فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی - سال سوم، شماره چهارم (پیاپی ۱۱)، پاییز ۱۳۹۷ (صفحات ۵۹ تا ۸۴)

اصلاح ضریب ریسک سرمایه الزامی ریسک بازار در مدل توانگری مالی صنعت بیمه ایران[۱]

نادر مظلومی

دانشیار گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی

mazlomi@atu.ac.ir

امیر صفری

دکتری اقتصاد مالی، اداره نظارت بر بیمه‌های زندگی، بیمه مرکزی ج.ا.ا

amirsafari2014@gmail.com

رضا جعفری (نویسندهٔ مسئول)

دانشجوی دکتری رشته مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی

rjafari212@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۱۲

چکیده

هدف این مقاله ارائه روشی کاراتر از آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه و مطالعات پیشین، برای تعیین ضریب ریسک سرمایه الزامی ریسک بازار در شرکتهای بیمه به تفکیک بیمه‌های زندگی و غیرزندگی است. در این راستا، با استفاده از داده‌های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) در دوره ۹۷:۰۹-۱۳۸۷:۰۹ و روش‌های مختلف محاسبه ارزش در معرض ریسک (VaR)، اقدام به مدلسازی ضریب ریسک سرمایه‌گذاری در سهام برای شرکتهای بیمه، بدون ریسک تطبیق داراییها و بدهیها (بدون ریسک ALM) نمودیم. سپس، با محاسبه شکاف دیرش داراییها و بدهیها، ضریب ریسک بازار نهایی (با ریسک ALM) را محاسبه نمودیم. نتایج نشان می‌دهند که اولاً؛ شیوه شبیه‌سازی مونت‌کارلو مبتنی بر مدل TGARCH کاراتر از سایر مدلهای به کار رفته است و ثانیاً؛ مقدار ضریب ریسک بازار نهایی، به تفکیک بیمه‌های غیرزندگی و زندگی به ترتیب ۳۶٫۸٪ و ۳۴٫۲٪ است.

طبقه‌بندی JEL: G22, C32, G33

واژگان کلیدی: ارزش در معرض ریسک (VaR)، ریسک بازار، شرکتهای بیمه، مدل TGARCH، شبیه‌سازی مونت کارلو.

---

[۱]. این مقاله از رساله دکترای آقای رضا جعفری با عنوان «چارچوب تعیین سرمایه بهینه برای شرکت های بیمه» استخراج شده است.

۱. مقدمه

شرکتهای بیمه به عنوان واسطه‌گران پولی و مالی (همچون بانکها) بودن آنها در معرض ریسکهای مختلف قرار می‌گیرند (میشکین[۱]؛ جهانخانی، ۱۳۷۸). لذا این شرکتها موظفند طبق آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، مشابه با نسبت کفایت سرمایه[۲] بانکها، نسبت توانگری مالی[۳] خود را هر ساله محاسبه و به همراه صورتهای مالی خود برای اخذ تاییدیه به بیمه مرکزی ج.ا.ا ارسال کنند. این نسبت از تقسیم سرمایه موجود[۴] بر سرمایه الزامی کل (RBC) [۵] که برابر با ریسک کل پذیرفته شده شرکت است، به دست می‌آید.

اگر نسبت توانگری مالی یک شرکت بیمه از حدود تعیین شده بیمه مرکزی ج.ا.ا کمتر شود، شرکت بیمه باید اقدامات و برنامه‌های مالی بهبود خود را ارائه دهد و در صورت ناکافی بودن این برنامه‌ها (اگر این نسبت زیر ۷۰ درصد باشد)، شرکت بیمه باید اقدام به افزایش سرمایه نمایند.

نحوه محاسبه این ریسک برای هر چهار دسته که هر دسته نیز به طبقات پایینتر تقسیم می‌شود، عبارت است از ضرب ضریب ریسک[۶] مربوطه در مقدار ریسک‌نما[۷].

با این تفاسیر، یکی از دغدغه‌های نهاد ناظر و شرکتهای بیمه محاسبه دقیق این ضرایب ریسک جهت محاسبه سرمایه الزامی برای پوشش ریسکهای پیش روی این شرکتها در محاسبه نسبت توانگری مالی آنها است. هر چه این ضرایب نادقیقتر محاسبه گردند، موجب بزرگ‌نمایی و یا کوچک‌نمایی نسبت توانگری مالی بیمه‌گران و ارائه سیگنالهای اشتباه درباره سلامت و توان مالی این شرکتها به ذینفعان؛ بالاخص بیمه‌گزاران و سهامداران خواهد شد. در صورتی که ضرایب ریسک دچار بیش برآوردی[۸] شوند، نسبت توانگری مالی به اشتباه کوچک جلوه داده شده و نتیجتاً بیمه‌گر را با کمبود سرمایه موجود و به تبع آن افزایش هزینه تامین سرمایه[۹] (به علت افزایش سرمایه) روبرو خواهد نمود و در صورتی که این ضرایب دچار کم برآوردی[۱۰] شوند، موجب بزرگ‌نمایی نسبت توانگری مالی،

---

[1] Mishkin
[2]. Capital Adequacy
[3]. Solvency Margin Ratio (SMR)
[4]. Available Capital
[5]. Required Capital or Risk Based Capital (RBC)
[6]. Risk Factor
[7]. Risk Exposure
[8]. Over Estimation
[9]. Cost of Capital
[10]. Under Estimation

افزایش انگیزه بیمه‌گر برای جذب بیشتر پورتفوی بیمه و گمراهی بیمه‌گزاران و سهامداران در ارزیابی توان مالی شرکتهای بیمه می‌شود.

با این توصیف، ضریب ریسک برآورد شده سرمایه الزامی ریسک بازار شرکتهای بیمه در محاسبه نسبت توانگری مالی (SMR)[1] آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، چه در محاسبات مقالات و پروژه‌های داخلی و چه در خود آیین‌نامه مذکور، با دو مشکل و مساله اصلی روبرو است؛ اول آن که در محاسبه این ضریب روشهای مختلف برآورد ضریب ریسک و کارایی آنها به درستی بررسی نشده‌اند و دوم آن که در محاسبه این ضرایب ریسک عدم تطابق دیرش[2] دارایی‌ها و بدهی‌ها (ریسک ALM)[3] لحاظ نشده است[4].

با تفاسیر فوق، از آنجا که ریسک بازاری دومین ریسک با اهمیت شرکتهای بیمه، پس از ریسک بیمه‌گری است، لذا هدف این مقاله ارائه روشی جدیدتر و کاراتر از آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه و مطالعات پیشین، برای تعیین ضریب ریسک سرمایه الزامی ریسک بازار در شرکتهای بیمه (منحصراً ریسک بازاری سرمایه‌گذاری شرکتهای بیمه در سهام شرکتهای بورسی) به تفکیک بیمه‌های زندگی و غیرزندگی است.

بدین منظور، با توجه به هدف این مقاله، ابتدا به معرفی پیشینه پژوهشهای انجام شده پرداخته می‌شود، سپس مبانی نظری مقاله در دو بخش؛ الف) مفهوم ریسک بازاری برای شرکتهای بیمه، جایگاه آن در محاسبه نسبت توانگری مالی و نقش شکاف دیرش داراییها و بدهیها در محاسبه ضریب ریسک نهایی و ب) ارتباط ارزش در معرض ریسک (VaR) و ضریب ریسک بازار در محاسبه نسبت توانگری مالی شرکتهای بیمه ارائه خواهد شد. در بخش بعد، روش پژوهش در خصوص سنجش ضریب ریسک بازار در شرکتهای بیمه در قالب متدولوژی‌های اقتصادسنجی برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR) و ضریب ریسک بازار و همچنین محاسبه دیرش سرمایه‌گذاریها معرفی خواهد شد. در بخشهای پایانی، ضمن ارائه نتایج و یافته‌های حاصل از برآوردها و محاسبه ضریب ریسک بازاری

---

[1]. Solvency Margin Ratio

[2]. Duration

[3]. Asset Liability Mismatching Risk

[4]. باید توجه نمود اساساً تفاوت محاسبه ریسک بازار برای شرکتهای بیمه، بانکها و ... و همچنین سرمایه‌گذاران انفرادی (سرمایه‌گذارانی که از منابع آزاد خود و به عبارتی سرمایه خود سرمایه‌گذاری می‌نمایند و نه بدهیها و منابع دیگران) در نظر گرفتن ماهیت منابع تامین مالی سرمایه‌گذاریها و بالاخص ویژگی شکاف دیرش[4] آن سرمایه‌گذاریها با دیرش بدهیها است.

به تفکیک منابع مالی حاصل از ذخایر فنی بیمه‌های زندگی و غیرزندگی، به ارائه جمع‌بندی و نتیجه‌گیری نهایی پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق و مرور ادبیات نظری

۲-۱. پیشینه تحقیق

صفری و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهش خود که نتیجه آن ارائه ضرایب ریسک آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی در خصوص محاسبه نسبت توانگری مالی شرکتهای بیمه ایرانی بود، برای محاسبه ضریب ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام بورسی، از شیوه ARMA-EGARCH استفاده نمودند. ایشان با پیش‌بینی نوسان‌پذیری ماهانه و سالانه اقدام به محاسبه ارزش در معرض ریسک (VaR) و ضریب ریسک بازار بدون در نظر گرفتن شکاف دیرش داراییها و بدهیها نمودند.

شهریار و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهش خود، روش صفری و همکاران (۱۳۹۰) را ادامه و بروزرسانی نموده و ضرایب ریسک بازار را هم به صورت دارایی آزاد و هم به تفکیک منابع زندگی و غیرزندگی (با لحاظ نمودن ریسک ALM) محاسبه نمودند. ایشان نیز همانند صفری و همکاران (۱۳۹۵)، تنها از شیوه ARMA-EGARCH برای محاسبه VaR و ضریب ریسک سرمایه‌گذاری در سهام بورسی استفاده نموده و سایر روشها و مقایسه آنها بر اساس آزمون بازخورد (پس‌آزمایی)[1] را مورد استفاده قرار ندادند.

قره‌خانی و ماجدی (۱۳۹۲) در مقاله خود به محاسبه ضرایب ریسک بازار با استفاده از روش VaR پرداختند. در این مقاله، ریسک دارایی مؤسسات بیمه در دو بخش سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار و املاک و مستغلات بررسی شده است. برای محاسبه ریسک سرمایه گذاری در سهام، از داده های روزانه شاخص قیمت کل بازار بورس و اوراق بهادار تهران مربوط به سالهای ۱۳۸۸-۱۳۸۴ استفاده شده است. همچنین، برای محاسبه ریسک سرمایه گذاری در املاک و مستغلات، از دادههای ماهانه شاخص اجاره مسکن در مناطق شهری ایران مربوط به سالهای ۱۳۸۹-۱۳۸۰ استفاده شده است. به منظور بررسی کیفیت برآوردهای انجام شده از آزمون بازخورد استفاده شده که مدل EGARCH در مقایسه با دیگر روشها از دقت و عملکرد بالایی برخوردار بوده است.

[1]. Backtesting

اســـدی و همکاران (۱۳۹۶) ابتدا از مدلهای GARCH برای مدل‌ســـازی توزیعهای حاشــیه‌ای ســری زمانی لگاریتم بازدهیها اســتفاده نمودند. ســپس با اســتفاده از روش فراابتکاری 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 کردند. ایشان ضریب ریسک بازار را برابر با ۴۰۳/۹ درصد محاسبه نمودند[1]!

ادبی فیروزجایی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به برآورد و ارزیابی ارزش در معرض ریسک بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای روش شبیه سازی پنجره پرداخته‌اند. نتایج تجربی این مطالعه حاکی از این اســت که در روش پنجره بهترین عملکرد به ترتیب از آن معیارهای شباهت اقلیدسی، DTW، کولموگروف-اسمیرنوف، مربع کای دو، شباهت فاصله و فاصله کسینوسی می‌باشد.

سجادی و فتحی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به تبیین چهارگامی محاسبه ارزش در معرض خطر به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری ریسک و پیاده سازی آن در یک مدل بهینه سازی سرمایه‌گذاری پرداخته اند. در این پژوهش علاوه بر تشریح فرایند محاسبه VaR، نحوه پیاده‌سازی آن بر روی یک مدل بهینه‌سازی سرمایه‌گذاری، با در نظر گرفتن قیدی بر روی ارزش در معرض خطر، بدون در نظر گرفتن فرضی خاص، بیان می‌شود.

هالب لیب و پل مایر[2] (۲۰۱۲) روشی مبتنی بر ترکیب بهینه را برای محاسبه VaR پیشنهاد کردند که زیان را در دوره‌های زمانی با ریسک مالی بالا به دقت پیش‌بینی می‌کند. آنها روش‌های مبتنی بر داده را توسعه دادند و با بررسی روش‌های GARCH، RiskMetrics و FIGARCH پیش‌بینی‌های توانمندی برای VaR ارائه نمودند. همچنین دریافتند که روش‌های رایج برآورد VaR در دوره‌های زمانی بحران و غیر آن عملکردهای کاملاً متفاوتی دارند. به عنوان مثال در پیش‌بینی VaR یک روزه، فرضیات توزیعی مناسب (t-استیودنت با درجه آزادی برآورد شده و t- استیودنت با درجه آزادی برآورد شده و t- استیودنت دارای چولگی و نظریه ارزش فرین) پیش‌بینی‌های بهتری را ارئه می‌دهد.

لهار و همکاران (۲۰۰۱) در مقاله خود کارایی خارج از نمونه دو شیوه تعمیم‌یافته از مدل بلک-شولز (با فرض این که قیمت سهم دارای فرایند تصادفی حرکت براونی هندسی

---

[1]. نکته آن که از آنجا که ریسک‌نمای ریسک بازار مبلغ کل پورتفولیوی سرمایه‌گذاری است، لذا ضریب ریسک بازار نمی‌تواند بیشتر از ۱۰۰ درصد باشد.

[2]. Halbleib and Pohlmeier

GBM است) یکی شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدلهای GARCH(1,1) و دیگری شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری نوسانپذیری تصادفی اختیارات[1] را با شاخص قیمت اختیارات FTSE 100 مورد آزمون قرار دادند. معیارهای بررسی کارایی دو شیوه فوق پیش‌بینی برون نمونه‌ای و سنجه‌های ارزش در معرض ریسک محاسبه شده از طریق هر دو روش است. ایشان بدین نتیجه رسیدند که شیوه شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدلهای GARCH در هر دو معیار بررسی کارایی، برتر از روش دیگر بوده است. لیدن و کلایمک (۲۰۱۸) در مقاله خود از فرایند تصادفی براونی هندسی (GBM) برای پیش‌بینی قیمت سهام استفاده کردند. ایشان با فرض این که بازده سهام دارای فرایند سری زمانی ARMA(p,q)+GARCH(r,s) بوده، با ترکیب دو فرایند، مدل جدیدی به نام ARMA(p,q)+GARCH(r,s) ترکیبی[2] ایجاد نمودند. ایشان مدل جدید را بر روی داده‌های آماری ماهانه شاخص S&P500 در دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۸ برآورد نموده و نتایج حاصل از آن را با مقادیر واقعی شاخص فوق مقایسه نمودند. بدین منظور ایشان با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو اقدام به شبیه‌سازی شاخص فوق با استفاده از مدل ARMA(p,q)+GARCH(r,s) ترکیبی نمودند. ایشان نتیجه گرفتند که نرخ دقت مدل ترکیبی ۵۰ درصد بیشتر از GBM کلاسیک و ARMA(p,q)+GARCH(r,s) معمولی است.

در مقایسه با پژوهشهای فوق، بالاخص صفری و همکاران (۱۳۹۰)، شهریار و همکاران (۱۳۹۵)، قره‌خانی و ماجدی (۱۳۹۲) و اسدی و همکاران (۱۳۹۶) که مستقیماً با موضوع این مقاله مرتبط هستند، این مقاله دارای دو جنبه نوآوری است:

۱. در تمامی پژوهشهای فوق و همچنین در آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، محاسبه ریسک (یا ضریب ریسک) بدون توجه به شکاف دیرش داراییها و بدهیها صورت گرفته و لذا ضریب ریسک به تفکیک بیمه‌های زندگی و غیرزندگی محاسبه نشده است. به عبارت بهتر، اساس تفاوت ضریب ریسک برای یک شرکت بیمه زندگی، شرکت بیمه غیرزندگی (یا پورتفوی حق‌بیمه زندگی و غیرزندگی)، یک بانک و یا یک سرمایه‌گذار حقیقی (شخص حقیقی) در نظر گرفتن یا نگرفتن شکاف دیرش داراییها و بدهیها است. این که پول سرمایه‌گذاری از چه منبعی تامین می‌شود (بدهی آن هم از چه نوعی باشد یا سرمایه) در محاسبه ضریب ریسک بازار بسیار مهم است. در این مقاله بر مبنای شکاف

[1]. Stochastic Volatility Option Pricing
[2]. Mixed

دیرش داراییها و بدهیها، اقدام به محاسبه ضریب ریسک بازار به تفکیک بیمه‌های زندگی و غیرزندگی خواهد شد. این موضوع در بخش مبانی نظری بیشتر شرح داده خواهد شد.
۲. در این پژوهشها، از روشهای انفرادی (شبیه‌سازی، مدلسازی GARCH و ...) برای محاسبه نوسانات استفاده شده است لیکن در این مقاله از روشهای ترکیبی شبیه‌سازی و واریانس-کواریانس (ساده یا مبتنی بر مدلهای GARCH) استفاده شده است.

۲-۲. مفهوم ریسک بازاری برای شرکتهای بیمه و جایگاه آن در محاسبه نسبت توانگری مالی

شرکتهای بیمه موظفند طبق آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، مشابه با نسبت کفایت سرمایه[۱] بانکها، نسبت توانگری مالی[۲] خود را هر ساله محاسبه و به همراه صورتهای مالی خود برای اخذ تاییدیه به بیمه مرکزی ج.ا.ا ارسال کنند (بیمه مرکزی ج.ا.ا، ۱۳۹۰). این نسبت از تقسیم سرمایه موجود[۳] بر سرمایه الزامی کل (RBC) [۴] که برابر با ریسک کل پذیرفته شده شرکت است، به دست می‌آید. سرمایه الزامی کل از تجمیع چهار دسته ریسک اصلی به وجود آمده است که عبارتند از سرمایه الزامی (جهت پوشش) ریسک صدور یا بیمه‌گری (R_1)[۵]، سرمایه الزامی (جهت پوشش) ریسک بازاری (R_2)[۶]، سرمایه الزامی (جهت پوشش) ریسک اعتباری (R_3)[۷] و سرمایه الزامی (جهت پوشش) ریسک نقدینگی (R_4)[۸] (شهریار، ۱۳۹۵).
مبلغ سرمایه الزامی کل (RBC) طبق فرمول زیر محا سبه می شود (بیمه مرکزی ج.ا.ا، ۱۳۹۰):

$$RBC = \sqrt{R_1^2 + R_2^2 + R_3^2 + R_4^2} \qquad (۱)$$

از آنجا که شیوه محاسبه سرمایه الزامی (همانند بسیاری از مدلهای توانگری مالی دنیا) مبتنی بر ضرایب ریسک[۹] است (سندستروم[۱۰]، ۲۰۰۷)، نحوه محاسبه هر یک از ریسکهای فوق (بیمه‌گری، بازاری، اعتباری و نقدینگی) در آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه،

---
1. Capital Adequacy
2. Solvency Margin Ratio (SMR)
3. Available Capital
4. Required Capital or Risk Based Capital (RBC)
5. Underwritting Risk
6. Market Risk
7. Credit Risk
8. Liquidity Risk
9. Risk Factors Based Method
10. Sandström

عبارت است از حاصلضرب[1] ضریب ریسک[2] مربوطه در مقدار ریسک‌نما[3]. طبق این آیین‌نامه نسبت توانگری مالی (SMR) نیز توسط فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$SMR = \frac{\text{سرمایه موجود}}{\text{سرمایه الزامی (RBC)}} \qquad (۲)$$

در محاسبه سرمایه الزامی (معادله ۱) و نسبت توانگری مالی (SMR)، پس از ریسک بیمه‌گری، ریسک بازاری مهمترین ریسک شرکتهای بیمه است. ریسک بازاری از نوسانات قیمت و ارزش بازاری داراییها بوجود می‌آید (شهریار، ۱۳۹۳). مهمترین ریسک در بین انواع ریسکهای بازاری ریسک نوسان قیمت سرمایه‌گذاریها است. این ریسک مربوط به تغییرات ارزش داراییهای با قیمت متغیر نظیر سهام[4]، املاک و مستغلات[5] و ... است (انجمن بین‌المللی اکچوئری[6]، ۲۰۰۴). برای اندازه‌گیری ریسک نوسان قیمت داراییها از روش ارزش در معرض ریسک (VaR) مبتنی بر شیوه‌های واریانس-کواریانس و مدلهای واریانس ناهمسانی اتورگرسیو (ARCH) استفاده می‌گردد (پیکارجو و همکاران، ۱۳۸۸).

نکته حائز اهمیت آن که استفاده از عدد حاصل از VaR برای محاسبه ریسک، برای داراییهای آزاد[7] که به وسیله سرمایه بیمه‌گر تامین مالی می‌شوند (و از طریق بدهی تامین مالی نمی‌شوند)، مناسب می‌باشد. در خصوص بانکها و شرکتهای بیمه، اصولاً تامین مالی سرمایه‌گذاریها به ترتیب از طریق سپرده‌های بانکی و ذخایر فنی بیمه‌ای صورت می‌گیرد. در این صورت، این گونه داراییها که به داراییهای غیرآزاد معروف هستند و منابع تامین مالی آنها بدهیها می‌باشند، علاوه بر ریسک نوسان قیمت دارای ریسک عدم تطبیق داراییها و بدهیها (ریسک ALM)[8] نیز هستند. اساس ریسک عدم تطبیق داراییها و بدهیها نیز به

---

[1] . به طور مثال ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکتهای بورسی از ضرب ضریب ریسک مربوطه در مبلغ کل پورتفوی سهام شرکت بیمه (ریسک‌نما) به دست می‌آید.

[2]. Risk Factor
[3]. Risk Exposure
[4]. Stocks
[5]. Real State
[6]. International Actuarial Association, IAA
[7]. Free Assets
[8]. Asset Liability Mismatching Risk

شکاف (تفاوت) دیرش داراییها و بدهیها باز می‌گردد[۱]. اگر دیرش سمت داراییها نسبت به دیرش سمت بدهیها بلندتر باشد، آنگاه شرکت بیمه با نوسان بیشتری در نرخ بازده دارایی مواجه خواهد شد[۲]. به عبارت بهتر برای یک شرکت بیمه که از محل ذخایر با دیرش بالاتر سرمایه‌گذاری می‌نماید، ریسک نوسان قیمت بازده سرمایه‌گذاری مذکور کمتر خواهد بود تا ذخایر با دیرش کمتر. برای رشته‌های بیمه زندگی، در مقایسه با بیمه‌های غیرزندگی، دیرش داراییها معمولا کوتاه‌تر از دیرش بدهیها است (سندستروم، ۲۰۰۷). برای بیان مدلسازی ریاضی، می‌توان تغییر ارزش داراییها و بدهیها را به صورت زیر نمایش داد (رستی و اندریا[۳]، ۲۰۰۷):

$$\Delta MV_A = MV_A.D_A.\Delta r_A \quad (۳)$$

$$\Delta MV_L = MV_L.D_L.\Delta r_L \quad (۴)$$

$$\Delta S = \Delta MV_A - \Delta MV_L \geq 0 \quad (۵)$$

$$\Delta S = [MV_A.D_A.\Delta r_A] - [MV_L.D_L.\Delta r_L] \geq 0 \quad (۶)$$

که MV، D و r به ترتیب ارزش بازاری، دیرش تعدیل شده و نرخ بازده (یا بهره) داراییها (A) و بدهیها (L) می‌باشند. در صورتی که r تصادفی باشد، می‌توان فرض نمود که از یک فرآیند براونی[۴] تبعیت نموده و دارای توزیع نرمال است. در اینجا Δr تغییر نرخ بازده و یا بهره در فاصله اطمینان ۹۹٪ است. ΔMV تغییر در ارزش بازار دارایی یا بدهی بوده

---

[۱]. با این توصیف، باید توجه نمود اساساً تفاوت محاسبه ریسک بازار برای شرکتهای بیمه، بانکها و ... و همچنین سرمایه‌گذاران انفرادی در نظر گرفتن ماهیت منابع تامین مالی سرمایه‌گذاریها و بالاخص ویژگی شکاف دیرش آنها است. به عبارت بهتر، نوسانپذیری یک پورتفوی سرمایه‌گذاری معین برای هر سرمایه‌گذاری اعم از حقیقی یا حقوقی، بیمه یا غیربیمه و ... یکی است و وجه تمایز این سرمایه‌گذاران در ویژگی رفتاری منابع تامین مالی آنها است. این که منبع تامین مالی سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذار، از محل بدهیهای ناشی از ذخایر ریاضی بیمه‌های زندگی یا ذخایر فنی بیمه‌های غیرزندگی در شرکتهای بیمه باشد (و یا سپرده بانکی در بانکها، وام ارزی و ... باشد) یا سرمایه سهامداران تعیین‌کننده مقدار نهایی ضریب ریسک سرمایه‌گذار خواهد بود.

[۲]. این ریسک زمانی به وجود می‌آید که دیرش داراییها و بدهیها آنها متفاوت و نسبت اهرمی تامین مالی آنها بالا باشد. به عبارت بهتر، ریسک سرمایه‌گذاری یک شرکت بیمه علاوه بر نوسان‌پذیری بازده دارایی، به تفاوت دیرش داراییها و بدهیها و همچنین تفاوت ارزش دفتری داراییها و بدهیها، به عنوان وجه تمایز مقدار ریسک در شرکتهای بیمه و سایر شرکتها و سرمایه‌گذاران، باز می‌گردد. در اینجا دیرش به عنوان متوسط مدت زمان نگهداری دارایی و یا بدهی تفسیر می‌گردد (IAA, 2004).

[3]. Resti & Andrea

[4]. Brownian Motion

و ΔS تغییر در ثروت خالص سهامداران است. با این توصیف، می‌توان مقدار ریسک بازار (CR_{ALM-M}) را برای شرکتهای بیمه به صورت زیر نمایش داد (سندستروم، ۲۰۰۷):

$$CR_{ALM-M} = RF_A^{INS}.MV_A \quad (۷)$$

$$RF_A^{INS} = Max(D_A - \frac{MV_L}{MV_A}.D_L.0)\cdot RF_A \quad (۸)$$

که RF_A^{INS} ، $\boldsymbol{RF_A}$ و MV_A/MV_L به ترتیب ضریب ریسک بازار بدون ریسک تطبیق (دارایی آزاد)، ضریب ریسک بازار نهایی (ضریب ریسک بازار با ریسک تطبیق) و نسبت اهرمی می‌باشند. عبارت $D_A - \frac{MV_L}{MV_A}.D_L$ نیز شکاف دیرش نام دارد.
همانطور که در بخش بعد نشان خواهیم داد، ضریب ریسک بازار $\boldsymbol{RF_A}$ توسط ارزش در معرض ریسک (VaR) برآورد می‌گردد و برای کلیه سرمایه‌گذاران یکسان است لیکن RF_A^{INS} برای شرکتهای بیمه متفاوت است و هدف این مقاله نیز برآورد این ضریب است.

۳. روش تحقیق

۳-۱. ارزش در معرض ریسک (VaR)[1] ابزاری برای سنجش ریسک بازار

برای محاسبه ضریب ریسک در نظام توانگری و کفایت سرمایه[2] بانکها، عمدتاً از دو سنجه ارزش در معرض ریسک (VaR)[3] و ارزش در معرض ریسک دم توزیع (TVaR)[4] استفاده می‌کنند (شاه‌مرادی و زنگنه، ۱۳۸۶). همانگونه که بیان شد ضریب ریسک بازار بدون ریسک تطبیق ($\boldsymbol{RF_A}$) توسط ارزش در معرض ریسک (VaR) برآورد می‌گردد. ارزش در معرض ریسک از خانواده معیارهای اندازه‌گیری ریسک نامطلوب است. این شاخص (VaR) حداکثر زیانی است که کاهش ارزش سبد دارایی، برای دوره معینی در آینده (افق زمانی) با سطح اطمینان مشخص، از آن بیشتر نمی‌شود. بنابراین طبق تعریف داریم (یوریون[5]، ۲۰۰۹):

$$VaR = \inf\{ r \in R : P(r > \text{VaR}) \le \alpha\} = \inf\{r \in R : F_r(r) \le \alpha\}$$
$$\Pr(r \le VaR) = \int_{.}^{VaR} f_r(r)dr = 1 - \alpha \quad (۹)$$

---
[1]. Value at Risk, VaR
[2]. Capital Adequacy
[3]. Value at Risk
[4]. Tail Value at Risk
[5]. Jorion

$$VaR_{1-\alpha} = F_r^{-1}(1-\alpha) \qquad (۱۰)$$

که r متغیر بازده (سود یا زیان) حاصل از فعالیت اقتصادی می‌باشد. مفهوم VaR به‌عنوان یک شیوه پذیرفته‌شده جهت فهم نحوه اندازه‌گیری ریسک نامطلوب یک پورتفولیو می‌باشد. تعریف دو پارامتر در اندازه‌گیری VaR از اهمیت بالایی برخوردار است (سجادی و فتحی، ۱۳۹۲): سطح اطمینان 1-α (سطح با معنی α) و افق زمانی مورد نظر (دوره نگهداری). افق زمانی در اینجا معادل دیرش تعدیل شده است. ضریب ریسک بازار بدون در نظر گرفتن ریسک تطبیق داراییها و بدهیها (ALM)، در صورتی که توزیع احتمال بازده (r) نرمال باشد، عبارت است از:

$$RF_{\mathrm{A}} = VaR - E(r) = z_{1-\alpha} \cdot \sigma_r \sqrt{\Delta t} \qquad (۱۱)$$

که $E(r)$، σ_r، $z_{1-\alpha}$ و $\sqrt{\Delta t}$ به ترتیب بازده انتظاری، انحراف از معیار بازده، عدد نرمال استاندارد در سطح اطمینان 1-α و مدت نگهداری پورتفولیوی سرمایه‌گذاری (در این مقاله مشابه با آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه معادل یک سال در نظر گرفته می شود) می‌باشند.

۳-۲. روشهای برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR) و RFA

سه روش عمده برای محاسبه VaR وجود دارد[۱]: الف) روش واریانس-کواریانس (پارامتریک) ب) شبیه‌سازی مونت کارلو[۲] (ناپارامتریک) ج) شبیه‌سازی تاریخی[۳] (ناپارامتریک) که در این بخش شرح داده خواهند شد (یوریون، ۲۰۰۹):

۳-۲-۱. روش واریانس-کواریانس ساده

روش واریانس-کواریانس بر اساس پارامترهای (میانگین و واریانس) توزیعهای احتمال که بر داده‌های بازده برازش داده می‌شوند، VaR را محاسبه می‌کند. در صورتی که فرض شود بازده سهام دارای توزیع نرمال باشد، می‌توان ارزش در معرض ریسک (VaR) را از رابطه ذیل به دست آورد:

---

[۱] . روش پژوهش مربوط به روشهای برآورد RF_A ، RF_A^{INS} باز می‌گردد. لذا در این بخش، ابتدا روشهای برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR) و $\mathrm{RF_A}$ بیان شده و سپس روش محاسبه دیرش داراییها و RF_A^{INS} بیان خواهد شد.

[2]. Monte Carlo Simulation

[3]. Historical Simulation

$$VaR_{1-\alpha} = E(R) - z_{1-\alpha} \cdot \sigma_R \sqrt{\Delta t} \qquad (۱۲)$$

که $E(R)$، σ_R و $z_{1-\alpha}$ انحراف از معیار بازده، بازده انتظاری و عدد نرمال استاندارد در سطح $(1-\alpha)$ می‌باشند. $\sqrt{\Delta t}$ مدت نگهداری پورتفولیوی سهام توسط سرمایه‌گذار (معمولاً حداکثر در یک سال مالی) است.

۳-۲-۲. مدلسازی ارزش در معرض ریسک (VaR) بازار با استفاده از مدلهای GARCH

همانگونه که در بخش قبل ذکر شد، شیوه واریانس-کوواریانس فرض می‌نماید که واریانس و میانگین فرایند تصادفی ثابت هستند در حالی که واریانس شرطی در طول زمان ثابت نبوده و متغیر است. به همین دلیل از مدلهای واریانس ناهمسانی اتورگرسیو که فرض می‌کنند واریانس طی زمان متغیر است، استفاده می‌شود. این مدلها که در ادبیات اقتصاد سنجی به مدلهای ARCH[1] شهرت دارد، در سال ۱۹۸۲ توسط رابرت اِنگل ابداع و معرفی شد (اِنگل[2]، ۱۹۸۲). از آنجا که در اینجا هدف، بررسی اینگونه مدلها نیست، فقط به معرفی اجمالی آنها پرداخته می‌شود. شکل کلی مدلهای ARCH به صورت زیر است (شهریار، ۱۳۹۳):

$$Conditional\ Mean;\ ARMA:\ r_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{N} \alpha_k r_{t-k} + \sum_{z=1}^{M} \lambda_z \varepsilon_{t-z} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

$$Conditional\ Variance;\ ARCH:\ \sigma_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + u_t \qquad (۱۴)$$

در روابط فوق معادله اول، معادله میانگین شرطی[3] و معادله دوم، واریانس شرطی[4] می‌باشد. از طرفی N، M و p به ترتیب تعداد وقفه‌های معادله میانگین شرطی (میانگین متحرک خودرگرسیو) ARMA و تعداد وقفه‌های معادله واریانس شرطی می‌باشند. این مدل‌ها در سال ۱۹۸۶ توسط بولر سلو توسعه یافته و به مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH)[5] گسترش پیدا کردند (بولرسلو[6]، ۱۹۸۶) در این مدل‌ها واریانس شرطی علاوه بر آن‌که به جمله اختلال معادله میانگین شرطی (متغیر توضیحی) وابسته است، به وقفه‌های واریانس شرطی (به‌طور اتورگرسیو) نیز

---

1. Autoregressive Conditional Heteroskedastisity Models
2. Engle
3. Conditional Average
4. Conditional Variance
5. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity
6. Bollerslev

وابســـته اســـت. به‌عبارت‌دیگر معادله GARCH(q, p) به‌طورکلی و با وقفه‌های متعدد به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j \sigma_{t-j}^2 + u_t \qquad (۱۵)$$

تعداد وقفه های معادلات مدل های ARCH و GARCH را می‌توان با اســـتفاده از معیارهای مختلفی نظیر معیارهای AIC[1] و SBC[2] و ســایر معیارهای مربوطه به دســت آورد. برای تشخیص وجود یا عدم وجود مدل ARCH و یا GARCH از آزمون تشخیص ناهمســانی واریانس ضــریب لاگرانژ (ARCH-LM) که توســط اِنگل ارائه‌شــده، می‌توان اســـتفاده کرد. قبل از برآورد مدل‌های ARCH بایســـتی آزمون‌های تشـــخیص پایایی متغیرهای مورد بررسی[3] صورت پذیرد. در مورد بسیاری از اوراق سهام، همبستگی منفی شدیدی میان بازده فعلی و نو سانات آتی وجود دارد، میل نو سانات بازده سهام کاهش (افزایش) در شـــرایط که بازده افزایش (کاهش) می‌یابد را اصـــطلاحاً اثر اهرمی[4] گویند (اِندرز[5]، ۲۰۰۳)[6]. ازجمله این مدل‌ها که با نام مدل‌های واریانس شـــرطی اتورگرســـیو نامتقارن[7] شناخته می شوند، می‌توان مدل‌های GARCH آ ستانه‌ای (TGARCH)[8] و GARCH نمایی (EGARCH)[9] را نام برد. مدل TGARCH یا GARCH آســتانه‌ای توسط زاکوییان[10] (۱۹۹۴) معرفی شد. معادله واریانس شرطی در این مدل به‌صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \alpha \sigma_{t-1}^2 \qquad (۱۶)$$

---

1. Akaike Information Criterion
2. Schwartz Bayesian Criteria
3. Stationarity Test
4. Leverage Effect
5. Enders

۶. علت ایجاد چنین مدل‌هایی آن است که در برخی سری‌های زمانی به دلایل مختلف، ممکن است نوسانات مثبت بیشتر یا کمتر از نوسانات منفی باشد. به‌طور مثال، اثرات خبرهای خوب و بد در نوسانات بازده بازار متفاوت است. به‌عبارت‌دیگر، اگر امروز بازده منفی باشد، احتمال کاهش بازده در روز بعد بیشتر از افزایش بازده به علت بازده منفی امروز است.

7. Asymetric ARCH Models
8. Thereshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity or GJR
9. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity
10. Zakoian

که d_{t-1} یک متغیر مجازی[1] اســـت که به ازای $\varepsilon_{t-1} < 0$ برابر با یک و به ازای $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ برابر با صفر می‌باشد. منطق نهفته در پس مدل TGARCH آن است که به ازای مقادیر مثبت ε_{t-1} مقدار d_{t-1} برابر با صفر ا ست. لذا اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ با شد؛ در این صورت تأثیر شوک ε_{t-1} بر σ_t^2 برابر با $\beta\varepsilon_{t-1}^2$ بوده و اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد؛ در این صورت $d_{t-1} = 1$ و لذا تأثیر شوک ε_{t-1} بر σ_t^2 به اندازه $(\beta+\gamma)\varepsilon_{t-1}^2$ خواهد بود (با فرض اینکه $\gamma > 0$ باشد، شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت، تأثیران مثبت و نمایان‌تری بر نو سانات خواهد دا شت). اگر ضریب $\gamma < 0$ با شد؛ می‌گوییم که اثر اهرمی وجود دارد و اگر $\gamma = 0$ باشـد؛ اثر حالات متقارن اسـت و اگر $\gamma > 0$ باشـد انتشـار خبر بد موجب افزایش نوسان خواهد شد (پترسون[2]، ۲۰۰۰).

۳-۲-۳. شبیه‌سازی مونت کارلو و فرایند براونی هندسی

در روش شبیه‌سازی مونت کارلو، ابتدا عوامل ریسک (شامل اجزای تصادفی و یا متغیر ورودی که تصادفی هستند)، متغیر خروجی و معادله وصل‌کننده عوامل ریسک را تعریف نموده و سپس باید مشخص نمود که متغیرهای ورودی از چه توزیع احتمالی تبعیت می کنند. پس از آن، با ایجاد اعداد تصادفی تحت توزیعهای احتمال مفروض، در ۱۰۰۰-۱۰۰۰۰ سناریوهای تصادفی، اقدام به شبیه‌سازی اجزای تصادفی و یا متغیرهای ورودی می‌نمایند. پس از آن با استفاده از معادله‌ای که متغیرهای ورودی را به متغیر خروجی وصل می‌نماید، بایستی اقدام به تولید متغیر خروجی در سناریوهای مربوط نمود. (دستمردی و همکاران، ۱۳۹۱؛ تئودورو[3] و همکاران، ۲۰۱۱).

با این توصیف، می‌توان اقدام به شبیه‌سازی قیمت سهام که دارای یک فرآیند تصادفی است، نمود. فرض بر آن است که بازده سهام (رشد قیمت سهام) دارای توزیع نرمال است. پس می‌توان گفت که قیمت سهام دارای توزیع لوگ نرمال می‌باشد. به عبارتی بازده سهام دارای فرآیند حرکت براونی (BM)[4] و قیمت سهام (S_t) دارای فرآیند براونی هندسی (GBM)[5] است. می‌توان فرآیند GBM را به صورت زیر نشان داد:

$$r_{t+\Delta t} = \ln(S_{t+\Delta t} / S_t) = k \cdot \Delta t + \sigma \cdot \varepsilon_t \sqrt{\Delta t} \qquad (۱۷)$$

$$S_{t+\Delta t} = S_t \cdot \exp(k \cdot \Delta t + \sigma \cdot \varepsilon_t \sqrt{\Delta t}) \qquad (۱۸)$$

---

1. Dummy Variable
2. Patterson
3. Theodorou
4. Brownian Motion, BM
5. Geometric Brownian Motion, GBM

که در آن $k = E(R) - (\sigma^2/2)$ است.

۳-۳. اعتبارسنجی VaR: آزمون بازخورد

همانطورکه گفته شد، یک روش برای بررسی دقت مدلهای $VaR_{1-\alpha}$ استفاده از نسبت شکست است. ما به دنبال این سوال هستیم که چه تعداد از روزهای نمونه زیان واقعی از $VaR_{1-\alpha}$ روزانه پیش‌بینی شده بیشتر است (کشاورز حداد، ۱۳۹۴). اگر N را به عنوان تعداد روزهای فوق (شکست) تعریف کنیم $\hat{\alpha} = N/T$ نسبت شکست خواهد بود (T معادل کل روزهای نمونه یا مشاهدات نمونه است). نسبت شکست یک آماره بدون تورش از $(1-\alpha)$ است و با افزایش حجم نمونه $(1-\alpha)$ را پوشش می‌دهد. احتمال مشاهده N بازده غیرعادی در طول نمونه T روزه دارای توزیع دوجمله‌ای به صورت $\binom{T}{T-N}\alpha^{T-N}(1-\alpha)^N$ که با افزایش حجم نمونه به سمت توزیع نرمال میل می‌کند. آزمون نسبت شکست توسط کوپیک[1] (۱۹۹۵) به صورت یک آزمون نسبت راستنمایی[2] (LR) پیشنهاد شد:

$$LR = -2Ln[\alpha^{T-N}(1-\alpha)^N / (\hat{\alpha})^N(1-\hat{\alpha})^{T-N}] \qquad (19)$$

که آمار فوق دارای توزیع مجانبی کای-دو با یک درجه آزادی است. فرض صفر ($H_0: \hat{\alpha} = \alpha$) را نخواهیم پذیرفت اگر $LR > (\chi^2_{1-\alpha,1} = 3.84)$ باشد ($1-\alpha = \%99$ یا $\alpha = \%1$).

۴-۳. محاسبه دیرش سرمایه‌گذاری در سهام و ضریب ریسک بازار نهایی RF_A^{INS}

دیرش[3]، یک تقریب برای میزان حساسیت بهره یک دارایی مالی است. تحلیل دیرش بدین مو ضوع ا شاره دارد که دارایی‌ها و بدهی‌ها به لحاظ مدت زمان بازپرداخت ا صل و

---

[1]. Kupiec

[2]. Log-Likelihood Ratio

[3]. دیرش مکاولی: دیرش مکاولی عبارت است از ارزش فعلی متوسط وزنی زمان دارایی نسبت به ارزش فعلی آن ابزار مالی:

$$Dur = \frac{\sum t \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum \frac{CF_t}{(1+r)^t}}$$

فرع وجوه تطابق داشته باشند (شهریار، ۱۳۹۳). پایه شیوه محاسبه دیرش سرمایه‌گذاری در سهام، مدل قیمت‌گذاری تنزیل سود نقدی (DDM)[1] می‌باشد. این مدل یکی از ساده‌ترین مدلهای ارز شگذاری (ذاتی) داراییها ا ست. با فرض g<r خواهد بود. نکته این که تنها تفاوت نحوه محاسبه دیرش مکاولی برای اوراق بهادار با درآمد ثابت و سرمایه‌گذاری در سهام این ا ست که افق سرمایه‌گذاری در سهام نامشخص ا ست. لذا طبق قاعده تصاعد هندسی و معادله دیرش مکاولی[2] (Dur_A)، خواهیم داشت (لوین[3] و همکاران، ۲۰۰۱):

$$Dur_A = (1+r)/(r-g) \qquad (20)$$

$$D_A = 1/(r-g) \qquad (21)$$

که D_A دیرش تعدیل شده می‌باشد. برای سهام، r و g به ترتیب نرخ بازده انتظاری و نرخ رشد انتظاری سود نقدی هر سهم (DPS)[4] است.

۴. برآورد مدل‌ها و ارائه نتایج

۴-۱. برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR) و مقایسه مدلها

در این مقاله، برای برآوردها از نرم افزارهای EViews و اکسل استفاده شده است. داده‌های آماری اصلی مورد استفاده شده برای محاسبات این مقاله داده‌های ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) و رشد لگاریتمی آن در دوره ۱۳۸۷:۰۹-۹۷:۰۹ است (نمودار توزیع فراوانی رشد لگاریتمی شاخص TEPIX در پیوست (۱) آمده است). برای آزمون ریشه واحد و تعیین پایایی و ناپایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته ADF[5] استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از این

جمله آخر CF، اصل پول را نیز در بر دارد. دیرش مکاولی متوسط طول عمر (تا سر رسید) یک ابزار مالی را اندازه گیری می کند. با انطباق دیرش داراییها و بدهیها، می توان ریسک نرخ بازده داراییها را حداقل کرد. دیرش تعدیل شده (MD) استفاده نماییم:

$$D = \frac{Dur}{(1+r)}$$

[1]. Divident Discount Model
[2]. Macaulay Duration
[3]. Lewin
[4]. Dividends per Share
[5]. Augmented Dickey-Fuller

آزمون سری زمانی رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ((DLOG(TEPIX)) در سطح ۱٪ پایا است (پیوست ۲). پیش از برآورد مدل واریانس شرطی این سری زمانی، از آزمون ARCH-LM برای بررسی وجود و عدم وجود واریانس شرطی استفاده شده که نتیجه آزمون حاکی از آنست که سری زمانی فوق دارای واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو می‌باشند (پیوست ۳). از معیارهای آکاییک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) برای انتخاب مدل GARCH مناسب و وقفه‌های مدل خودرگرسیو (AR) استفاده شده که بر این اساس، مدل TGARCH انتخاب شده است. مدل انتخابی از بین مدلهای واریانس ناهمسانی شرطی اتو رگرسیو (نظیر ARCH، GARCH، TARCH، EGARCH و TGARCH) و مدلهای ARMA، مدل AR(1)-TGARCH (1, 1, 2) بوده که دارای کمترین مقدار معیار آکاییک و در حدود ۳/۰۵- بوده است (پیوست ۴). همانگونه که از جدول (۱) مشاهده می‌گردد، ضریب وقفه اول رشد شاخص TEPIX با عرض از مبدا معنی‌دار بوده و این امر حاکی از این است که این رشد این شاخص تنها از یک وقفه قبل خود (یک ماه قبل) تاثیر می‌پذیرد و تحت تاثیر وقفه‌های قبل‌تر نیست. مقدار واریانس هر دوره نیز تنها تابعی از نواسان رشد شاخص در دوره قبل و مقدار واریانسهای شرطی دو دوره قبل قرار می‌گیرد.

۴-۲. آزمون بازخورد و انتخاب بهترین مدل برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR)

در این بخش، با استفاده از چهار مدل واریانس-کواریانس ساده (V-C)، مدل TGARCH، شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر واریانس-کواریانس ساده (MC-VC) و شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل TGARCH (MC-TGARCH)، اقدام به محاسبه VaR نموده و سپس با استفاده از آزمون کوپیک اعتبار این سنجه‌ها را بررسی می‌نماییم. نتایج آزمون بازخورد کوپیک مندرج در جدول (۲) نشان می‌دهد که VaR حاصل از روش MC-TGARCH دارای کمترین مقدار آماره کوپیک بوده و لذا از اعتبار بیشتری برخوردار بوده و بهترین مدل برای محاسبه ضریب ریسک بازار شرکتهای بیمه است.

جدول ۱. نتایج برآورد مدل AR(1)-TGARCH (1, 1, 2) بازده بورس اوراق بهادار تهران

نوع معادله	Variable	Coefficient	Prob.
معادله میانگین شرطی	C	۰/۰۲۳۲	۰/۰۱۷۳
	AR(1)	۰/۴۶۹۹	۰/۰۰۰۱
معادله واریانس شرطی	C	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱۷
	RESID(-1)^2	۰/۲۸۰۸	۰/۰۵۹۹
	RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-۰/۴۴۵۱	۰/۰۵۵۶
	GARCH(-1)	۱/۰۶۰۳	۰/۰۰۰۱
	GARCH(-2)	-۰/۳۸۶۲	۰/۰۹۹۸
R-squared	۰/۱۳۹۸	Akaike info criterion	-۳/۰۵۲۶
Adjusted R-squared	۰/۱۳۲۵	Schwarz criterion	-۲/۸۸۹۹
Durbin-Watson stat	۲/۱۱۳۸	Hannan-Quinn criter.	-۲/۹۸۶۵

ماخذ: محاسبات پژوهشگر

جدول ۲. نتایج آزمون بازخورد کوپیک

	V-C	TGARCH	MC-VC	MC-TGARCH
$\hat{\alpha}$	۰/۰۰۹۳	۰/۰۸۴۱	۰/۰۰۹۳	۰/۰۷۴۸
Kupiec-stat.	۵/۵۲۹۴	۲/۱۹۵۰	۸/۹۶۷۴	۱/۲۰۲۷
Critical value	۳/۸۴۱۵	۳/۸۴۱۵	۳/۸۴۱۵	۳/۸۴۱۵
P-Value	۰/۰۱۸۷	۰/۱۳۸۴	۰/۰۰۲۷	۰/۲۷۱۹
VaR(%)	۴۶/۳	۲۴/۱	۴۷/۰	۳۱/۳

ماخذ: محاسبات پژوهشگر

۴-۳. محاسبه ضریب ریسک بازار بدون ریسک ALM (RFA) و ضریب ریسک بازار نهایی ($\mathbf{RF_A^{INS}}$)

در جدول (۳) با استفاده از معادله (۶) اقدام به محاسبه ضریب ریسک بازار بدون در نظر گرفتن ریسک ALM نموده‌ایم. بدین منظور، ضریب ریسک بازار ماهانه را در $\sqrt{۱۲}$ ضرب نمودیم تا به ضریب ریسک سالانه تبدیل گردد. در جدول (۳) ضریب ریسک بازار در مدت ۱۲ ماه، حدود ۳۱ درصد است. در صورتی که منابع تامین مالی ناشی از ذخایر فنی بیمه ای باشند، ضریب ریسک برای رشته‌های بیمه زندگی و غیرزندگی متفاوت و به ترتیب در حدود ۳۶,۸٪ و ۳۴,۲٪ خواهند بود.

جدول ۳. محاسبه ضریب ریسک بازار بدون ریسک ALM (RF_A)

تواتر داده‌های آماری	پیش بینی انحراف از معیار ماهانه	پیش بینی انحراف از معیار سالانه	ضریب ریسک آزاد	ریسک‌نما (MV_A) طبق آیین‌نامه شماره ۶۹
ماهانه	۳/۹	۱۳/۴	۳۱/۳	ارزش دفتری سرمایه‌گذاری در سهام شرکتها

ماخذ: محاسبات پژوهشگر

جدول ۴. محاسبه ضریب ریسک بازار نهایی-ضریب ریسک با ریسک ALM (RF_A^{INS})

ذخایر فنی بیمه			سرمایه گذاری در سهام شرکتهای بورسی			ریسک‌نما (MV_A) طبق آیین‌نامه شماره ۶۹
نوع ذخایر فنی بیمه	دیرش (سال)[1]	نسبت اهرمی	دیرش (سال)	ضریب ریسک آزاد	ضریب ریسک بازار مبتنی بر ریسک ALM	
غیرزندگی	۱/۳۸	٪۴۷/۳	۲/۰۴	٪۳۱/۳	٪۳۶/۸	ارزش دفتری سرمایه‌گذاری در سهام شرکتها
زندگی	۵/۴۳	٪۱۵/۴			٪۳۴/۲	

ماخذ: محاسبات پژوهشگر

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

ضرایب ریسک برآورد شده سرمایه الزامی ریسک بازار شرکتهای بیمه در محاسبه نسبت توانگری مالی این شرکتها، با دو مشکل و مساله اصلی روبرو هستند؛ اول آن که در محاسبه این ضرایب روشهای مختلف و کارایی آنها به درستی بررسی نشده است و دوم آن که در محاسبه این ضرایب ریسک عدم تطابق دیرش دارایی‌ها و بدهی‌ها لحاظ نشده است. در این مقاله، نسبت پژوهشهای مشابه، دو نوآوری عمده لحاظ شده است: اول؛ تلفیق شبیه سازی مونت کارلو و مدل TGARCH در برآورد ضریب ریسک بدون در نظر گرفتن ریسک ALM و دوم؛ لحاظ نمودن ریسک عدم تطابق دیرش داراییها و بدهیها (ALM) در محاسبه ضریب ریسک بازار. هدف این مقاله ارائه روشی جدیدتر و کاراتر از آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه و مطالعات پیشین، برای تعیین ضریب ریسک سرمایه الزامی ریسک بازار در شرکتهای بیمه (منحصراً ریسک بازاری سرمایه‌گذاری شرکتهای بیمه در سهام شرکتهای بورسی) به تفکیک بیمه‌های زندگی و غیرزندگی است. در این راستا با

[1]. به دلیل فقدان داده کافی دیرش ذخایر فنی شرکتهای بیمه ایرانی از پژوهش شهریار و همکاران (۱۳۹۵) استخراج شده است.

استفاده از داده‌های آماری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) در دوره ۱۳۸۷:۰۹-۹۷:۰۹ و روش ارزش در معرض ریسک (VaR)، اقدام به مدلسازی ضریب ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام بدون در نظر گرفتن ریسک ALM (RF_A) نمودیم. بدین منظور چهار روش واریانس-کواریانس ساده، مدل TGARCH، شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر روش واریانس-کواریانس ساده و شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل TGARCH به کار برده شدند. در ادامه، با محاسبه شکاف دیرش سرمایه‌گذاری در سهام و ذخایر فنی (بدهیهای) شرکتهای بیمه، ضریب ریسک نهایی را منحصراً برای شرکتهای بیمه (RF_A^{INS}) محاسبه نمودیم.

نتایج محاسبات حاکی است که اولاً؛ در بین مدلهای مختلف برآورد ضریب ریسک بازار بدون ریسک ALM، مدلشبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل TGARCH از کارایی بیشتری نسبت به سایر روشها برخوردار بوده و در مدت ۱۲ ماه در حدود ۳۱ درصد است. ثانیاً؛ در صورتی که منابع تامین مالی ناشی از ذخایر فنی بیمه‌ای باشند، ضریب ریسک برای رشته‌های بیمه زندگی و غیرزندگی متفاوت و به ترتیب برابر با ۳۶,۸٪ و ۳۴,۲٪ خواهند بود.

- **توصیه‌های سیاستی به بیمه مرکزی ج.ا.ا:**

۱. در محاسبه و به روزرسانی ضرایب ریسک بازار، از مدلهای اقتصادسنجی متعددی استفاده شود و این کارایی با روشهایی نظیر آزمون کوپیک آزمون شوند.

۲. ضریب ریسک بازار با توجه به ویژگی داراییها و ماهیت تامین مالی داراییها، این که از محل ذخایر بیمه‌های غیرزندگی تامین شوند یا ذخایر ریاضی بیمه‌های زندگی و یا سرمایه سهامداران، کاملاً متفاوت است. لذا از آنجا که دیرش بدهیهای (ذخایر) بیمه‌های زندگی و غیرزندگی به ترتیب دارای دیرش طولانی و کوتاه هستند، بیمه مرکزی ج.ا.ا باید اقدام به برآورد جداگانه ضریب ریسک بازار به تفکیک بیمه زندگی و غیرزندگی باشد.

فهرست منابع:

ابراهیمی، سیدبابک و سید مرتضی عمادی (۱۳۹۶)، بهینه سازی سبد سهام برای سرمایه گذاران خرد؛ با رویکرد مدل های گارچ چندمتغیره، نشریه بین المللی مهندسی صنایع و مدیریت تولی، ۱: ۱۶۰-۱۵۰.

ابراهیمی، سیدبابک، محبی، نگین (۱۳۹۵)، پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک وریزش موردانتظار؛ رویکرد مدلسازی داده‌های پرتناوب، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال نهم، ۳۲: ۵۰-۳۵.

ادبی فیروزجایی، باقر، مهرآرا، محسن و محمدی، شاپور (۱۳۹۵)، برآورد و ارزیابی ارزش در معرض ریسک بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای روش شبیه سازی پنجره، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۲۳: ۳۵-۷۳.

اسدی، سعید، البدوی، امیر و حسین زاده کاشان، علی (۱۳۹۶)، محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک بازار در مدل توانگری مالی شرکتهای بیم، پژوهشنامه بیمه، ۳: ۱۰۲-۸۳.

اصغرپور، حسین و رضازاده، علی (۱۳۹۴)، تعیین سبد بهینه سهام با استفاده از روش ارزش در معرض خطر، نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۴: ۱۱۸-۹۳.

بیمه مرکزی ج.ا. ایران (۱۳۹۰)، آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه: نحوه محاسبه و نظارت بر توانگری مالی موسسات بیمه. تهران.

پیکارجو، کامبیز، شهریار، بهنام و نورالهی، نیما (۱۳۸۸)، اندازه‌گیری ریسک دارایی شرکتها و موسسات مالی با استفاده از روش ارزش در معرض ریسک، پژوهشنامه اقتصادی، ۵: ۲۲۱-۱۹۵.

پیکارجو، کامبیز، و حسین‌پور، بدریه (۱۳۸۹)، اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک در شرکتهای بیمه با استفاده از مدل GARCH، فصلنامه صنعت بیمه، ۲۵(۴): ۵۸-۳۳.

خلیلی عراقی، مریم، و یکه زارع، امیر (۱۳۸۹)، برآورد ریسک بازار صنایع بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای ارزش در معرض خطر (VaR)، فصلنامه مطالعات مالی، ۷: ۴۷-۷۲.

خیابانی، ناصر، و ساروقی، مریم (۱۳۹۰)، ارزشگذاری برآورد VaR بر اساس مدل‌های خانواده ARCH (مطالعه موضوعی برای بازار اوراق بهادار تهران)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۴۷: ۵۳-۷۳.

دستمردی، مصطفی، ابراهیمی، آمنه، ابراهیمی، حسن و میوه‌چی، هوری (۱۳۹۱)، ارزیابی عدم قطعیت اندازه‌گیری به روش مونت کارلو به همراه یک مطالعه موردی، اولین کنفرانس بین المللی مهندسی کیفیت.

کشاورز حداد، غلامرضا (۱۳۹۴)، اقتصادسنجی مالی سری زمانی مالی با R، S.Plus و Eviews، تهران، انتشارات سمت.

سجادی، زینب و فتحی، سعید (۱۳۹۲)، تبیین فرایند چهار گامی محاسبه ارزش در معرض خطر به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری ریسک و پیاده‌سازی آن در یک مدل بهینه سازی سرمایه‌گذاری، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۲۰، ۱۳-۱.

شاه‌مرادی، اصغر و زنگنه، محمد (۱۳۸۶)، محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک، تحقیقات اقتصادی، ۷۹: ۱۴۹-۱۲۱.

شهریار، بهنام (۱۳۹۵)، بازنگری مدل آیین نامه نحوه محاسبه و نظارت بر توانگری مالی موسسات بیمه (آیین نامه ۶۹ شورای عالی بیمه)، تهران، پژوهشکده بیمه.

شهریار، بهنام (۱۳۹۳)، مبانی مدیریت ریسک و نظارت بر توانگری مالی در شرکتهای بیمه، تهران، پژوهشکده بیمه.

شهریار، بهنام و احمدی، سید محمد مهدی (۱۳۸۷)، محاسبه میزان و سهم نگهداری بهینه اتکایی در شرکت‌های بیمه با رویکرد ارزش در معرض ریسک، پژوهشنامه اقتصادی، ۲۸: ۲۴۳-۲۲۳.

صفری، امیر و شهریار، بهنام (۱۳۹۱)، مطالعه و طراحی سیستم نظارت مالی بر موسسات بیمه ایرانی با استفاده از تجربه سایر کشورها، طرح تحقیقاتی، تهران، پژوهشکده بیمه.

قره خانی، محسن و ماجدی، زهرا (۱۳۹۲)، محاسبه ضرایب ریسک دارایی‌ها در توانگری مالی موسسات بیمه با استفاده از ارزش در معرض خطر، پژوهشنامه بیمه، ۱۱۲: ۱۵۴-۱۲۷.

محمدی، شاپور، راعی، رضا و فیض‌آباد، آرش (۱۳۸۷)، محاسبه ارزش در معرض خطر پارامتریک با استفاده از مدلهای ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق بهادار تهران، مجله تحقیقات مالی، ۲۵: ۱۲۴-۱۰۹.

Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Hetroskedasticity, Journal of Econometrics, 31: 307-327.

Doff, R. (2006), Risk Management for Insurance Firms: A Framework for Fair Value and Economic Capital, Madrid: Universiteit Twente; PhD Thesis.

Doff, R. (2007), Risk Management for Insurers: Economic Capital, Risk control and Solvency, Madrid: Laurie Donaldson.

Enders, W. (2003), Applied Econometric Time Series, 2nd Edition, New York: Wiley.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica. 50(4): 987–1007

Engle, R. F. (2003), Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice, Nobel Lecture Note.

Glasserma, P., Heidelberger, P. & Shahabuddin, P. (2002), Efficient Monte Carlo Methods for Value-at-Risk, IBMT, J. Watson Research Center.

Halbleib, R. & Pohlmeier, W. (2012), Improving the value at risk forecasts: Theory and evidence from the financial crisi, Journal of Economic Dynamics & Control, 36: 1212-1228.

Insurer Solvency Assessment Working Party. (2004), A Global Framework for Insurer Solvency Assessment, International Actuarial Association, Ottawa.

Jorion, P. (2009), Financial Risk Manager Handbook. Fifth Edition, London: John Wiley and Sons Ltd.

Miles, D. & Yong, J. (2013). Optimal Bank Capital. The Economic Journal, 123(567): 1-37.

Mutu, S., Balogh, P. & Moldovan, D. (2011), The efficiency of value at risk models on central and eastern European stock market, International Journal of Mathematics and Computers in Simulation, 5(2): 110-117.

Ranković, V., Drenovak, M., Urosevic, B. & Jelic, R. (2016), Mean Univariate-GARCH VaR Portfolio Optimization: Actual Portfolio Approach, 5731: CESifo Group Munich.

Sandström. A. (2006), Solvency: Models, Assessment and Regulation. New York: Chapman and Hall/CRC.

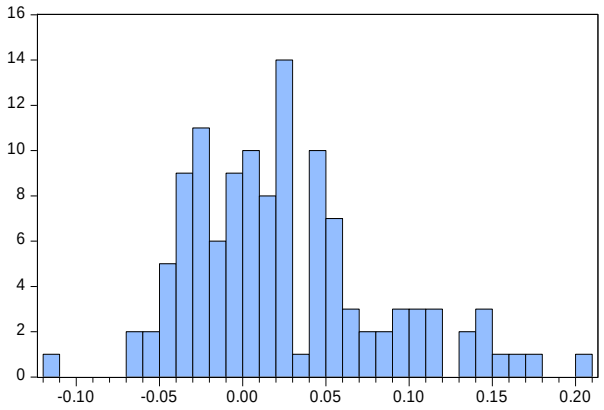
Sandström. A. (2007), Handbook of Solvency for Actuaries and Risk Managers: Theory and Practice, New York: Chapman and Hall/CRC.

Lehar, A., Scheicher, M. & Schittenkopf, C. (2001), GARCH vs Stochastic Volatility: Option Pricing and Risk Management, Journal of Banking and Finance, 26: 323-345.

Liden, j. (2018), Stock Price Predictions using a Geometric Brownian Motion, Uppsala University, Degree Project E in Financial Mathematics.

Naeem, M. (2010), A Comparison of Electricity Spot Prices Simulation Using ARMA-GARCH and Mean-Reverting Models, Lappeenranta University of Technology, Working Paper.

پیوست ۱. توزیع فراوانی تجربی بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) در دوره ۱۳۸۷:۰۹-۹۷:۰۹



Series: DLTEPIX	
Sample 1369M01 1398M12	
Observations 120	
Mean	0.024461
Median	0.017607
Maximum	0.205107
Minimum	-0.112424
Std. Dev.	0.058159
Skewness	0.771879
Kurtosis	3.426639
Jarque-Bera	12.82605
Probability	0.001640

پیوست ۲. نتایج آزمون ریشه واحد ADF

Null Hypothesis: DLTEPIX has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.991442	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.036983	
	5% level	-3.448021	
	10% level	-3.149135	

پیوست ۳. نتایج آزمون وجود واریانس ناهمسانی اتورگرسیو (ARCH-LM)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	5.041837	Prob. F(2,115)	0.0080
Obs*R-squared	9.512621	Prob. Chi-Square(2)	0.0086

پیوست ٤. نتایج برآورد مدل AR(1)-TGARCH (1, 1, 2)

Dependent Variable: DLOG(TEPIX)
Method: ML - ARCH
Date: 12/27/18 Time: 13:48
Sample (adjusted): 1387M10 1397M09
Included observations: 120 after adjustments
Convergence achieved after 32 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.023190	0.009745	2.379755	0.0173
AR(1)	0.469887	0.116995	4.016288	0.0001
Variance Equation				
C	0.000692	0.000221	3.134271	0.0017
RESID(-1)^2	0.270821	0.143948	1.881374	0.0599
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.445072	0.232493	-1.914346	0.0556
GARCH(-1)	1.060313	0.278862	3.802291	0.0001
GARCH(-2)	-0.386247	0.234677	-1.645870	0.0998

R-squared	0.139798	Mean dependent var	0.024461
Adjusted R-squared	0.132508	S.D. dependent var	0.058159
S.E. of regression	0.054168	Akaike info criterion	-3.052550
Sum squared resid	0.346238	Schwarz criterion	-2.889946
Log likelihood	190.1530	Hannan-Quinn criter.	-2.986516
Durbin-Watson stat	2.118334		

Inverted AR Roots	.47

پیوست ۵. محاسبه دیرش سرمایه گذاری در سهام بورسی

سال	تعداد سهام (میلیون برگه)	کل سود نقدی سهام (میلیون ریال)	متوسط سود نقدی هر سهم (ریال)	رشد سود نقدی سهام (g)	سود حاصل از فروش سهام (میلیون ریال)	ارزش بازار کل سهام (میلیون ریال)	متوسط ارزش بازار هر سهم (ریال)	رشد قیمتی سهام	بازده انتظاری سالانه (r)
1391	407	38,058	94	–	7,513	745,148	1,832	–	–
1392	744	200,518	270	188/2%	90,327	1,543,798	2,076	19%	32/2%
1393	889	247,308	278	3/1%	–1,995	1,689,512	1,900	–9%	6/0%
1394	924	184,101	199	–28/3%	–17,302	1,809,293	1,959	2%	12/3%
1395	898	160,681	179	–10/2%	–24,983	1,686,547	1,879	–6%	3/9%
1396	895	127,215	142	–20/6%	–81	1,621,821	1,812	–4%	4/3%
1397[1]									88/3%
متوسط	870	183,965	214	17%	9,193	2,044,044	1,409	0%	32%
دیرش									2/69
دیرش تعدیل شده									2/04

[1]. در محاسبه بازده انتظاری سال ۱۳۹۷، سود نقدی لحاظ نشده و تنها افزایش قیمت در ۹ ماهه سال در نظر گرفته شده است.