Arshive of SID

مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره سی‌ودوم / پائیز ۱۳۹۶

ارائه مدلی برای پیش‌بینی یک گام به جلوی ارزش در معرض ریسک

احسان محمدیان امیری[۱]
سید بابک ابراهیمی[۲]
مریم نژادافراسیابی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۱/۳۱ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۳/۱۹

چکیده

پیش بینی ریسک برای دوره‌های آتی، نقش به سزایی در تصمیم‌گیری صحیح مدیران و فعالان بخش مالی برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها و موسسات سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند، از طرفی تصمیمات نادرست مدیران می‌تواند پیامدهای نامطلوبی برای سازمان به همراه داشته باشد. لیکن یکی از مهم ترین مسائلی که سرمایه‌گذار با آن مواجه می‌شود پیش بینی ریسک برای دوره‌های آتی می‌باشد. اهمیت این مقوله باعث آن گردید که در این مقاله به پیش بینی یک گام به جلوی ارزش در معرض ریسک با استفاده از مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی برای دو توزیع نرمال و تی‌استودنت در سطوح ۹۵٪، ۹۷,۵ و ۹۹٪ پرداخته شود. عموما برای پیش بینی دوره‌های آتی ارزش در معرض ریسک، از روش کلاسیک استفاده می‌شود اما در این مقاله از مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی، که روند داده‌ها را در مدل‌سازی لحاظ کرده و به اصطلاح پایش را به صورت آنلاین انجام می‌دهد، استفاده شده است. برای اعتبارسنجی مدل‌های ارائه شده، به مقایسه عملکرد آنان با روش کلاسیک از طریق آزمون‌های پس‌آزمایی پرداخته شده است. نتایج به دست آمده پیش بینی دقیق تر روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته را نسبت به روش کلاسیک در سطوح ۹۷,۵٪ و ۹۹٪ برای توزیع نرمال و سطوح ۹۵٪ و ۹۷,۵٪ برای توزیع تی‌استودنت تأیید می‌نماید.

واژه‌های کلیدی: پیش بینی دوره‌های آتی، ارزش در معرض ریسک، مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی، روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته.

۱- دانشجوی کارشناسی‌ارشد مهندسی مالی، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی خواجه نصیر الدین طوسی، تهران، ایران
۲- استادیار و عضو هیئت علمی دانشکده مهندسی صنایع، گروه مهندسی مالی، دانشگاه صنعتی خواجه نصیر الدین طوسی تهران، ایران (نویسنده مسئول) B_ebrahimi@kntu.ac.ir
۳- دانشجوی کارشناسی‌ارشد مهندسی صنایع، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی خواجه نصیر الدین طوسی تهران، ایران

www.SID.ir

Arshive of SID

۱- مقدمه

نهادهای مالی برای دست‌یافتن به راهبردها و استراتژهای از پیش تعیین شده خود، ناگزیر به انجام فعالیت‌های متنوعی می‌باشند. سرمایه‌گذاری را می‌توان به عنوان یکی از کلیدی ترین ارکان این فعالیت‌ها، نام برد که مستلزم پذیرش ریسک می‌باشد. به دلیل اهمیت موضوع، مفهوم مدیریت ریسک برای محافظت سرمایه در برابر تبعاتی ناشی از پذیرش ریسک، پدید آمده که هدف از آن، پرهیز از ریسک نیست بلکه به دنبال تبدیل تهدیدها به فرصت‌ها می‌باشد(کریستوفر،۲۰۰۱). به عبارت دیگر مدیریت ریسک، به فرآیندی اطلاق می‌شود که در شرایط عدم اطمینان برای مقابله با ریسک نخست، انواع آن را شناسایی کرده و در مرحله بعدی با روشی بهینه به کنترل ریسک می‌پردازد(راعی،۱۳۸۳). در سال‌های اخیر ارزش در معرض ریسک دارای مقبولیت و محبوبیت خاصی نزد تحلیل‌گران مالی و سرمایه‌گذاران بوده به طوری‌که امروزه سنجه‌های ریسک با عبارت ارزش در معرض ریسک معادل گشته است(هلتون،۲۰۰۴). دلیل این محبوبیت، کمی کردن زیان‌های بالقوه طی یک افق زمانی و سطح اطمینان معین است. این سنجه یکی از کلیدی ترین شاخص‌هـای اندازه‌گیری ریسک می‌باشد که تحلیل‌گران مالی از آن استفاده‌هـای متعددی مانند یافتن پرتفوی‌های کارا تر با استفاده از روش‌های مختلف پیش بینی نوسانات بازده می‌نمایند(محمد،۲۰۰۵). لازم به‌ذکر می‌باشد که داده‌های این مقاله به دو گروه دسته‌بندی شده‌اند، که از گروه اول برای برآورد ارزش در معرض ریسک با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته(گارچ) که زیر مجموعه‌ای از روش پارامتریک به شمار می‌رود، استفاده شده و از گروه دوم برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک برای دوره‌های آتی با تکیه بر روش کلاسیک و مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی، استفاده شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در تحقیقات انجام شده در مورد برآورد ارزش در معرض ریسک می‌توان به لین و یه(۲۰۰۰) اشاره نمود که به بررسی بازار سهام تایوان پرداخته شد، نتایج این تحقیق حاکی از آن است که برای بازده سهام تایوان مدل گارچ(۱,۱) با توزیع نرمال، بهترین مدل از منظر دقت تصریح می‌باشد. همچنین پلاسک و پوجرلیو(۲۰۰۰) در تحقیق خود ارزش در معرض ریسک را برای بازده‌های NASDAQ با تکیه بر مدل‌های ریسک متریک، GARCH، EGARCH و TGARCH برآورد کرده و به این نکته دست یافتند که مدل GARCHعملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها داشته‌اند. آنان علاوه بر آن، بر این موضوع نیز تاکید داشتند که انتخاب مدل نوسانات بازده به صورت مستقیم بر دقت برآورد ارزش در معرض ریسک اثر خواهد گذاشت. در تحقیق انجام شده توسط گیوت و لارنت(۲۰۰۳) که به بررسی عملکرد برخی مدل‌های خانواده‌ی آرچ در محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک بر روی سه توزیع نرمال، تی‌استودنت، تی‌استودنت با چولگی پرداخته شد. نتایج نشان می‌دهد که مدل‌های مذکور بر روی توزیع‌های نامتقارن با چولگی راست و چپ از عملکرد بهتری در مقایسه با توزیع‌های متقارن از خود نشان داده‌اند. همچنین گیوت و لارنت(۲۰۰۴) برای ارزیابی ارزش در معرض ریسک دارایی‌ها از خانواده گارچ با تابع توزیع تی‌استودنت استفاده نمودند و نشان دادند استفاده از روش گارچ با توزیع تی‌استودنت تصریح دقیقی از ارزش در معرض ریسک می‌دهد. تحقیقاتی که

www.SID.ir

Arshive of SID

در رابطه با استفاده از خانواده هموارسازی نمایی می‌باشد می‌توان به نانکسر و همکاران(۲۰۰۹) و گلپر و همکاران(۲۰۰۹) اشاره کرد که رویکرد جدیدی برای برآورد تلاطم سری‌های زمانی ارائه کردند. در ادامه گلپر و همکاران(۲۰۱۰) با استفاده از روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته به پیشی بینی سری زمانی خطی می‌پردازند و نشان دادند که این روش حتی در حضور تغییرات ناگهانی و مقایر داده‌های آلوده مناسب است. فیلیس و همکاران(۲۰۱۱) در تحقیق خود به بررسی همبستگی پویا بین قیمت سهام و قیمت نفت برای برخی از کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت متشکل از آمریکا، هلند، کانادا، برزیل، مکزیک، آلمان با استفاده از مدل‌های گارچ پرداختند. نتایج به همبستگی مثبت قیمت نفت با بازارهای سهام اشاره دارد. پلیسکو و آکاترینی(۲۰۱۴) در تحقیق خود از مدل گارچ با ویژگی حافظه بلندمدت برای اندازه‌گیری تلاطم نرخ‌های ارز کشور رومانی استفاده نمودند و به بررسی چگونگی واکنش بازیگران بازار فارکس به سهام در نتیجه تغییر در نرخ ارز پرداختند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که نرخ ارز به‌شدت هم‌انباشته است. سو و بین(۲۰۱۵) به برآورد ارزش در معرض ریسک برای هفت شاخص سهام در بازارهای توسعه‌یافته و در حال ظهور با استفاده از روش‌های EGARCH با توزیع تی‌استودنت تعمیم یافته و شبیه‌سازی تاریخی پراختند. نتایج به بازگشت و سرایت نوسانات، که اثرات منفی قابل توجهی از بازار ارز به بازارهای مذکور می‌گذارد، اشاره دارد. کوواریک و همکاران(۲۰۱۵) در تحقیقات خود، در زمینه رویکردهای مربوط به پیش بینی سری‌های زمانی اشاره داشتند که دوحالت موجود است: الف) حالتی که با توجه به داده‌ها، مدل سری‌زمانی به آن‌ها نسبت داده می‌شود. ب) حالتی که مستقل از مدل سری‌زمانی است که اصطلاحاً آن را آزاد از مدل[1] می‌نامند. از ایراداتی که حالت اول وارد است می‌توان به تغییر در داده‌ها و نوسانات شدید و ناگهانی در آن‌ها اشاره نمود که خطای مدل استفاده شده را افزایش می‌دهد و در نتیجه پیش بینی ناشی از آن نیز دور از واقعیت خواهدبود، در واقع می‌توان گفت که در عمل هیچ‌گاه نمی‌توان مدل خاصی را به داده‌ها نسبت داد. بنابراین در دنیای مالی امروز که ماهیت بازار سرمایه با شوک‌های ناگهانی و نوسانات همراه بوده، بهتر است از مدلی برای پیش بینی‌ها استفاده شود که مستقل از مدل باشد. حسکوئی و خواجوند(۱۳۹۴) که به مقایسه عملکرد مدل‌های مختلف گارچ را با گروهی از مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ برای پیش بینی نوسانات بازارهای آتی نفت در افق‌های زمانی یک روزه تا یک ماهه پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که در در افق‌های زمانی کوتاه‌تر مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ نسبت به مدل‌های گارچ برتر و در افق‌های زمانی طولانی‌تر مدل‌های گارچ نامتقارن عملکرد بهتری از خود نشان دادند. همچنین فیروزجایی و همکاران(۱۳۹۵) به پیش بینی و ارزیابی ارزش در معرض ریسک با رویکرد یک گام به جلو بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش شبیه‌سازی زنجیره مارکف مونت‌کارلو پرداختند و سپس به وسیله آماره‌های پوشش شرطی و غیرشرطی آزمون بازخورد، دقت پیش بینی مدل مذکور را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد عملکرد مدل قابل اتکاء بوده و برآوردهای دقیقی از ارزش در معرض ریسک ارائه می‌دهد. مبروک(۲۰۱۶) به پیش بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض ریسک و ارزیابی روزانه نوسانات شرطی برای هفت شاخص سهام و سه نرخ تبدیل ارز نسبت به دلار آمریکا(GBP-USD، YEN-USD، EURO-

www.SID.ir

Arshive of SID

USD با استفاده از سه مدل گارچ باحافظه بلندمدت که متشکل از FIGARCH[۲]، HYGARCH[۳] و FIAPARCH[۴] می‌باشد، پرداخت. نتایج از برتری مدل FIAPARCH در پیش بینی‌های خارج از نمونه و در افق زمانی یک، پنج و پانزده روزه حکایت دارد. تارتار و همکاران(۲۰۱۶) در تحقیق خود بر این موضوع اشاره داشتند که روش هموارسازی نمایی با چهار پارامتر هموارساز یکی از قوی ترین مدل‌های پیش‌بینی از لحاظ حذف داده‌های پرت بوده، که روند داده‌ها را در مدل‌سازی لحاظ و به‌اصطلاح پایش را به‌صورت آنلاین انجام می‌دهد. دگیاناکیس و همکاران(۲۰۱۷) به پیش بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض ریسک و ارزش در معرض ریسک شرطی برای شاخص‌های سهام(EurostoXX50، FTSE100، S&P500)، کالا(مس، نقره، طلا) و نرخ ارز(GBP/USDEUR/USD، CAD/USD) و مقایسه بین داده‌های برون روزی[۵] و داده‌های درون روزی[۶] پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در پیش بینی ۱۰گام به جلو و ۲۰گام به جلوی داده‌های برون روزی پیش بینی به نسبت دقیق تری از داده‌های درون روزی ارائه می‌دهد.

باتوجه به تحقیقات صورت‌گرفته می‌توان به این نکته دست یافت که مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی خصوصا در داخل کشور کمتر استفاده و مورد توجه قرار گرفته است. تاکنون در مطالعات داخل و خارج کشور از این مدل‌ها برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک دوره‌های آتی، استفاده نگشته است. به همین دلیل در این مقاله از مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی استفاده شده و نتایج آن با روش کلاسیک به منظور اعتبارسنجی مدل‌ها، مقایسه شده است.

۲-۱- ارزش در معرض ریسک[۷]

عدم اطمینان از آینده، یکی از مهم ترین ماهیت‌های بازار سرمایه به شمار می‌رود به نحوی که این نااطمینانی سرمایه‌گذاران را نگران ساخته و درصدد حل این مشکل برآمدند(الکساندر،۱۹۹۹). ارزش در معرض ریسک بیانگر حداکثر زیان مورد انتظار روی سبد دارایی‌ها در طول افق زمانی معین و در سطح اطمینان مشخص می‌باشد که از منظر ریاضی می‌توان آن را به‌صورت زیر بیان کرد:

$$\Pr\{P_0 - P_1 \geq VaR\} \leq \alpha \qquad (۱)$$

که در این معادله P_0 ارزش سبد دارایی در زمان صفر، P_1 ارزش دارایی در زمان یک و در نهایت α سطح خطای آماری می‌باشد. به بیان دیگر ارزش در معرض ریسک را به‌صورت زیر نیز محاسبه نمود:

$$VaR = P_0 - F_p^{-1}(\alpha) \qquad (۲)$$

که $F_p^{-1}(\alpha)$ صدک آلفای توزیع ارزش سبد دارایی می‌باشد. همچنین درصورتیکه $R_t = \mathrm{Log}(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ باشد، آن‌گاه ارزش در معرض ریسک از رابطه (۳) بدست می‌آید(عبده تبریزی،۱۳۸۸).

$$P(R_t \leq VaR_t(\alpha, k)) = 1 - \alpha \qquad (۳)$$

www.SID.ir

Arshive of SID

۲-۱-۱- مدل‌های پیش بینی نوسانات بازده

الف) مدل ناهمسانی واریانس شرطی[۸]

مدل ناهمسانی واریانس شرطی(آرچ)، اولین بار توسط انگل(۱۹۸۲) به عنوان یکی از مدل‌های غیرخطی برای سری‌زمانی مالی معرفی شد که در آن به جای ثابت در نظر نوسانات بازده‌ها، آن را وابسته به زمان فرض کرده که این امر موجب حفظ پویای مدل شده است. همچنین در این مدل خاصیت‌های خوشه‌ای داده‌ها نیز حفظ می‌گردد. مدل آرچ(۱) به‌صورت زیر نشان داده می‌شود :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۴)$$

همچنین مدل آرچ(q) را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \qquad (۵)$$

$$\alpha_0 \rangle 0 \quad 1 \le i \le q \;\; \alpha_i \rangle 0$$

ب) مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته[۹]

حالت تعمیم یافته از مدل‌های آرچ را با گارچ نشان می‌دهند. رایج ترین نسخه از مدل فوق در کاربرد مـالی گارچ(۱و۱) است. این مدل به‌صورت زیر می‌تواند نوشته شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha y_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \qquad (۶)$$

همچنین مدل گارچ (p,q)را می‌توان به‌صورت زیر فرموله کرد :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۷)$$

تعبیر پارامترها دشوار است، اما می‌توان گفت که مقدار بالای ضریب بدین معنی است که تلاطم‌ها باثبات بوده و مدت طولانی طول می‌کشد تا تغییر جهت دهد. مقدار بالای گویای آن است که تلاطم‌ها حساس بوده و به سرعت نسبت به تحرکات بازار واکنش نشان می‌دهند.

۲-۱-۲- مدل‌های پیش بینی ارزش در معرض ریسک برای دوره‌های آتی

الف) روش کلاسیک

برای پیش بینی دوره‌های آتی ارزش در معرض ریسک در روش کلاسیک از رابطه زیر استفاده می‌شود(چالز تاپیرو،۲۰۰۴).

$$VaR_{T\ day} = VaR_{1\ day}\sqrt{T} \qquad (۸)$$

www.SID.ir

Arshive of SID

ب) روش هموارسازی نمایی ساده[۱۰]

اصول این روش بر پایه آن است در یک محاسبات بازگشتی، پیش بینی‌ها برای هر مشاهده جدید به روز شده و اطلاعات جدیدتر وزن بیشتری نسبت به اطلاعات قدیمی‌تر اخذ می‌نمایند. طبق این رابطه مقدار پیش بینی شده برای هرسال برابر با مجموع مقدار پیش بینی شده برای سال قبل و ضریبی از اختلاف مقدار واقعی شده همان سال با مقدار پیش بینی شده‌ی سال قبل می‌باشد. لازم به‌ذکر است که این مدل محروم از پیش بینی برای چندگام به جلو می‌باشد(مکریداکیس و همکاران،۱۹۹۸).

$$\hat{Y}_{t+1} = \hat{Y}_t + \lambda \cdot (Y_{t+1} - \hat{Y}_t) \qquad (۹)$$

که در آن:

$\hat{Y}_{t+1}$: مقدار پیش بینی برای دوره $t+1$

$\hat{Y}_t$: مقدار پیش بینی برای دوره t

Y_{t+1}: مقدار واقعی دوره $t+1$

λ : ضریب هموارسازی

ج) روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته[۱۱]

در مواقعی که یک روند افزایش یا کاهشی وجود داشته باشد، روش هموارسازی نمایی ساده میزان پیش بینی را به ترتیب کمتر و بیشتر از میزان واقعی نشان می‌دهد. برای رفع این مشکل یک پارامتر روند به روش هموارسازی نمایی ساده اضافه می‌شود که از آن به عنوان روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته یاد می‌شود(وینترز،۱۹۶۰).

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda_1 \cdot Y_t + (1-\lambda_1)(\hat{Y}_t + F_t) \qquad (۱۰)$$ معادله‌ی سطح

$$F_{t+1} = \lambda_2 \cdot (Y_{t+1} - Y_t) + (1-\lambda_2) \cdot F_t \qquad (۱۱)$$ معادله‌ی روند

$$\hat{Y}_{t+h|t} = \hat{Y}_t + hF_t \qquad (۱۲)$$ معادله‌ی پیش بینی

که در آن:

F_{t+1}: شاخص هموارسازی در زمان $t+1$

$\hat{Y}_{t+1}$: مقدار پیش بینی بر اساس روش هموارسازی نمایی ساده در زمان $t+1$

Y_{t+1}: مقدار واقعی در زمان $t+1$

λ_1 و λ_2 : ضرایب هموارساز

www.SID.ir

Arshive of SID

h: تعداد گام‌های جلوتر برای پیش بینی می‌باشد و در صورتی که عدد یک را اتخاذ نماید به پیش بینی یک گام به جلو تبدیل می‌گردد.

د) روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند[۱۲]

این روش حالت خاصی از روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته است که در آن $\lambda_2 = \lambda_1$ می‌باشد(هندمن و همکاران،۲۰۰۸).

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda \cdot Y_t + (1-\lambda)(\hat{Y}_t + F_t)$$ (۱۳) معادله‌ی سطح

$$F_{t+1} = \lambda \cdot (Y_{t+1} - Y_t) + (1-\lambda) \cdot F_t$$ (۱۴) معادله‌ی روند

$$\hat{Y}_{t+h|t} = \hat{Y}_t + hF_t$$ (۱۵) معادله‌ی پیش بینی

لازم به‌ذکر است استفاده از مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی مستلزم تعیین ضریب هموارسازی می باشد که هر چه این ضریب کوچکتر باشد، وزنی که به رویدادهای اخیر داده می‌شود بیشتر خواهد بود. با افزایش وزن رویدادهای اخیر، تعداد روزهای مورد استفاده در پیش‌بینی نوسانات کاهش می‌یابد و از حجم کمی از داده‌ها استفاده می‌گردد که این امر منجر به کاهش عملکرد روش‌های خانواده هموارسازیی نمایی در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک دارایی‌ها در سطح اطمینان و افق زمانی معین می‌شود. از طرفی دیگر، هر چه ضریب هموارسازی به عدد ۱ نزدیک‌تر شود، شدت حساسیت نسبت به داده‌های اخیر کاهش می‌یابد که منجرب به پیش بینی‌های با ثبات‌تر(نه لزوماً دقیق‌تر) می‌شود. بنابراین ضریب هموارسازی، بین ۰ و ۱ درنظرگرفته می‌شود و مقدار بهینه آن از رابطه زیر به دست می‌آید(کروکس و همکاران،۲۰۱۱).

$$\lambda^{opt} = \arg\min \sum_{t=1}^{n} (Y_t - \hat{Y}_{t|t-1})^2$$ (۱۶)

۳- روش‌شناسی پژوهش

داده‌های مورد استفاده این مقاله با تعداد نمونه ۱۲۰۳ از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا انتهای سال۱۳۹۴ برای شاخص بانک بوده که به دو گروه دسته‌بندی شده‌اند که در گروه اول بازده لگاریتمی شاخص بانک محاسبه گشته و با استفاده مدل گارچ به برآورد ارزش در معرض ریسک برای توزیع‌های نرمال و تی‌استودنت در سه سطح مختلف پرداخته شده است. سپس از گروه دوم داده‌ها، برای پیش بینی یک گام به جلو ارزش در معرض ریسک با تکیه بر روش‌های کلاسیک، روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته و روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند پرداخته و به منظور مقایسه عملکرد این روش‌ها و شناسایی روش برتر با استفاده از

www.SID.ir

Arshive of SID

آزمون‌های پس‌آزمایی مبتنی بر تابع زیان که متشکل از آزمون اولین تابع زیان لوپز و تابع زیان بلانکو و ایهل می‌باشد، پرداخته شده است. درادامه به‌طور مختصر هر یک از این آزمون‌ها توضیح داده می‌شوند.

۳-۱- آزمون نسبت شکست کوپیک[۱۳]

این آزمون توسط کوپیک(۱۹۹۵) ارائه گردید که برپایه نسبت تخطی یا نسبت شکست می‌باشد. هرگاه مقدار زیان واقعی از مقدار پیش بینی شده توسط ارزش در معرض ریسک، بزرگتر باشد از آن به‌عنوان یک شکست یا تخطی یاد می‌شود. حال اگر احتمال وقوع هر تخطی ثابت درنظر گرفته شود در این صورت تعداد کل خطاها از یک توزیع دو جمله‌ای $B(\nu,a)$ پیروی می‌کند که در آن ν تعداد نمونه و α سطح پوشش است و آزمون فرض آن به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: & \hat{\alpha} = \alpha \\ H_1: & \hat{\alpha} \neq \alpha \end{cases} \qquad (۱۷)$$

که در آن $\hat{\alpha}$ نسبت تعداد تخطی‌ها به کل پیش بینی یا همان نسبت شکست می‌باشد. در این صورت آماره نسبت راست‌نمایی این آزمون به‌صورت زیر می‌باشد:

$$LR_{POF} = 2Ln\left[\frac{\hat{\alpha}^{\nu_0}(1-\hat{\alpha})^{\nu-\nu_0}}{\alpha^{\nu_0}(1-\alpha)^{\nu-\nu_0}}\right] \qquad (۱۸)$$

آماره LR_{POF} دارای توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک می‌باشد و در صورتی که نسبت احتمال شکست بزرگتر از آن باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و نمی‌توان پذیرفت که مدل، ارزش در معرض ریسک را به درستی پیش بینی کرده است، لذا مدل مذکور فاقد اعتبار می‌شود و در غیر این صورت دقت و صحت پیش بینی ارزش در معرض ریسک تایید می‌گردد.

۳-۲- آزمون استقلال کریستوفرسن[۱۴]

کریستوفرسن(۱۹۸۸) نسبت آزمون استقلال را از طریق زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف ارائه کرده است که درآن برابری نسبت سطح پوشش مورد انتظار و مشاهده شده مدنظر نمی‌باشد، بلکه استقلال سریالی شکست‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد. در واقع برای انجام آماره آزمون استقلال کریستوفرسن یک ماتریس گذر احتمال[۲۱] به‌صورت زیر تشکیل می‌دهد:

www.SID.ir

Arshive of SID

$$\prod=\begin{bmatrix}\pi_{00} & \pi_{01}\\ \pi_{10} & \pi_{11}\end{bmatrix} \qquad (۱۹)$$

که در آن π_{ij} برابراست با $\Pr[I_t = j \mid I_{t-1} = i]$ و از روابط زیر بدست می‌آید:

$$\pi_{01}=\frac{\nu_{01}}{\nu_{01}+\nu_{00}} \qquad \pi_{11}=\frac{\nu_{11}}{\nu_{10}+\nu_{11}} \qquad \pi_{00}=1-\pi_{01} \qquad \pi_{10}=1-\pi_{11} \qquad (۲۰)$$

در آن ν_{ij} نشانگر تعداد دفعاتی است که در آن حالت j بعد از i اتفاق می‌افتد. در نهایت آماره آزمون استقلال از طریق رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$LR_{ind}=2Ln\left[\frac{(1-\pi_{01})^{\nu_{00}}\pi_{01}^{\nu_{01}}(1-\pi_{11})^{\nu_{10}}\pi_{11}^{\nu_{11}}}{\hat{\alpha}^{\nu_0}(1-\hat{\alpha})^{\nu-\nu_0}}\right] \qquad (۲۱)$$

فرضیه‌ی صفر، استقلال زنجیره‌ای را در برابر فرضیه‌ی وابستگی مرتبه‌ی اول مارکوف آزمون می‌کند و آماره مذکور دارای توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک می‌باشد، لذا درصورتی‌که LR_{ind} بزرگتر از آن باشد، فرضیه صفر رد شده و در غیر این صورت نمره قبولی را کسب خواهد کرد.

۳-۳- آزمون تابع زیان صفر و یک لوپز[۱۵]

در این تابع زیان، به ازای هر مقدار زیانی که بیشتر از ارزش در معرض ریسک باشد، آن را به عنوان یک تخطی در نظرگرفته و عدد یک اختصاص می‌دهد و در غیر این صورت، تابع مقدار صفر به خود می‌گیرد(لوپز،۱۹۹۹).

$$C_t=\begin{cases}1 & if \quad L_t > VaR_t\\ 0 & if \quad L_t < VaR_t\end{cases} \qquad (۲۲)$$

۳-۴- آزمون تابع زیان بلانکو و ایهل[۱۶]

تابع زیان بلانکو و ایهل همانند آزمون تابع زیان صفر و یک، یک آزمون مبتنی بر تابع زیان می‌باشد. در این آزمون مدل برتر به گونه‌ای تعیین می‌گردد که کمترین اختلاف را با مدل معیار داشته باشد. لازم به‌ذکر است مدل معیار مدلی است که تعداد تخطی‌های آن برابر با تعداد تخطی‌های مورد انتظار باشد(بلانکو و ایهل،۱۹۹۸).

$$C_t=\begin{cases}\dfrac{(L_t-VaR_t)}{VaR_t} & if \quad L_t > VaR_t\\ 0 & if \quad L_t < VaR_t\end{cases} \qquad (۲۳)$$

www.SID.ir

Arshive of SID

۴- پرسش‌های پژوهشی

در راستای اهداف پژوهش، پرسش‌های پژوهش را می‌توان به‌صورت زیر بیان نمود:

۱) آیا می‌توان روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته را به عنوان یک روش جدید برای پیش بینی ارزش درمعرض ریسک به ازای سطوح اطمینان، توابع توزیع و آزمون‌های پس‌آزمایی متفاوت، نام برد ؟

۲) آیا روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته در قیاس با روش‌های مرسوم دارای عملکرد و پیش بینی قابل اتکا و قابل قبولی می‌باشد؟

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱ آزمون‌های مانایی و اثر آرچ داده‌ها

از جمله آزمون‌های متداول در زمینه‌ی تست مانایی داده‌ها، آزمون ریشه واحد می‌باشد که از رابطه زیر پیروی می‌کند:

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲۴)$$

α عددی حقیقی و ε_t جزء خطای تصادفی است. در رابطه‌ی فوق چنانچه $|\alpha| \langle 1$ باشد، سری زمانی Y_t مانا است اما درصورتی که $|\alpha| \langle 1$ باشد، سری زمانی دارای ریشه واحد بوده و نامانا است. آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته(ADF) همبستگی سریالی را از طریق تصریح دقیق ساختار همبستگی سریالی جملات خطا در نظر می‌گیرد اما آزمون فیلیپس و پرون(PP) با فرضیات ضعیف‌تری شکل گرفته و نیازی به تصریح نوع همبستگی سریالی و فرض واریانس ناهمسانی جملات اخلال ندارد. نتایج هر دو آزمون در جدول (۱) آورده شده است.

جدول۱- آزمون مانایی داده‌های شاخص بانک

آزمون	مقدار آماره	مقدار P-Value	نتیجه
دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF)	-۱۶,۱۲۹۶	۰/۰۰۰۰	داده‌ها مانا می‌باشند
فیلیپس و پرون (PP)	-۲۶,۲۲۲۱	۰/۰۰۰۰	داده‌ها مانا می‌باشند

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که داده‌های مورد استفاده این مقاله مانا بوده و از ویژگی‌های داده‌های مانا تبعیت می‌نمایند. هچنین باید به این نکته توجه داشت که تنها زمانی می‌توان از روش‌های خانواده گارچ برای برآورد ارزش در معرض ریسک استفاده نمود که وجود ناهمسانی شرطی توسط آزمون اثر آرچ مورد تائید قرار گیرد. جدول(۲) وجود اثر آرچ داده‌ها را تایید می‌نماید.

جدول۲- نتایج آزمون اثرآرچ

مقدار آماره	مقدار P-Value	نتیجه
۱۵۲,۳۰۷۸	۰/۰۰۰۰	اثر آرچ بر روی داده‌ها وجود دارد

www.SID.ir

Arshive of SID

۵-۲- قیاس روش‌های پیش بینی ارزش در معرض ریسک با رویکرد یک گام به جلو

تاکنون برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک برای دوره‌های آتی، روش کلاسیک مورد استفاده قرار می‌گرفت اما در این مقاله سعی شد با ارائه مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی درصدد بهبود پیش بینی ارزش در معرض ریسک برای دوره‌های آتی باشد. از این رو از دو روش مرسوم خانواده هموارسازی نمایی متشکل از روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته و روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند با رویکرد یک گام به جلو استفاده و به مقایسه آن با روش کلاسیک پرداخته شد. آزمون‌های پس‌آزمایی کوپیک و کریستوفرسن دقت مدل‌های پیش بینی را از لحاظ آماری مورد بررسی قرار داده و از نتایج این دو آزمون تنها می‌توان در مورد پذیرش را رد مدل از لحاظ آماری اظهار نظر کرد و اگر چند مدل موردنظر تایید شوند نمی‌توان با تکیه بر این روش‌ها مدل برتر را شناسایی نمود. از این رو از در این مقاله از آزمون تابع زیان صفر و یک(BLF) و تابع زیان بلانکو و ایهل بلانکو و ایهل استفاده شده است. خروجی آزمون‌های پس‌آزمایی در جداول (۳) و (۴) جمع‌آوری گشته است.

جدول ۳- نمره توابع زیان مدل‌های پیش بینی برای شاخص بانک

نوع مدل پیش بینی	نوع توزیع	نوع آزمون پس‌آزمایی	سطوح اطمینان					
			٪۹۵		٪۹۷,۵		٪۹۹	
			نمره تابع‌زیان	اختلاف با مدل معیار	نمره تابع‌زیان	اختلاف با مدل معیار	نمره تابع‌زیان	اختلاف با مدل معیار
روش کلاسیک	توزیع نرمال	تابع زیان صفر و یک	۰,۰۹۷۸	۰,۰۰۲۸	۰,۰۱۰۷	۰,۰۳۸۰	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۹۶
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۰,۱۰۶۶	۰,۰۱۱۶	۰,۰۱۰۹	۰,۰۳۷۸	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۹۶
	توزیع تی‌استودنت	تابع زیان صفر و یک	۰,۱۰۶۸	۰,۰۱۱۸	۰,۰۰۱۳	۰,۰۴۷۵	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۹۶
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۰,۱۲۰۷	۰,۰۲۵۷	۰,۰۰۱۳	۰,۰۴۷۵	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۹۶
روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته	توزیع نرمال	تابع زیان صفر و یک	۰,۰۹۴۹	۰,۰۰۰۱	۰,۰۲۹۷	۰,۰۱۹۰	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۹۶
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۰,۱۰۷۶	۰,۰۱۲۶	۰,۰۳۱۳	۰,۰۱۷۴	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۹۶
	توزیع تی‌استودنت	تابع زیان صفر و یک	۰,۰۸۸۹	۰,۰۰۶۱	۰,۰۰۴۴	۰,۰۴۴۳	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۹۶
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۰,۰۹۹۲	۰,۰۰۴۲	۰,۰۰۴۶	۰,۰۴۴۲	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۹۶
روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند	توزیع نرمال	تابع زیان صفر و یک	۰,۱۸۱۷	۰,۰۸۶۷	۰,۱۳۷۲	۰,۰۸۸۴	۰,۱۱۴۳	۰,۰۹۴۵
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۰,۲۶۴۹	۰,۱۶۹۹	۰,۱۸۳۴	۰,۱۳۴۷	۰,۱۳۴۹	۰,۱۱۵۱
	توزیع تی‌استودنت	تابع زیان صفر و یک	۰,۱۸۱۷	۰,۰۸۶۷	۰,۱۱۸۲	۰,۰۶۹۵	۰,۰۲۶۳	۰,۰۰۶۵
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۰,۲۶۰۰	۰,۱۶۵۰	۰,۱۴۷۴	۰,۰۹۸۷	۰,۰۲۷۶	۰,۰۰۷۸

www.SID.ir

Arshive of SID

جدول۴- رتبه مدل‌های پیش بینی برای شاخص بانک

نوع مدل پیش بینی	نوع توزیع	نوع آزمون پس‌آزمایی	سطوح اطمینان						رتبه نهایی
			٪۹۵		٪۹۷,۵		٪۹۹		
			رتبه	میانگین رتبه	رتبه	میانگین رتبه	رتبه	میانگین رتبه	
روش کلاسیک	توزیع نرمال	تابع زیان صفر و یک	۲	۱,۵	۲	۲	۱	۱	۲
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۱		۲		۱		
	توزیع تی‌استودنت	تابع زیان صفر و یک	۲	۲	۲	۲	۲	۲	
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۲		۲		۲		
روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته	توزیع نرمال	تابع زیان صفر و یک	۱	۱,۵	۱	۱	۱	۱	۱
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۲		۱		۱		
	توزیع تی‌استودنت	تابع زیان صفر و یک	۱	۱	۱	۱	۲	۲	
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۱		۱		۲		
روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند	توزیع نرمال	تابع زیان صفر و یک	۳	۳	۳	۳	۲	۲	۳
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۳		۳		۲		
	توزیع تی‌استودنت	تابع زیان صفر و یک	۳	۳	۳	۳	۱	۱	
		تابع زیان بلانکو و ایهل	۳		۳		۱		

۶- نتیجه‌گیری و بحث

ارزش در معرض ریسک به دلیل آن‌که بر روی دنباله‌های توزیع تمرکز دارد به عنوان معیاری برای اندازه گیری ریسک با رویکرد رو به پایین(ریسک نامطلوب) مطرح شده است که می‌توان از آن برای توزیع‌های نامتقارن هم استفاده نمود. هدف از این سنجه هشدار به سرمایه‌گذاران در مورد حداکثر زیان بالقوه و احتمالی است که می‌تواند در مدت زمان معین اتفاق بی‌افتد. امروزه ارزش در معرض ریسک به عنوان یکی از مهم ترین ارکان اندازه‌گیری میزان ریسک و نیز تعیین مقدار سرمایه مورد نیاز محسوب می‌شود. در مطالعات گذشته همواره برای پیش بینی دوره‌های آتی ارزش در معرض ریسک از روش کلاسیک استفاده شده است. اما باید به این نکته توجه نمود که هرچه تصریح مدل‌های پیش بینی ارزش در معرض ریسک برای دوره‌های آتی دقیق‌تر باشد به تبع آن پیش بینی دقیق‌تری از سنجه ارزش در معرض ریسک حاصل می‌گردد. تصریح مدل‌ها در گرو توجه به ویژگی‌های داده‌های سری زمانی می‌باشد. استفاده از مدل‌های سری زمانی دو حسن مهم دارد. نخست آن‌که در شناسایی ارتباط بین سری‌ها بسیار مؤثر بوده و علاوه برآن استفاده از روش‌های سری زمانی در مواقعی که مقادیر گذشته یک سری بر سری دیگر تأثیرگذار باشند،

www.SID.ir

Arshive of SID

دقت پیش بینی را به‌شدت افزایش خواهد داد(تسای،۲۰۰۲). به همین دلیل در این مقاله از مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی تعدیل یافته با رویکرد یک گام به جلو برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک استفاده گشت. با توجه به جداول (۳) و (۴) می‌توان دریافت که روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته در توزیع نرمال با سطح اطمینان ۹۷,۵٪ و ۹۹٪ در توزیع تی‌استودنت با سطوح ۹۵٪و ۹۷,۵٪ از روش کلاسیک عملکرد بهتر و در دو توزیع نرمال سطح اطمینان ۹۵٪ و نیز در توزیع تی‌استودنت با سطح ۹۹٪ عملکردی برابر داشته است. بنابراین درمجموع برتری روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته به نسبت روش کلاسیک با آزمون‌های پس‌آزمایی تابع زیان صفر و یک و تابع زیان بلانکو و ایهل تایید شده است.

فهرست منابع

* ادبی فیروزجایی باقر، مهرآرا محسن، محمدی شاپور. پیش‌بینی و ارزیابی ارزش در معرض ریسک یک گام به جلو بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش شبیه‌سازی زنجیره مارکف مونت کارلو. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. ۱۳۹۵. ۲۶: ۱۰۱-۱۲۲.
* بکی حسکوئی مرتضی، خواجوند فاطمه. پیش بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت با استفاده از مدل‌های گارچ و مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. ۱۳۹۴. ۷: ۸۵-۱۰۸.
* عبد تبریزی حسین، رادپور میثم. اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار: رویکرد ارزش در معرض ریسک. چاپ اول. تهران: انتشارات آگاه؛ ۱۳۸۸.
* راعی رضا، تلنگی احمد. مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته. چاپ اول. تهران: سازمان سمت؛ ۱۳۸۳.
* Alexander, C. (1999). Risk Management and Analysis, Volume 1: Measuring and Modeling Financial Risk. JohnWileyandSons, NewYork, NY.
* Blanco, C., & Ihle, G. (1999). How good is your VaR? Using backtesting to assess system performance. Financial Engineering News, 11, 1-2.
* Christoffersen, P. F. (1998). Evaluating interval forecasts. International economic review, 841-862.
* Christopher, L. C. (2001). The Risk Management Process.10. Charles Tapiero.2004.Risk.
* Croux, C., Gelper, S., & Mahieu, K. (2011). Robust control charts for time series data. Expert Systems with Applications, 38(11), 13810-13815.
* Degiannakis, S., & Potamia, A. (2017). Multiple-days-ahead value-at-risk and expected shortfall forecasting for stock indices, commodities and exchange rates: Inter-day versus intra-day data. International Review of Financial Analysis, 49, 176-190.
* Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 987-1007.
* Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. International Review of Financial Analysis, 20(3), 152-164.

www.SID.ir

Arshive of SID

* Gelper, S., Schettlinger, K., Croux, C., Gather, U., 2009. Robust online scale estimation in time series: A regression-free approach. Journal of Statistical Planning and Inference 139, 335-339.
* Gelper, S., Fried, R. and Croux, C. (2010), Robust forecasting with exponential and Holt–Winters smoothing. J. Forecast., 29: 285–300. doi: 10.1002/for.1125.
* Giot, P., & Laurent, S. (2004). Modelling daily value-at-risk using realized volatility and ARCH type models. journal of Empirical Finance, 11(3), 379-398.
* Giot, P., & Laurent, S. (2003). Value-at-risk for long and short trading positions. Journal of Applied Econometrics, 18(6), 641-663.
* Holton, G. A. (2003). Value-at-risk: theory and practice (Vol. 2). New York: Academic Press, 16-17.
* Hyndman, R., Koehler, A. B., Ord, J. K., & Snyder, R. D. (2008). Forecasting with exponential smoothing: the state space approach. Springer Science & Business Media.
* Kupiec, P. H. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. The J. of Derivatives, 3(2).
* Kovářík M, Sarga L and Klímek P. (2015). Usage of control charts for time series analysis in financial management. Journal of Business Economics and Management 16: 138-158.
* Lin, B. H., & Yeh, S. K. (2000). On the distribution and conditional heteroscedasticity in Taiwan stock prices. Journal of Multinational Financial Management, 10(3), 367-395.
* Lopez, J. A. (1999). Methods for evaluating value-at-risk estimates. Economic review, 2, 3-17.
* Makridakis, S., Wheelwright, S. C., & Hyndman, F. (1998). Methods and applications, Third edition.
* Mabrouk, S. (2016). Forecasting daily conditional volatility and h-step-ahead short and long Value-at-Risk accuracy: Evidence from financial data. The Journal of Finance and Data Science, 2(2): 136-151.
* Mohamed, A. (2005). Would student's t-GARCH improve VaR estimates.
* Nunkesser, R., Fried, R., Schettlinger, K., Gather, U. (2009). Online analysis of time series by the qn estimator. Computational Statistics and Data Analysis 53,2354-2362.
* Pelinescu, E., & Acatrinei, M. (2014). Modelling the high frequency exchange rate in Romania with FIGARCH. Procedia Economics and Finance, 15, 1724-1731
* Polasek,W and Pojarliev,M (2000),VaR Estimations Based on Volatility forecasts of GARCH Models.
* Su, J. B. (2015). Value-at-risk estimates of the stock indices in developed and emerging markets including the spillover effects of currency market. Economic Modelling, 46, 204-224.
* Tratar, L. F., Mojškerc, B., & Toman, A. (2016). Demand forecasting with four-parameter exponential smoothing. International Journal of Production Economics, 181, 162-173.
* Tsay, R. S. (2002). Analysis of Financial Time Series. Financial Econometrics, A Wiley-Interscience Publication.
* Winters, P. R. (1960). Forecasting sales by exponentially weighted moving averages. Management Science, 6(3), 324-342

www.SID.ir