using extreme value theory. Department of Mathematics, ETH, Swiss Federal Technical University.

McNeil, A.J.; Frey, R., (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroskedasticity financial time series: An extreme value approach. Journal of Empirical Finance, pp. 271-300.

McNeil, A.J.; Frey, R.; Embrechts, P., (2005). Quantitative risk management: Concepts, techniques and tools. Princeton University Press.

Morgan Guaranty Trust Company.; Risk Management Advisory., (1996). Risk metrics-technical document. New York.

Mussa, M., (1979). Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market. Carnegie-Rochester conference series on public series, pp. 9-57.

Palaro, H.P.; Hotta, L.K., (2006). Using conditional copula to estimate value at risk. Journal of Data Science, pp. 93-115.

Pickands, J., (1975). Statistical inference using extreme order statistics. Annals of Statistics, pp. 119-131.

Saunders, A.; Allen, L., (1998). Credit risk measurement: New Approaches to value-at-risk and other paradigms. John Wiley and Sons.

Sklar, A., (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. Publications de l'Institut de Statistique de l'UniversitÚ de Paris, pp. 229-231.