فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال ششم/ شماره بیست‌ودوم/ تابستان ۱۳۹۶

رتبه‌بندی انواع روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک در برآورد ریزش‌مورد انتظار و ارزش در معرض خطر

محمدرضا رستمی
استادیار مدیریت مالی دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
rostami1973@yahoo.com

علیرضا سارنج
استادیار مدیریت مالی دانشگاه تهران، تهران، ایران
alisaranj@ut.ac.ir

ضحی سواری
دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
savari.zoha@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۰۵

چکیده

توسعه روزافزون بازارهای مالی و رویارویی با شرایط عدم اطمینان، اهمیت برآورد معیارهای اندازه‌گیری ریسک وتعیین مناسب ترین مدل پیش بینی ریسک را بیش‌ازپیش ضروری می‌سازد.در این مقاله سعی بر آن است، دقت پیش‌بینی مدل‌های مختلف شبیه‌سازی تاریخی در ارزیابی ارزش‌درمعرض‌ریسک و ریزش‌موردانتظار در مقایسه با روش پارامتریک گارچ با یکدیگر مقایسه شوند. مدل‌های مورداستفاده، شبیه‌سازی تاریخی، شبیه‌سازی تاریخی بازتابی، شبیه‌سازی تاریخی نوسانات وزن دارو شبیه‌سازی تاریخی فیلترشده و مدل پارامتریک گارچ (۱ و ۱) است. برای انجام تحقیق از داده‌های شاخص کل بورس اوراق‌بهادارتهران از سال ۸۸ تا پایان سال ۹۳ استفاده‌شده است. پس آزمایی ارزش در معرض خطر با استفاده از آزمون‌کریستوفرسون که از دو پس آزمایی برنولی و پس آزمایی استقلال تشکیل شده است و پس آزمایی ریزش‌موردانتظار با استفاده از آزمون مک نیل و فری، انجام‌شده است. درنهایت نتایج حاصل از رتبه‌بندی با تابع مجموعه فاصله اطمینان به ترتیب مدل‌های شبیه‌سازی نیمه پارامتریک، پارامتریک و ناپارامتریک اولویت‌بندی شدند.

واژه‌های کلیدی: آزمون‌کریستوفرسون، ارزش‌درمعرض‌ریسک، ریزش‌موردانتظار، شبیه‌سازی‌تاریخی و مدل‌های پارامتریک.

۱- مقدمه

یکی از حوزه‌هـای اصـلی مـدیریت مـالی، مـدیریت ریسـک اسـت. منظـور از مـدیریت ریسـک، شناسـایی، اندازه‌گیری و نظارت بر ریسک است؛ بنابراین اندازه‌گیری ریسک از جایگاه ویژه‌ای در مدیریت ریسـک برخـوردار است. در جامعه امروزی تقریباً تمامی افراد به نحوی با مفهوم ریسک آشنایی دارند و معتقدند کلیه ابعاد زنـدگی تحت تأثیر ریسک است. اندازه‌گیری ریسک یکـی از جنبـه‌هـای مهـم مـدیریت ریسـک اسـت و میـزان صـحت اندازه‌گیری ریسک پیش‌بینی‌شده برای مدیریت ریسک‌های احتمالی در آینده بسیار حیاتی است. در چنـد سـال اخیر مدل‌های ارزش در معرض ریسک از اصلی‌ترین مدل‌های اندازه‌گیری ریسک خصوصاً ریسک بازار محسـوب می‌شوند. ارزش در معرض ریسک حداکثر زیان را در طول یک دوره‌ی زمانی و در یک‌فاصله‌ی اطمینان مشخص، تعیین می‌کند. ارزش در معرض خطر معیاری است که حداکثر زیان احتمالی یک دارایی را در یـک دوره زمـانی معین و با احتمال مشخص محاسبه و به‌صورت کمی گزارش می‌کند. باوجوداینکه شواهد تجربی فراوانـی دال بـر کارایی در پیش‌بینی ریسک است، به لحاظ نظری دارای نقطه‌ضعف‌هایی است که مهم‌ترین آن عدم انسجام است. ریزش‌موردانتظار معیاری است که از ویژگی انسجام برخوردار بوده و بنابراین از اعتبار بیشتری نسبت به ارزش در معـرض خطـر برخـوردار اسـت. بحـران‌هـای مـالی اخیـر بـر اهمیـت تعیـین صـحیح ارزش‌درمعـرض‌ریسـک و پیش‌بینی‌های ریزش‌موردانتظار تأکید می‌کند. کمیته‌ی بال در نظارت بر بانکداری در سـال ۱۹۹۶ از مؤسسـات خواست تا از معیار اندازه‌گیری ریسک مبتنی بر ارزش‌درمعرض‌ریسک استفاده کنند. بـه‌کـارگیری ایـن روش در بحران‌های مالی اخیر، برخی از سازمان‌ها را که ذخیره‌ی سرمایه‌ی کافی در مقابله با زیان‌ها نداشتند، با مشکلاتی مواجه ساخت. مشکلات ناشی از به‌کارگیری ارزش‌درمعرض‌ریسک، کمیته بال را بر آن داشـت تـا روش دیگـری ارائه دهد که در آن به دنباله‌ی ریسک نیز اهمیت داده شود. این روش که ریزش‌موردانتظار نام دارد، زیان مـورد انتظار را با در نظر گرفتن تخطی از ارزش‌درمعرض‌ریسک تعیین می‌کند. اکثریت‌قریب‌به‌اتفـاق مـدل‌هـای فعلـی برای پیش‌بینی ارزش‌درمعرض‌ریسک و ریزش‌موردانتظار، بر ایجاد پیش‌بینی‌های دقیـق بـرای یـک روز تجـاری تمرکز دارند. [۹] طیف وسیعی از مدل‌های ارزیابی ارزش در معرض ریسک برای محاسبه‌ریسک بازار سبد دارایی بانک‌ها وجود دارد. نکته حائز اهمیت در این روش‌ها، این است که بانک‌ها علاوه بر دقـت درتخمـین مـدل‌هـای ارزیابی ریسک بازار به بهینه بودن آن بسیار اهمیت می‌دهند. در عمل پـیش‌بینـی مـدل‌هـای ارزش در معـرض ریسک به دلیل برخی خواص ناشی از غیراستاندارد بودن ویژگی آمـاری سـری زمـانی بـازدهی، بـا خطـا مواجـه می‌شود. مسئله اصلی و هدف بررسی صحت پیش‌بینی ارزش در معرض خطـر و ریـزش‌موردانتظـار روز آتـی بـا استفاده از مدل‌های مختلف شبیه‌سازی تاریخی در مقایسه با مـدل‌هـای نیمـه پارامتریـک و پارامتریـک اسـت. عملکرد دو مدل ناپارامتریک و دو مدل نیمه پارامتریک در پیش‌بینی ریزش‌موردانتظار تحلیل می‌شود. روش‌های شبیه‌سازی تاریخی، شبیه‌سازی تاریخی بازتابی، شـبیه‌سـازی تـاریخی نوسـانات وزنـی و شـبیه‌سـازی تـاریخی فیلترشده با استفاده از پنجره غلطان بررسی می‌شوند. علاوه بر آن عملکرد مدل پارامتریک گارچ نیز تخمـین زده می‌شود. درنهایت مدلی که بتواند صحیح‌ترین پیش‌بینی‌ها را انجام دهد شناسایی خواهد شد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

به دنبال بحران‌های مالی اخیر در جهان و ناکامی برخی شرکت‌ها در موجه با شرایط بحرانی به دلیل عدم وجود ذخیره سرمایه کافی که به معنی شکست ارزش در معرض ریسک در مقابل این شرایط تلقی می‌شد، کمیته بال در سال ۲۰۱۲ معیار دیگری به نام ریزش‌موردانتظار که تمرکز بیشتری بر دنباله ریسک داشت پیشنهاد داد که در آن زیان مورد انتظار با در نظر گرفتن تخطی از ارزش در معرض خطر محاسبه می‌شود [۱۴]. روش‌های متعددی برای محاسبه ارزش‌درمعرض‌ریسک ارائه‌شده است. کارایی مدل شبیه‌سازی‌تاریخی فیلترشده به‌وسیله آزمون بازگشت، در مطالعه‌ای که توسط بارون- ادسی و همکاران (۲۰۰۲)[۱] صورت گرفته، اثبات‌شده است. پریسکر (۲۰۰۶)[۲]، در پژوهشی به مقایسه‌ی کارایی روش‌های شبیه‌سازی‌تاریخی، روش هیبریدی و فیلترشده پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، روش شبیه‌سازی‌تاریخی و هیبریدی نسبت به تغییرات ریسک شرطی کمتر پاسخ می‌دهند و پاسخ‌دهی آن‌ها نسبت به تغییرات ریسک به‌صورت نامتقارن است. روش شبیه‌سازی‌تاریخی فیلترشده از این لحاظ مطمئن‌تر است. پریگنان و اسمیت[۳] طی پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیدند که ۷۳ درصد بانک‌های بین‌المللی ارزش‌درمعرض‌ریسک خود را با روش شبیه‌سازی‌تاریخی محاسبه می‌کنند. یک پژوهش جدیدتر توسط مهتا[۴] در سال ۲۰۱۲ انجام شد که نشان داد ۱۳ موسسه از ۱۸ موسسه‌ی مالی منتخب در سال ۲۰۱۱ از روش شبیه‌سازی‌تاریخی استفاده کرده‌اند. چرتین و کوگینز (۲۰۱۰)[۵]، در پژوهشی نشان دادند که دو مدل شبیه‌سازی‌تاریخی فیلترشده روزانه بر پایه‌ی مدل گارچ، بهترین عملکرد را دارا هستند و این روش بهبود قابل‌توجهی را نسبت به روش‌های مرسوم ارائه می‌کند.

رالف کلنر و دنیل راش (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان اندازه‌گیری ریسک بازار باارزش در معرض خطر یا ریزش‌موردانتظار با استفاده از مدل‌های ARMA(p,q) و GARCH(p,q)به این نتیجه رسیدند که ریزش‌موردانتظار به دلیل تمرکز بیشتر بر دنباله ریسک حساسیت بیشتری نسبت به تغییرات دارد و از قابلیت اتکای بیشتری برخوردار است [۱۳].

اولسن (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان بررسی کاربرد روش‌های شبیه‌سازی تاریخی در پیش‌بینی ریزش‌موردانتظار و با استفاده از مدل‌های نیمه پارامتریک و ناپارامتریک شبیه‌سازی تاریخی و مدل‌های پارامتریک گارچ، ایگارچ و آپارچ، در چهار گروه دارایی مختلف و با استفاده از پنجره‌های غلطان متفاوت، به بررسی مدل‌های مختلف پیش‌بینی ریسک پرداخت. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی نیمه پارامتریک و مدل‌های پارامتریک خانواده گارچ از قابلیت پیش‌بینی بهتری نسبت به مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی ناپارامتریک برخوردار بودند [۱۴].

نظیفی نائینی و فتاحی (۱۳۹۱)، در پژوهشی با عنوان «مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی گارچ مارکف» به این نتیجه رسیدند که برای پیش‌بینی نوسانات بازار سهام ایران، عملکرد مدل‌های انتقالی با توزیع خطای تی و با درجه آزادی متغیر بین دو رژیم، بسیار بهتر از مدل‌های گارچ معمولی است. حتی در برازش بررسی‌های داخل نمونه‌ای نیز این نوع از مدل‌های انتقالی مارکف، رتبه‌اول را درزمینه قدرت برازش به خود اختصاص دادند [۴].

محبوبه رمضانی (۱۳۹۲) در پژوهشی با استفاده از روش شبیه‌سازی تاریخی ساده به برآورد دو سنجه ریسک، یعنی ارزش در معرض ریسک و ریزش‌موردانتظار پرداخته است. سنجش ریسک در بازار نفت خام برنت، با استفاده از این دو معیار نشان داد که ریزش‌موردانتظار نسبت به ارزش در معرض ریسک، سنجه مطلوب‌تری است، اما ارزش در معرض ریسک همچنان کاربرد بیشتری در اندازه‌گیری ریسک بازار دارد و سنجه متداول‌تری است زیرا دقت بالاتری دارد [۱].

در پژوهشی با عنوان پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک و ریزش‌موردانتظار شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های انتگرال گیری پیوسته نوسانات شرطی که توسط سروستانی (۱۳۹۳) انجام‌شده است. اثر نوسانات قیمت دلار، نوسانات قیمت سکه تمام بهار آزادی و نوسانات شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران در ایجاد ریسک نامطلوب شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران بررسی‌شده و با استفاده از دو مدل پارامتریک گارچ و فیگارچ ارزش در معرض ریسک و ریزش‌موردانتظار شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران مدل‌سازی و پیش‌بینی گردیده است. این پژوهش باهدف مقایسه مدل فیگارچ چندمتغیره با مدل گارچ چندمتغیره در مدل‌سازی و پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک و ریزش‌موردانتظار شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران انجام‌شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل فیگارچ در سطح اطمینان ۹۵٪ و مدل گارچ در سطح اطمینان ۹۹٪ به ترتیب بهترین و بدترین پیش‌بینی را از ارزش در معرض ریسک داشته‌اند. در پیش‌بینی ریزش‌موردانتظار شاخص بورس اوراق بهادار تهران نیز مدل‌های فیگارچ در سطح اطمینان ۹۵٪ و گارچ در سطح اطمینان ۹۹٪ به ترتیب بهترین و بدترین پیش‌بینی را نشان دادند [۲]. با توجه به پیشینه بیان‌شده تاکنون شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از چهار مدل شبیه‌سازی‌تاریخی، شبیه‌سازی‌تاریخی بازتابی، شبیه‌سازی‌تاریخی مبتنی بر نوسانات وزنی و شبیه‌سازی‌تاریخی فیلترشده و کارایی این مدل‌ها در مقایسه با مدل‌های پارامتریک، بررسی نشده است که در ادامه به تشریح موارد ذکرشده خواهیم پرداخت.

۳- سؤالات پژوهش

۱) آیا مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی که شامل دو گروه مدل‌های ناپارامتریک و نیمه پارامتریک است، توانایی پیش‌بینی و ارزشیابی قابل اتکایی از ریزش‌موردانتظار و ارزش در معرض خطر را ارائه می‌دهند؟

۲) آیا مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی در مقایسه با مدل‌های پارامتریک از قابلیت پیش‌بینی بهتر و بالاتری برخوردار هستند؟

۴- روش‌شناسی پژوهش

با توجه به اینکه در این تحقیق به دنبال پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک و ریزش‌موردانتظار به‌عنوان شاخص سنجش ریسک بازار در بورس اوراق بهادار تهران هستیم، انتخاب نماینده‌ای از پرتفوی بورس اوراق بهادار تهران برای انجام این کار موردنیاز است. جامعه آماری در پژوهش پیش رو شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نماینده پرتفوی بازار است که به‌خوبی می‌تواند تغییرات قیمتی شرکت‌های موجود در بورس را

نمایش دهد. داده‌های خام مورداستفاده شاخص کل بورس تهران از تاریخ ۸۸/۱/۵ تا تاریخ ۹۳/۱۲/۲۷ است درنتیجه جامعه و نمونه تحقیق یکی است. داده‌های موردنیاز نیز بر اساس گزارش‌های شرکت بورس اوراق بهادار و سازمان بورس اوراق بهادار فراهم گردیده و توسط نرم‌افزار متلب مدل‌ها اجراشده و نتایج به‌دست‌آمده است. این پژوهش در زمره تحقیقات کاربردی طبقه‌بندی می‌شود و با توجه به موضوع و اهداف آن از نوع همبستگی است.

۴-۱- تعریف مفهومی، متغیرها و فرآیند انجام پژوهش

با توجه به اینکه هدف این پژوهش ارزیابی مدل‌های پیش‌بینی ریسک هست شرح مختصری از ارزش در معرض خطر و ریزش‌موردانتظار و مدل‌های به‌کاررفته در ارزیابی آن‌ها ارائه‌شده است.

ارزش‌درمعرض‌ریسک[۶] بیشترین زیان مورد انتظار را در افق زمانی مشخص و در سطح اطمینان معین، اندازه‌گیری می‌نماید؛ که با رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$P\left(\Pi_t - \Pi_{t-1} \le VaR(t,k,a)\right) = p\left(r_t \le VaR(t,k,a)\right) = 1-\alpha(1) \qquad (1)$$

در این رابطه، Π_t (به‌طورمعمول لگاریتم) ارزش سبد دارایی در دوره t، k دوره زمانی‌ای که ارزش‌درمعرض‌ریسک برای آن محاسبه می‌شود و α درصد احتمال است [۱۴].

ریزش‌موردانتظار[۷]، زیان مورد انتظار را با در نظر گرفتن تخطی از ارزش‌درمعرض‌ریسک نشان می‌دهد. ریزش‌موردانتظار، معیار منسجم سنجش ریسک است که از معیار ارزش‌درمعرض‌ریسک محتاطانه‌تر عمل می‌کند و میانگین ضرر را نشان می‌دهد، زمانی که زیان از ارزش‌درمعرض‌ریسک فراتر رود. به‌کارگیری ریزش‌موردانتظار در محاسبه‌ی ریسک، توسط آرتنر معرفی شد. با در نظر گرفتن تابع توزیع پیوسته X، ریزش‌موردانتظار در یک موقعیت خرید به‌عنوان ارزش مورد انتظار مشروط بر بازده زیر حد تعریف‌شده توسط سطح اطمینان تعریف می‌شود:

$$ES^{(1-P)} = E\left(X|\, X \le VAR^{(1-P)}\right) (2)$$

بنابراین با در نظر گرفتن امید ریاضی ریزش‌موردانتظار، برخلاف ارزش‌درمعرض‌ریسک، این مدل شکل دنباله‌ی توزیع بازده را نیز مشخص می‌کند. برای توزیع بازده پیوسته می‌توان ریزش‌موردانتظار را به‌صورت زیر نیز نشان داد:

$$ES^{(1-P)} = \frac{1}{P}\int_{-\infty}^{var^{(1-P)}} xf(x)dx \ (3)$$

برای سطح اطمینان مساوی: $ES^{(1-P)} \le VAR^{(1-P)}$

شهرت اخیر ریزش‌موردانتظار و استفاده از آن به‌عنوان روشی جدید در اندازه‌گیری ریسک به این دلیل است که در این روش برخی از محدودیت‌ها و کاستی‌های ارزش‌درمعرض‌ریسک وجود ندارد. همانند ارزش‌درمعرض‌ریسک، این روش نیز روشی شهودی است و می‌تواند در بیشتر انواع ریسک‌های مالی مورداستفاده

قرار گیرد. برخلاف ارزش‌درمعرض‌ریسک، شدت دامنه‌ی زیان در ریزش‌موردانتظار می‌شود که به آن میزان زیان مورد انتظار فراتر از آستانه‌ی اطمینان میگویند. آرتنر (۱۹۹۹)[۸] نشان داد یک معیار اندازه‌گیری ریسک باید در خصوص دسته‌ای از دارایی‌ها کاربرد داشته باشد که به آن قاعده‌ی وابستگی می‌گویند. مدل‌های مختلف محاسبه ارزش‌درمعرض‌ریسک با فروض و روش‌های متفاوت به‌طور مشترک به دنبال اندازه‌گیری کاهش مورد انتظار در ارزش سبد سرمایه‌گذاری با احتمال از پیش تعیین‌شده می‌باشند. برای محاسبه‌ی این معیار می‌توان از روش‌های پارامتریک، ناپارامتریک یا شبیه‌سازی استفاده کرد [۸].

۴-۲- روش‌های ناپارامتریک محاسبه ریسک

روش شبیه‌سازی‌تاریخی[۹] روشی ناپارامتریک است که بر اساس اطلاعات گذشته استواراست و مبنـای آن بـه این صورت است که آینده‌نزدیک تا اندازه‌زیادی شبیه گذشته‌نزدیک است؛ بنابراین می‌توان از اطلاعات مربوط بـه گذشته برای پیش‌بینی ریسک آینده استفاده کرد برای برآورد ارزش‌درمعرض‌ریسک کافی اسـت، صـدک آلفـای توزیع بازده را استخراج‌کنیم. برای این کار ابتدا سری بازده را از کوچک به بزرگ مرتب می‌کنیم و جایگاه صدک موردنظر را مشخص می‌نماییم. روش شبیه‌سازی تاریخی برای برآورد ارزش‌درمعرض‌ریسک، فـرض خاصـی را در مورد توزیع تغییرات عوامل بازار، مدنظر نمی‌گیرد و مبتنی‌بر پایه‌ی تقریب‌خطی نیست. فرمـول روش واریـانس-کوواریانس در این قسمت نیز استفاده می‌شود و تنها انحراف معیار به روش شبیه‌سازی‌تاریخی محاسبه می‌شـود. اگر t، زمان حال باشد و قیمت در زمان حال با (p_t) نشان داده شود، قیمت آتی در زمـان (t+s) از طریـق قیمـت تاریخی و انعکاس در قیمت‌های جاری مشخص خواهد شد.s=1, 2,...,n، دوره‌ی زمانی انتخاب‌شده در توزیع بازده تاریخی دارایی مالی است. حال اگر به دنبال پیش‌بینی تغییرات قیمت در زمان t+s باشـیم، بـا تعیـین تغییـرات قیمت در t+s-1، تغییرات آتـی پـیش‌بینـی مـی‌شـود. یـک روش مسـتقیم بـرای محاسـبه‌ی ریسـک از طریـق شبیه‌سازی‌تاریخی بدین‌صورت است که با توجه به پنجره‌ی برآورد مشاهدات تـاریخی ($\check{T}$) و مجموعـه‌ی کامـل مشاهدات با سطح اطمینان(1-p) ، ارزش‌درمعرض‌ریسک برای روز بعد به دست می‌آید؛ بنابراین اگـر بـازده‌هـای لگاریتمی را نشان‌دهنده بازده‌هـای آتـی در نظـر بگیـریم روش شـبیه‌سـازی‌تـاریخی، ریسـک روز بعـد را بـرای پنجره‌های برآورد مختلف با استفاده از غلطاندن پنجره برآورد محاسبه می‌کند [۶]؛ که در آن$\tau = [\check{T}_p]$

$$VAR_{t+1|t}^{(1-P)} = y_{[\tau]}, ES_{t+1|t}^{(1-P)} = \frac{1}{\tau}\sum_{i=1}^{\tau} y_{[i]} \quad (4)$$

استفاده از تغییرات تاریخی قیمت‌ها و نرخ‌ها وجه مشخصه‌شبیه‌سازی‌تاریخی است. در شبیه‌سازی تاریخی به دلیل عدم فرض نرمال بودن توزیع بازده، توزیع بر اساس اطلاعات تاریخی خواهد بـود و بـه دلیـل شـکل توزیـع بازده تاریخی، بازده ۵ درصد پایین‌تر ممکن است بسیار متفاوت از بازده تاریخی ۵ درصد بالاتر باشد [۱۴].

شبیه‌سازی‌تاریخی بازتابی[۱۰]، روش توسعه‌یافته و بسط داده‌شده‌شبیه‌سازی‌تاریخی است که توسط هولتـون[۱۱] معرفی شد. [۱۲]. در این روش تعداد سناریوها دو برابر می‌شود و از تعداد خطاهای استاندارد کاسته می‌شود. این

عدد از ضرب بازده لگاریتمی تاریخی در (۱-) به دست می‌آید و این مقادیر بازتابی در T منعکس می‌شوند. در این روش تعداد ارقام دامنه افزایش می‌یابد و می‌توان از نمونه‌ای کوچک‌تر و جدیدتر استفاده‌کرد. مدل شبیه‌سازی تاریخی بازتابی ارزش‌درمعرض‌ریسک و ریزش‌موردانتظار یک روز پیش رو را از راه یکسانی مانند شبیه‌سازی‌تاریخی محاسبه می‌کند و واضح است که مقادیر پیش‌بینی‌شده برای موقعیت‌های خریدوفروش یکسان است. این روش نخستین بار توسط زیکوویک و فیلر (۲۰۰۹)[۱۲] جهت هر چه‌بهتر انجام دادن باز آزمایی در شاخص بورس بازارهای پیشرفته استفاده شد [۱۵]. محدودیت‌های روش شبیه‌سازی‌تاریخی به میزان کمتر در این روش نیز دیده می‌شود. این محدودیت‌ها در روش‌های نیمه‌پارامتریک که در ادامه‌ی بحث به آن‌ها اشاره می‌شود وجود ندارد.

۴-۳- روش‌های ارزیابی ریسک نیمه‌پارامتریک

روش‌های شبیه‌سازی‌تاریخی نیمه‌پارامتریک روش‌هایی هستند که در آن‌ها بهترین روش‌های ناپارامتریک و پارامتریک با یکدیگر ترکیب‌شده‌اند.

شبیه‌سازی‌تاریخی نوسانات وزنی[۱۳] روشی است که باهدف بهبود عملکرد روش شبیه‌سازی تاریخی ناپارامتریک ایجادشده است. روشی که در آن مشاهدات بازده به‌وسیله‌ی نوسانات وزن‌دار می‌شوند. این روش توسط هول و وایت (۱۹۹۸)[۱۴] ارائه‌شده است. آن‌ها پی بردند که این روش بهتر از روش شبیه‌سازی‌تاریخی و شبیه‌سازی وزن‌دار مبتنی بر دوره‌ی سنی که توسط بودوخ (۱۹۹۸)[۱۵] ارائه‌شده بود، برای واحدهای پولی مختلف عمل می‌کند.

$$\gamma^{*}_{t+1-i} = \sigma_{t+1|t}\gamma_{t+1-i}/\sigma_{t+1-i} \text{for} i = 1,2,\ldots.\check{T} \quad (5)$$

نوسانات پیش‌بینی‌شده ($\sigma_{t+1|t}$) با استفاده از یکی از مدل‌های خانواده‌ی آرچ محاسبه می‌شود و بازده لگاریتمی در پنجره‌ی تخمین، با بازده نوسانات تعدیل‌شده جایگزین می‌شود. در این صورت ارزش‌درمعرض‌ریسک و ریزش‌موردانتظار به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$VAR^{(1-p)}_{t+1|t} = \gamma^{*}_{[\tau]}, ES^{(1-p)}_{t+1|t} = \frac{1}{\tau}\sum_{i=1}^{\tau}\gamma^{*}_{[i]} \quad (6)$$

ازجمله مزایایی که این روش نسبت به روش شبیه‌سازی تاریخی دارد این است که پیش‌بینی‌های نوسانات جاری نیز در محاسبات ریسک وارد می‌شوند، بنابراین نتایج آن مانند روش آرچ، حالت انفعالی و واکنشی دارد. برخلاف روش شبیه‌سازی‌تاریخی، در این روش پیش‌بینی ارزش‌درمعرض‌ریسک و ریزش‌موردانتظار می‌تواند از بازده‌های منفی در پنجره‌ی تخمین فراتر رود [۱۴].

روش شبیه‌سازی‌تاریخی فیلترشده[۱۶]، روش نویدبخش دیگری است. این روش ترکیبی، دارای مزایای شبیه‌سازی تاریخی، باقدرت و انعطاف‌پذیری مدل‌های تلاطم شرطی مانند گارچ است. این روش شامل برازش

یک مدل گارچ به بازده‌ها و استفاده از شبیه‌سازی تاریخی برای استنباط‌کـردن توزیـع بـاقی‌مانـده‌هـا اسـت. بـا استفاده از کوانتایل توزیع استانداردشده باقی‌مانـده‌هـا، انحـراف اسـتاندارد و میـانگین شـرطی پـیش‌بینـی‌شـده ارزش‌درمعرض‌ریسک محاسبه می‌شـود. روش شـبیه‌سـازی‌تـاریخی فیلترشـده توسـط بـارون-ادسـی (۱۹۹۸ و ۱۹۹۹)[۱۷] معرفی شد و رابطه‌ی نزدیکی با روش شبیه‌سـازی‌تـاریخی نوسـانات وزنـی دارد. در ایـن روش توزیـع مشاهده‌ی تجربی بازده و یک الگوریتم خود راه‌انداز (بوت استرپ) جهت ترکیب دارایی‌های واقعی تجربی استفاده می‌شود. پیش‌بینی ارزش‌درمعرض‌ریسک با استفاده از این روش به‌طور گسترده موردمطالعه قرارگرفته است [۷ و ۱۰]. جیانوپولس و تونارو (۲۰۰۵)[۱۸] نشان دادند که روش شبیه‌سازی فیلترشده می‌توانـد محاسـبات مربـوط بـه ریزش‌موردانتظار را بهبود بخشد [۱۱]. گام اول در این روش استفاده از یک مـدل آرچ در داده‌هـای مربـوط بـه بازده است. سپس از طریق فرمول زیر پس‌ماندهای استانداردشده از طریق تقسیم پس‌مانـد پـیش‌بینـی‌شـده بـر نوسان شرطی پیش‌بینی‌شده به دست می‌آید:

$$\check{z}_{t+1-i} = \frac{\hat{\varepsilon}_{t+1-i}}{\sigma_{t+1-i}} \text{for} i = 1,2,\ldots \check{T} \quad (7)$$

این پسماندهای استانداردشده باید به‌طور مستقل و برابر توزیع‌شده باشند تا برای مدل شـبیه‌سـازی‌تـاریخی مناسب باشند. گام بعدی بوت استرپ کردن این پس‌ماندها به‌دفعـات زیـاد اسـت. درنتیجـه، ایـن بـوت اسـترپ نمونه‌ای از پس‌ماندهای استانداردشده به دست می‌آید که می‌توان از آن به‌عنـوان مشـاهدات درتخمـین ریسـک روزهای آتی استفاده کرد. نمونه‌ی بوت استرپ شده، مرتب و طبقه‌بندی می‌شود و پـس‌مانـدهای استانداردشـده ($\theta = [M_p]$) برای محاسبه‌ی ارزش‌درمعرض‌ریسک و ریزش‌موردانتظار استفاده می‌شوند. با مقادیر پیش‌بینی‌شده میانگین و نوسان دوره‌های بعد داریم:

$$VAR_{t+1|t}^{(1-p)} = \mu_{t+1|t} + \hat{z}_{\theta}\sigma_{t+1|t}, ES_{t+1|t}^{(1-p)} = \frac{1}{\theta}\sum_{i=1}^{\theta}\mu_{t+1|t} + \hat{z}_{[i]}\sigma_{t+1|t} \quad (8)$$

مانند شبیه‌سازی‌تاریخی، استفاده از نوسان جاری پیش‌بینی‌شده این اطمینان را حاصل می‌کند کـه شـرایط فعلی بازار در پیش‌بینی ریسک وارد می‌شود. آسربی و تاشه (۲۰۰۲)[۱۹] نشان دادند که $[M_p]$باید یک عدد صحیح مثبت باشد. این موضوع با به‌کارگیری یک نمونه بزرگ از بوت استرپ امکان‌پذیر است.

۴-۴- پس آزمایی ارزش‌درمعرض‌ریسک

صحت مدل‌ها از طریق آزمون برگشت سنجیده می‌شود. در این راستا نسبت احتمـال پوشـش شـرطی از جانـب کریستوفرسن[۲۰] به‌عنوان آزمونی برای سطح پوشش شرطی پیشنهاد شد. این آزمون، ترکیبـی از آزمـون پوشـش غیرشرطی و استقلال است. آزمون پوشش غیرشرطی مطابق تخطی‌های مشاهده‌شده را با توزیع برنولی می‌سنجد و قسمت بعدی استقلال این توزیع‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد:

$$LR_{CC} = LR_{UC} + LR_{ind} \quad (9)$$

وقتی بازده شناسایی‌شده در زمان $t+1$ (y_{t+1}) از ارزش‌درمعرض‌ریسک پیش‌بینی‌شده منفی‌تر باشد، تخطی صورت گرفته می‌تواند با تابع زیر نشان داده شود:

$$\hat{I}_{t+1} = \begin{cases} 1, if y_{[\tau+1]} < VAR_{t+1|t}^{(1-P)} \\ 0, if y_{[\tau+1]} \geq VAR_{t+1|t}^{(1-P)} \end{cases} \quad (10)$$

اعتبار مدلی بالاتر است که هم ویژگی پوشش غیرشرطی و هم ویژگی استقلال را داشته باشد [۱۴].

پس آزمایی پوشش غیرشرطی (برنولی)[۲۱]، اولین بار توسط کوپیک (۱۹۹۵)[۲۲] انجام شد که در آن نسبت شکست‌ها مورد آزمون قرار می‌گرفت. در این آزمون تعداد واقعی خطای ارزش‌درمعرض‌ریسک در یک دوره زمانی مشخص در مقابل تعداد خطاهای مورد انتظار قرار داده می‌شود. درصد پوشش مورد انتظار به‌صورت زیر است:

$$p = P\left(y_{[\tau+1]} \leq VAR_{t+1|t}^{(1-P)}\right) \quad (11)$$

و سپس پوشش غیرشرطی به‌وسیله فرضیه‌ای آزمون می‌شود که مشخص می‌کند آیا تفاوت آماری بین درصد پوشش واقعی مشاهده‌شده (p^*) و p مورد انتظار وجود دارد یا خیر.

$H_0: p^* = p, H_1: p^* \neq p$

تعداد روزهای معاملاتی که ارزش‌درمعرض‌ریسک در آن‌ها خطا داشته است در طول پنجره‌ی آزمایش ($\check{T}$) به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$N = \sum_{t=1}^{\check{T}} \hat{I}_t \quad (12)$$ و طبق فرضیه‌ی صفر $N \sim B(\check{T}, p)$.

تعداد خطاها از یک توزیع دوجمله‌ای با پارامترهای $\check{T}$ و p پیروی می‌کند. با توجه به این موضوع و نسبت پوشش مشاهده‌شده/$\check{T}N$، فرضیه‌ی صفر پوشش غیرشرطی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$LR_{uc} = 2\log\left(\left(1 - \frac{N}{\check{T}}\right)^{\check{T}-N}\left(\frac{N}{\check{T}}\right)^{N}\right) \quad (13)$$

$$-2\log\left((1-p)^{\check{T}-N}p^{N}\right) \sim x_{s-1}^2 = x_1^2$$

S تعداد پیشامدهای ممکن است و این مدل توزیع x^2 را با درجه‌ی آزادی یک بررسی می‌کند. این آزمون مدل‌هایی که ریسک را بیشتر یا کمتر از نسبت پوشش تخمین می‌زنند، رد می‌کند. اگر عدد حاصل از این نسبت احتمال بزرگ‌تر از مقدار توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک باشد، فرضیه صفر رد می‌شود. در این آزمون به‌طور ضمنی فرض استقلال تخطی‌ها در نظر گرفته می‌شود. همان‌طور که توسط کوپیک (۱۹۹۵) و برکوویتز (۲۰۰۱)[۲۳] نشان داده شد، این مدل به‌تنهایی توانایی زیادی در ارزیابی کفایت مدل‌های پیش‌بینی

ارزش‌درمعرض‌ریسک ندارد. اعتبار مدل متکی بر آزمون تصـادفی خطاهـای ارزش‌درمعـرض‌ریسـک اسـت تـا از تجمعی شدن خطاها پیش‌گیری کند [۱۴].

پس آزمایی استقلال[۲۴]، بیان می‌کند هر دو خروجی مدل باید از یکدیگر مستقل باشند؛ بنابراین هیچ‌کـدام از خطاها در دوره‌ی آزمون ($\check{T}$) نباید اطلاعاتی درباره‌ی احتمال سایر تخطـی‌هـای ارزش‌درمعـرض‌ریسـک بدهـد. آزمون سنجش عدم وابستگی بین خطاهای ارزش‌درمعرض‌ریسک توسط کریستوفرسن (۱۹۹۸)[۲۵] ارائه شد. ایـن آزمون بررسی می‌کند که آیا رابطه‌ی وابستگی کلی بین خطاهای ارزش‌درمعرض‌ریسک امروز با روز قبـل وجـود دارد یا خیر. استقلال دارایی سپس از طریق سری ارزش‌درمعرض‌ریسک $\{\hat{I}_t\}_{t=1}^{\infty}$آزمون می‌شود:

$$\pi_{ij} = P(\hat{I}_t = i|\hat{I}_{t-1} = j) = P(\hat{I}_t = i), i, j = 0,1$$

پس آزمایی با ثبت خطاهای ریزش‌موردانتظار در یک جدول احتمال ۲*۲ انجام می‌شود کـه در آن بایـد نسـبت خطاهای اتفاق افتاده بعد از یک روز بدون خطا $(\hat{I}_{t-1} = 0)$ با نسبت خطاهای اتفاق افتاده‌ی روز قبل$(\hat{I}_{t-1} = 1)$ برابر باشند، بنابراین فرضیه‌ی مورد آزمون به‌صورت زیر است:

$$H_0: \pi_{01} = \pi_{11} = p, H_1: \pi_{01} \neq \pi_{11}$$

که توسط نسبت آماری زیر آزمون می‌شود:

$$LR_{ind} = 2\left(\log((1-\hat{\pi}_{01})^{n_{00}}\hat{\pi}_{01}{}^{n_{01}})(1-\hat{\pi}_{11})^{n_{10}}\hat{\pi}_{11}{}^{n_{11}}\right)$$

$$-\log\left(\left(1-\frac{N}{\check{T}}\right)^{n_{00}+n_{10}}\left(\frac{N}{\check{T}}\right)^{n_{01}+n_{11}}\right)\sim x_1^2$$

که مانند آزمون قبل، x^2 توزیعی با درجه‌ی آزادی یک است.

تخمین نمونه‌یπ_{ij}به‌وسیله‌ی فرمول $\text{For I,j =0,1}\hat{\pi}_{ij} = n_{ij}/\sum_j n_{ij}$انجام می‌شود. مدل ریسک مناسب مدلی است که در آن هر دو ویژگی پوشش غیرشرطی و هم استقلال رعایت شود [۴].

۴-۵- پس آزمایی ریزش‌موردانتظار

هنگامی‌که درستی یک مدل پیش‌بینی ارزش‌درمعرض‌ریسک ثابت شد، مـی‌تـوان پـس آزمـایی مربـوط بـه ریزش‌موردانتظار را انجام داد. ریزش‌موردانتظار در این پژوهش متکی بر روش پس آزمایی بسیار پیشرفته‌ای است که مدل‌های ریسک ناصحیح را بسیار محدود می‌کند.

پس آزمایی مک‌نیل‌وفری[۲۶]، مدل پس آزمایی پیش‌بینی ریزش‌موردانتظار است کـه توسـط مـک‌نیـل‌وفـری (۲۰۰۰) ارائه شد. این مدل ازجمله مهم‌ترین و موفق‌ترین راهکارهای ارائه‌شده است. این پس آزمایی مبتنـی بـر سری‌هایی از پس‌ماندهای افزایشی استانداردشده است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_{t+1}=\begin{cases}\dfrac{y_{t+1}-ES_{t+1|t}^{(1-p)}}{\hat{\sigma}_{t+1}}, if y_{[\tau+1]}<VAR_{t+1|t}^{(1-P)}\\ 0, if y_{[\tau+1]}\geq VAR_{t+1|t}^{(1-P)}\end{cases} \quad (15)$$

اختلاف بین بازده‌هایی که از ارزش‌درمعرض‌ریسک تخطی می‌کنند با ریزش‌موردانتظار پیش‌بینی‌شده در همان روز به‌وسیله‌ی انحراف استاندارد تخمین زده‌شده، استاندارد می‌شود. تخمین $\hat{\sigma}_{t+1}$ در مدل‌های پارامتریک و نیمه‌پارامتریک از طریق مدل‌های آرچ به دست می‌آید و در مدل‌های ناپارامتریک از انحراف استاندارد نمونه به دست می‌آید. این پس‌آزمایی مبتنی بر مشاهداتی است که در آن R_{t+1}باید مانند یک توزیع یکسان مستقل با میانگین صفر عمل کند، به شرطی که ریزش‌موردانتظار تخمین بدون خطایی از دنباله مورد انتظار باشد و حرکات بازده به‌درستی مدل‌سازی شده باشند. فرضیه‌ها به‌صورت زیر خواهند بود:

$$H_0: \acute{R}_{t+1}=0, H_1: \acute{R}_{t+1}>0$$

که در آن $\acute{R}_{t+1}$نشان‌دهنده‌ی میانگین پس‌ماندهای افزایشی استانداردشده است. فرضیه‌ی جایگزین یک‌طرفه است و درصورتی‌که نشان دهد ریزش‌موردانتظار کمتر تخمین زده‌شده است می‌تواند موقعیتی با ریسک بالا و خطرناک باشد. یک آزمون آماری که نسبت تی استاندارد را نیز شامل می‌شود به‌صورت زیر است:

$$t_{R_{t+1}}=\frac{\acute{R}_{t+1}}{\hat{\sigma}_{R_{t+1}}/\sqrt{N}} \quad (16)$$

که در آن $\hat{\sigma}_{R_{t+1}}$ انحراف استاندارد $\acute{R}_{t+1}$ را نشان می‌دهد و تعداد انحرافات در نمونه را مانند پس آزمایی ارزش‌درمعرض‌ریسک با N نشان می‌دهیم. ازآنجایی‌که توزیع t شناخته‌شده نیست فرآیندی لازم است که در آن هیچ فرضی درباره‌ی توزیع پسماندها وجود نداشته باشد. در صورت اجرای این فرآیند، احتمال بر اساس فرضیه‌ی صفر تخمین زده می‌شود که متغیر تصادفی $\bar{R}_{t+1}$ با توزیع میانگین صفر بالای $\acute{R}_{t+1}$ قرار می‌گیرد:

$$t_{\bar{R}_{t+1}}=\frac{\bar{R}_{t+1}}{\hat{\sigma}_{\bar{R}_{t+1}}/\sqrt{N}} \quad (17)$$

که در آن $\bar{R}_{t+1}$ و $\hat{\sigma}_{\bar{R}_{t+1}}$نشان‌دهنده‌ی میانگین و انحراف استاندارد نمونه‌ی بوت استرپ هستند [۱۴].

۴-۶- آزمون معناداری آماری و رتبه‌بندی مدل‌ها

برای سنجش معناداری آماری و رتبه‌بندی مدل‌ها از تابع مدل مجموعه‌ی اطمینان[۲۷] استفاده می‌کنیم. این مدل توسط هانسن (۲۰۱۱)[۲۸] ارائه شد. در این مدل مجموعه‌ای از زیان‌های مدل، مورد آزمون قرار می‌گیرند و مدل مجموعه اطمینان، فرضیه‌ی صفر را آزمون می‌کند. فرضیه‌ی صفر بیانگر این است که تمامی مدل‌ها در مجموعه، قدرت پیش‌بینی یکسانی روی‌داده‌ها دارند و اگر فرضیه رد شود مدل با بدترین عملکرد از مجموعه

خارج می‌شود. به ترتیب مدل‌ها آزمون مـی‌شـوند تـا جـایی کـه فرضـیه صـفر رد نشـود. مـدل‌هـای باقیمانـده تشکیل‌دهنده‌ی مدل مجموعه‌ی اطمینان می‌باشند. این روش در سال‌های اخیر کـاربرد فراوانـی در پـژوهش‌هـا داشته است. به‌طور مثال در پژوهش‌هایی که روی پیش‌بینی‌های مدل گـارچ چنـدمتغیره صـورت گرفتـه، پتـون (۲۰۰۹)[۲۹]، لارنت (۲۰۱۲)[۳۰]، کاپورین و مک آلیر (۲۰۱۴)[۳۱] و هانسـن (۲۰۱۴)، از ایـن مـدل اسـتفاده کردنـد. آن تعیین $\boldsymbol{\mu}$ است که شامل بهترین مدل‌ها از میـان مجموعـه مـدل‌هـای موجوداسـت. در ایـن روش ماتریسـی $N \times M$ از زیان‌ها و مدل‌ها برای محاسبات نیاز است:

$$d_{i,j} = \frac{1}{N}\sum_{n}(L_{n,i} - L_{n,j}) \quad (18)$$

این فرمول برای محاسبه‌مجموعه‌ی t تحت فرضیه‌ی صفر که بیان می‌کند تمام جفت انحرافات مقدار صفر دارند، استفاده می‌شود.

$$H_0: d_{i,j} = 0$$

واریانس با استفاده از بوت استرپ محاسبه می‌شود: $t_{i,j} = \frac{d_{i,j}}{\sqrt{var(d_{i,j})}}$

با استفاده از فرمول بالا مدلی که بدترین عملکرد را داشته باشد $t_{i,j}$ بزرگ‌تری خواهد داشت. [۱۲]

۵- نتایج پژوهش

جهت برآورد ریزش‌موردانتظار و ارزش در معرض خطر با استفاده از مدل‌های ذکرشده در مرحلـه قبـل لازم است ابتدا با محاسبه بازده لگاریتمی شاخص بهابازار اوراق بهادار تهران در بـازه زمـانی ۸۸/۱/۵ تـا ۹۳/۱۲/۲۷ و سطح اطمینان ۹۵٪ به محاسبه ریزش‌موردانتظار و ارزش در معرض خطر با استفاده از مـدل‌هـای ناپارامتریـک، نیمه پارامتریک و پارامتریک پرداخته‌شده است. ازآنجایی‌که هدف این تحقیقات مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی نیمه پارامتریک و ناپارامتریک با مدل پارامتریک گارچ است در مرحله بعـد مـی‌بایسـت ایـن مدل‌ها را به‌وسیله پس آزمائی‌های مناسب آزمود تا مدل‌های قابل‌قبول شناسایی و برای مرحله بعد که رتبه‌بندی این مدل‌ها است آماده شوند. نتایج حاصل از اجرای پس آزمایی که منجـر بـه شناسـایی مـدل‌هـای قابـل‌قبـول می‌شود به شرح زیر است.

۵-۱- نتایج آزمون پوشش برنولی در مدل‌های مختلف

در این قسمت نتایج حاصل از پس آزمایی برنولی که قسمت نخسـت پـس آزمـایی ارزش در معـرض ریسـک را تشکیل می‌دهد ارائه‌شده است.

اگر عدد حاصل از این نسبت احتمال بزرگ‌تر از مقدار توزیع کای دو با درجه آزادی یک باشد، فرضـیه صـفر رد می‌شود. در این آزمون به‌طور ضمنی فرض استقلال تخطی‌ها در نظر گرفته می‌شود، درحالی‌که صحت این فرض زیر سؤال است.

مقدار توزیع کای‌دو با درجه‌ی آزادی ۱ در سطح بحرانی ۰/۰۵ برابر با ۳/۸۴۱۵ است. مقادیری از سطح معناداری قابل‌قبول است که از سطح اطمینان ۰/۰۵ بزرگ‌تر باشد. درنتیجه مدل شبیه‌سازی‌تاریخی بازتابی رد می‌شود و چهار مدل دیگر بر اساس آزمون پوشش برنولی پذیرفته می‌شوند.

جدول ۱ - نتایج آزمون برنولی جهت پس آزمایی ارزش در معرض ریسک

	شبیه‌سازی تاریخی	شبیه‌سازی تاریخی بازتابی	شبیه‌سازی تاریخی نوسانات وزنی	شبیه‌سازی تاریخی فیلترشده	گارچ
آزمون برنولی	۱/۱۶۷	۷/۵۳	۲/۹۹	۲/۵۱	۰/۰۰۷۳
سطح معناداری	۰/۱۹۶۲	۰/۰۰۶۱	۰/۰۸۳۷	۰/۱۱۳	۰/۹۳

۵-۲- نتایج آزمون پوشش استقلال در مدل‌های مختلف

قسمت دوم پس آزمایی ارزش در معرض خطر، آزمون پوشش استقلال است که نتایج آن در جدول زیر نشان داده‌شده است.

جدول ۲- نتایج آزمون پوشش استقلال جهت پس آزمایی ارزش در معرض ریسک

	شبیه‌سازی تاریخی	شبیه‌سازی تاریخی بازتابی	شبیه‌سازی تاریخی نوسانات وزنی	شبیه‌سازی تاریخی فیلترشده	گارچ
آزمون پوشش استقلال	۱۸/۱۴	۰/۰۳	۳/۲۴	۳/۵۵	۰/۰۲۷۳
سطح معناداری	۲/۰۴۷	۰/۸۶	۰/۰۷۱	۰/۰۵۹	۰/۸۶۸۸

مانند مدل برنولی این آزمون نیز از توزیع کای دو با درجه‌ی آزادی یک پیروی می‌کند. اگر عدد حاصل از این نسبت احتمال بزرگ‌تر از مقدار توزیع کای دو با درجه‌آزادی یک باشد، فرضیه صفر رد می‌شود. با توجه به فرضیه، مقادیری از سطح معناداری قابل‌قبول است که از سطح اطمینان ۰/۰۵ بزرگ‌تر باشد. درنتیجه، طبق آزمون پوشش استقلال تمامی مدل‌ها پذیرفته می‌شوند.

۵-۳- بررسی معنی‌داری آماری و رتبه‌بندی مدل‌های ارزش‌درمعــرض‌ریســک بــا اســتفاده از مــدل مجموعه‌ی اطمینان

در این مرحله ابتدا مدل‌ها با مدل مجموعه اطمینان رتبه‌بندی می‌شوند و مدلی کـه در ایـن مرحلـه حـذف شود در پس آزمایی مربوط به ریزش‌موردانتظار وارد نخواهد شـد. طبـق محاسـبات انجـام‌شـده بـه‌وسـیله‌مـدل مجموعه‌ی اطمینان در نرم‌افـزار متلـب، رتبـه‌بنـدی بـه شـرح زیـر انجـام مـی‌شـود:۱) مـدل گـارچ، ۲) مـدل شبیه‌سازی‌تاریخی فیلترشده،۳) مدل شبیه‌سازی‌تاریخی نوسانات وزنی و ۴) مدل شبیه‌سازی‌تاریخی. طبق تـابع مدل مجموعه‌ی اطمینان مدل شبیه‌سازی‌تاریخی بازتابی از بین مدل‌ها حذف شـد و در رتبـه‌بنـدی وارد نشـده است.

۵-۳-۱- پس آزمایی ریزش‌موردانتظار با استفاده از مدل مک نیل-فری

در این قسمت ریزش‌موردانتظار با استفاده از مدل مک نیل و فری پس آزمایی می‌شود و مدل‌هایی کـه در ایـن پس آزمایی و پس آزمایی‌های قبل تأیید شوند به مرحله رتبه‌بندی راه پیدا می‌کنند.
مقادیری از سطح معناداری قابل‌قبول است که از سطح اطمینان ۰/۰۵ بزرگ‌تر باشد. درنتیجه طبـق مـدل مـک نیل- فری تمامی مدل‌ها پذیرفته می‌شوند.

جدول ۳- نتایج پس آزمایی مک‌نیل و فری جهت آزمودن ریزش‌موردانتظار

	شبیه‌سازی تاریخی	شبیه‌سازی تاریخی بازتابی	شبیه‌سازی تاریخی نوسانات وزنی	شبیه‌سازی تاریخی فیلترشده	گارچ
آزمون پوشش استقلال	۰/۴۸۳۳	۰/۵۵۶۴	۰/۷۴۶	۰/۷۹۹	۰/۹۶۷
سطح معناداری	۰/۱۶۹۴	-۰/۰۲۷۹	-۰/۴۹۷	-۰/۶۲۳	-۱/۲۷۷

۵-۴- بررسی معنی‌داری آماری و رتبه‌بندی مدل‌های ریزش‌موردانتظار با استفاده از تابع مجموعــه‌ی فاصله‌ی اطمینان

طبـق نتـایج بـه‌دسـت‌آمـده از اجـرای تـابع مجموعـه‌ی فاصـله‌ی اطمینـان، بـرای رتبـه‌بنـدی مـدل‌هـای ارزش‌درمعرض‌ریسک و حذف مدل شبیه‌سازی‌تاریخی بازتابی، این مدل در محاسبات تابع مجموعـه‌ی فاصـله‌ی اطمینان ریزش‌موردانتظار وارد نمی‌شود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از اجرای تابع مجموعه‌ی فاصـله‌اطمینـان

در رتبه‌بندی توابع ارزیابی ریزش‌موردانتظار، بهترین مدل‌ها به ترتیب عبارت‌اند از:۱) مدل شبیه‌سازی‌تاریخی فیلترشده،۲) مدل شبیه‌سازی‌تاریخی نوسانات وزنی،۳) مدل گارچ، ۴) مدل شبیه‌سازی‌تاریخی.

۷- نتیجه‌گیری و بحث

در پاسخ به سؤال اول پژوهش و با توجه به موارد ذکرشده در قسمت قبل می‌توان گفت درمجموع از بین مجموعه مدل‌های ناپارامتریک و نیمه پارامتریک، مدل‌های نیمه پارامتریک پیش‌بینی‌های صحیح‌تری از ارزش در معرض ریسک و ریزش‌موردانتظار ارائه می‌دهند چون در این مدل‌ها از نقاط قوت مدل‌های ناپارامتریک و پارامتریک استفاده‌شده است و در پاسخ به سؤال دوم پژوهش می‌توان گفت مدل شبیه‌سازی تاریخی نوسانات وزنی نیز که مدلی پذیرفته‌شده است، پیش‌بینی‌های صحیحی از ریزش‌موردانتظار ارائه داد. طبق نتایج حاصل از تحقیقات انجام‌شده پیشین در فاصله‌های اطمینان مختلف و گروه دارایی‌های متفاوت، صحت و قابلیت اطمینان این مدل در پیش‌بینی ریزش‌موردانتظار اثبات‌شده است. این مدل به‌طور قابل‌توجهی عملکرد مدل شبیه‌سازی تاریخی را بهبود بخشیده و قابلیت رقابت با مدل‌های آرچ را داراست. مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلترشده نیز مطابق با پژوهش‌های پیشین و نتایج حاصل از این تحقیق در شرایط مختلف قدرت پیش‌بینی بالایی دارد و جزو مدل‌های قابل‌اتکا است. در دو تحقیق انجام‌شده توسط کلنر و راش (۲۰۱۵) و رمضانی (۱۳۹۲) برتری ریزش‌موردانتظار نسبت به ارزش در معرض ریسک در سنجش ریسک بازار به دلیل حساسیت بیشتر ریزش‌موردانتظار به دنباله تابع زیان، نشان داده‌شده است که این نتیجه بیانگر قابل‌اتکاتر بودن ریزش‌موردانتظار نسبت به ارزش در معرض ریسک است. نتایج حاصل از پژوهش اولسن (۲۰۱۵)[۳۲] نشان‌دهنده‌ی این است که مدل‌های نیمه پارامتریک در مورد دارایی‌های مختلف به نحو مطلوبی عمل کرده‌اند و ازجمله مدل‌های قابل‌اتکا در برآورد ریزش‌موردانتظار می‌باشند. در تحقیق او این سطح از کارایی در رابطه با مدل‌های ناپارامتریک مشاهده نشد و این دسته از مدل‌ها در رتبه بعد قرار گرفتند.

در رابطه با پیش‌بینی ریزش‌موردانتظار با مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی، می‌توان این پژوهش را گسترش داد و از مدل شبیه‌سازی تاریخی مبتنی بر وزن سنی استفاده کرد. این مورد ساده می‌تواند بسیار کارآمد باشد و مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی را بهبود بخشد همان‌طور که بعضی سازمان‌ها در محاسبه ارزش در معرض ریسک از آن استفاده کرده‌اند. علاوه بر این تداوم صحت پیش‌بینی‌های مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی در پیش‌بینی ریزش‌موردانتظار می‌تواند در مورد سبد دارایی‌های مختلف، نرخ ارز و درآمد ثابت کشورهای مختلف محاسبه شود. هر چه تعداد دارایی‌های موردبررسی بیشتر باشد این مدل‌ها با دقت بیشتری پاسخگو خواهند بود و می‌توان عملکرد این مدل‌ها را در مورد طبقات دارایی نسبتاً پیچیده نیز بررسی کرد.

فهرست منابع

* رمضانی محبوبه، صادقی حجت‌الله. سنجش ریسک بازار نفت خام با اســتفاده از روش شــبیه‌ســازی تــاریخی (مقایسه دو سنجه ارزش در معرض ریسک و ریزش‌موردانتظار). دومین اجـلاس ملـی حسـابداری، مـدیریت مالی و سرمایه‌گذاری ۱۳۹۲: ۳-۸.
* حق جو سروستانی امیر، پایان‌نامه با عنوان" پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک و ریزش‌موردانتظـار شـاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های انتگرال گیری پیوسته نوسانات شرطی".۱۳۹۳: ۱۴-۱۷.
* سجاد رسول، گرجی مهسا، برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از نمونـه‌گیـری بـوت اسـترپ، فصـلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران/سال اول، شماره ۱. ۴- نظیفـی نـائینی مینـو، فتـاحی شهرام، صمدی سعید. مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مـدل انتقـالی گـارچ مـارکف. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی. ۱۳۹۱; ۳ (۹): ۱۱۷-۱۴۱.
* وب‌سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران.
* Acerbi, C. & Tasche, D. (2002). On the coherence of expected shortfall.Journal of Banking & Finance. 26 (7): 1487–1503.
* Angelidis, T. & A, Benos. (2008). Value-at-Risk for Greek stocks.Multinational Finance Journal. 12 (1/2): 67-105.
* Artzner, P. Delbaen, F. Eber, J.M. & Heath, D. (1999). Coherent measures of risk. Mathematical Finance. 9 (10): 203–228.
* Basel Committee on Banking Supervision. Fundamental review of the trading book: A revised market risk framework. Consultative Document, Bank for International Settlements. (2013)
* Barone-Adesi, G. & Giannopoulos, K.Non-parametric VaR techniques, Myths and realities. Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena Spa. (2001). 30: 167-181.
* Giannopoulos, K. & Tunaru, R. Coherent risk measures under filtered historical simulation. Journal of Banking & Finance. (2005). 29: 979-996
* Hansen. P, Lunde. A, & Nason J. The model confidence set.
* Econometrica. (2011). 79(2): 453-497.
* Kellner. R, Rosch."Quantifying market risk with VAR or ES? Journal of Economic Dynamics and Control. (2015):55-68.
* Noer Olsen, N. The application of historical simulationin in expected shortfall prediction. School of Business and Social Science, Aarhus university. (2015):9-39.
* Zikovic. S, & Filer. R. (2012). Ranking of Var and ES models: Performance in developed and emerging markets.CESifo Working Paper Series No. 3980: 46-59

یادداشت‌ها

[1]. Barone-Adesi (2002)
[2]. Pritsker (2006)
[3]. Perignon and Smith (2010)
[4]. Mehta et al. (2012)
[5]. Chretien and Coggins (2010)
[6]. Value at risk
[7]. Expected shortfall

[8]. Artzener (1999)
[9]. Historical simulation
[10]. Mirrored historical simulation
[11]. Holton
[12]. Zikovic and Filer (2009)
[13].Volatility- weighted historical simulation
[14]. Hull and White (1998)
[15]. Boudoukh (1998)
[16]. Filtered historical simulation
[17]. Barone-Adesi (1998,1999)
[18]. Giannopoulos and Tunaru (2005)
[19]. Acerbi and Tasche (2002)
[20]. Christoffersen
[21]. Unconditional coverage backtesting
[22]. Kupiec (1995)
[23]. Berkowitz (2001)
[24]. Independence backtesting
[25]. Christoffersen (1998)
[26]. Mc neil & frey backtesting
[27].Model confidence set
[28]. Hansen (2011)
[29]. Patton (2009)
[30]. Laurent (2012)
[31]. Caporin and McAleer (2014)
[35]. Noer Olsen (2015)