



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

احسان محمدیان امیری^۱

سید بابک ابراهیمی^۲

مریم نژادافراسیابی^۳

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۳/۱۹

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۱/۳۱

چکیده

پیش‌بینی ریسک برای دوره‌های آتی، نقش به‌سزایی 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 مهم‌ترین مسائلی که سرمایه‌گذار با آن مواجه می‌شود پیش‌بینی ریسک برای دوره‌های آتی می‌باشد. اهمیت این مقوله باعث آن گردید که در این مقاله به پیش‌بینی 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. عموماً برای پیش‌بینی 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 پیش‌بینی دقیق‌تر 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: پیش‌بینی 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 نصیرالدین طوسی، تهران، ایران

۲- استادیار و عضو هیئت علمی دانشکده مهندسی صنایع، گروه مهندسی مالی، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی تهران،

ایران (نویسنده مسئول) B_brahimimi@kntu.ac.ir

۳- دانشجوی کارشناسی‌ارشد مهندسی صنایع، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی تهران، ایران

۱- مقدمه

نهادهای مالی برای دست یافتن به راهبردها و استراتژیهای 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 طوری که امروزه سنجش‌های ریسک با عبارت ارزش در معرض ریسک معادل گشته است (هلتون، ۲۰۰۴). دلیل این محبوبیت، کمی کردن زبان‌های بالقوه طی یک افق زمانی و سطح اطمینان معین است. این سنجش یکی از کلیدی ترین شاخص‌های اندازه‌گیری ریسک می‌باشد که تحلیل‌گران مالی از آن استفاده‌های متعددی مانند یافتن پرتفوی‌های کارا تر با استفاده از روش‌های مختلف پیش بینی نوسانات بازده می‌نمایند (محمد، ۲۰۰۵). لازم به ذکر 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، EGARCH، GARCH و TGARCH برآورد کرده و به این نکته دست یافتند که مدل GARCH عملکرد 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 دقیق‌تری از ارزش در معرض ریسک می‌دهد. تحقیقاتی که

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 به شدت هم‌انباشته است. سو و بین (۲۰۱۵) به برآورد ارزش در معرض ریسک برای هفت شاخص سهام در بازارهای توسعه یافته و در حال ظهور با استفاده از روش‌های EGARCH با توزیع تی استودنت 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 دو حالت 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^۱ 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 خواهد بود، 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 مونت کارلو 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 (EURO-، YEN-USD، GBP-USD)

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 هموارسازی 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 (CAD/USD، GBP/USDEUR/USD) و مقایسه بین داده‌های برون روزی^۵ و داده‌های درون روزی^۶ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در پیش بینی ۱۰ گام به جلو و ۲۰ گام به جلوی داده‌های برون روزی پیش بینی به نسبت دقیق تری از داده‌های درون روزی ارائه می‌دهد. با توجه به تحقیقات صورت گرفته می‌توان به این نکته دست یافت که مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی خصوصاً 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:

$$\Pr\{P_0 - P_1 \geq VaR\} \leq \alpha \quad (1)$$

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:

$$VaR = P_0 - F_p^{-1}(\alpha) \quad (2)$$

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

$$P(R_t \leq VaR_t(\alpha, k)) = 1 - \alpha \quad (3)$$

۲-۱-۱- مدل‌های پیش‌بینی 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) به صورت زیر نشان داده می‌شود:

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

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

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

$\alpha_i > 0 \quad 1 \leq i \leq q$

ب) مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته^۹

حالت تعمیم یافته از مدل‌های آرچ را با گارچ نشان می‌دهند. رایج‌ترین نسخه از مدل فوق در کاربرد مالی گارچ (۱ و ۱) است. این مدل به صورت زیر می‌تواند نوشته شود:

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

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

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

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 پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک برای دوره‌های آتی

الف) روش کلاسیک

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

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

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 هر سال 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 به ذکر است که این مدل محروم از پیش بینی برای چندگام به جلو می‌باشد (مکریداکیس و همکاران، ۱۹۹۸).

$$\hat{Y}_{t+1} = \hat{Y}_t + \lambda \cdot (Y_{t+1} - \hat{Y}_t) \quad (9)$$

که در آن:

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

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

$$Y_{t+1}: \text{مقدار واقعی دوره } t+1$$

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).

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda_1 \cdot Y_t + (1 - \lambda_1)(\hat{Y}_t + F_t) \quad (10) \text{ معادله‌ی سطح}$$

$$F_{t+1} = \lambda_2 \cdot (Y_{t+1} - Y_t) + (1 - \lambda_2) \cdot F_t \quad (11) \text{ معادله‌ی روند}$$

$$\hat{Y}_{t+h|t} = \hat{Y}_t + hF_t \quad (12) \text{ معادله‌ی پیش بینی}$$

که در آن:

$$F_{t+1}: \text{شاخص هموارسازی در زمان } t+1$$

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

$$Y_{t+1}: \text{مقدار واقعی در زمان } t+1$$

λ_1 و λ_2 : ضرایب هموارسازی

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).

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

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

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

لازم به ذکر است استفاده از مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی مستلزم تعیین ضریب هموارسازی می‌باشد 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 هموارسازی 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 منجر به پیش‌بینی‌های با ثبات‌تر (نه لزوماً دقیق‌تر) می‌شود. بنابراین ضریب هموارسازی، بین ۰ و ۱ در نظر گرفته می‌شود و مقدار بهینه آن از رابطه زیر به دست می‌آید (کروکس و همکاران، ۲۰۱۱).

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

۳- روش‌شناسی پژوهش

داده‌های مورد استفاده این مقاله با تعداد نمونه ۱۲۰۳ از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا انتهای سال ۱۳۹۴ 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 پیش‌بینی 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

آزمون‌های پس‌آزمایی مبتنی بر تابع زیان که متشکل از آزمون اولین تابع زیان لویز و تابع زیان بلانکو و ایهل می‌باشد، پرداخته شده است. در ادامه 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 بر پایه 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 در نظر گرفته شود در این صورت تعداد کل خطاها از یک توزیع دو جمله‌ای $B(v, a)$ پیروی می‌کند که در آن v تعداد نمونه و a سطح پوشش است و آزمون فرض آن به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \hat{\alpha} = \alpha \\ H_1: \hat{\alpha} \neq \alpha \end{cases} \quad (17)$$

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:

$$LR_{POF} = 2Ln \left[\frac{\hat{\alpha}^{v_0} (1 - \hat{\alpha})^{v - v_0}}{\alpha^{v_0} (1 - \alpha)^{v - v_0}} \right] \quad (18)$$

آماره LR_{POF} دارای توزیع کای دو 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 در آن 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:

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{00} & \pi_{01} \\ \pi_{10} & \pi_{11} \end{bmatrix} \quad (19)$$

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

$$\pi_{01} = \frac{V_{01}}{V_{01} + V_{00}} \quad \pi_{11} = \frac{V_{11}}{V_{10} + V_{11}} \quad \pi_{00} = 1 - \pi_{01} \quad \pi_{10} = 1 - \pi_{11} \quad (20)$$

در آن 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:

$$LR_{ind} = 2Ln \left[\frac{(1 - \pi_{01})^{V_{00}} \pi_{01}^{V_{01}} (1 - \pi_{11})^{V_{10}} \pi_{11}^{V_{11}}}{\hat{\alpha}^{V_0} (1 - \hat{\alpha})^{V - V_0}} \right] \quad (21)$$

فرضیه‌ی صفر، استقلال زنجیره‌ای را در برابر فرضیه‌ی وابستگی مرتبه‌ی اول مارکوف آزمون می‌کند و آماره مذکور دارای توزیع کای دو با درجه آزادی یک می‌باشد، لذا در صورتی که 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 لویز^{۱۵}

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

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{if } L_t > VaR_t \\ 0 & \text{if } L_t < VaR_t \end{cases} \quad (22)$$

۴-۳- 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 به ذکر است مدل معیار مدلی است که تعداد تخطی‌های آن برابر با تعداد تخطی‌های مورد انتظار باشد (بلانکو و ایهل، ۱۹۹۸).

$$C_t = \begin{cases} \frac{(L_t - VaR_t)}{VaR_t} & \text{if } L_t > VaR_t \\ 0 & \text{if } L_t < VaR_t \end{cases} \quad (23)$$

۴- پرسش‌های پژوهشی

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

(۱) آیا می‌توان روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته را به عنوان یک روش جدید برای پیش بینی ارزش در معرض 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:

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

α عددی حقیقی و ε_t جزء خطای تصادفی است. در رابطه‌ی فوق چنانچه $|\alpha| < 1$ باشد، سری زمانی Y_t مانا است اما در صورتی که $|\alpha| = 1$ باشد، سری زمانی دارای ریشه واحد بوده و نامانا است. آزمون دیکی فولر 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 اخلاص ندارد. نتایج هر دو آزمون در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱- آزمون مانایی داده‌های شاخص بانک

آزمون	مقدار آماره	مقدار P-Value	نتیجه
دیکی فولر 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. همچنین 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 تأیید قرار گیرد. جدول (۲) وجود اثر آرچ داده‌ها را تأیید می‌نماید.

جدول ۲- نتایج آزمون اثر آرچ

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

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

تاکنون برای پیش‌بینی 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 پیش‌بینی 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 پیش‌بینی 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 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 پیش‌بینی برای شاخص بانک

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

جدول ۴- رتبه مدل های پیش بینی برای شاخص بانک

رتبه نهایی	سطوح اطمینان						نوع آزمون پس آزمایی	نوع توزیع	نوع مدل پیش بینی
	%۹۹		%۹۷,۵		%۹۵				
	میانگین رتبه	رتبه	میانگین رتبه	رتبه	میانگین رتبه	رتبه			
۲	۱	۱	۲	۲	۱,۵	۲	تابع زیان صفر و یک	توزیع نرمال	روش کلاسیک
		۱		۲		۱			
	۲	۲	۲	۲	۲	۲	تابع زیان صفر و یک	توزیع تی استودنت	
		۲		۲		۲			
۱	۱	۱	۱	۱	۱,۵	۱	تابع زیان صفر و یک	توزیع نرمال	روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته
		۱		۱		۱			
	۲	۲	۱	۱	۱	۱	تابع زیان صفر و یک	توزیع تی استودنت	
		۲		۱		۱			
۳	۲	۲	۳	۳	۳	۳	تابع زیان صفر و یک	توزیع نرمال	روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند
		۲		۳		۳			
	۱	۱	۳	۳	۳	۳	تابع زیان صفر و یک	توزیع تی استودنت	
		۱		۳		۳			

۶- نتیجه گیری و بحث

ارزش در معرض ریسک به دلیل آن که بر روی دنباله های توزیع تمرکز دارد به عنوان معیاری برای اندازه گیری ریسک با رویکرد رو به پایین (ریسک نامطلوب) مطرح شده است که می توان از آن برای توزیع های نامتقارن هم استفاده نمود. هدف از این سنجه هشدار به سرمایه گذاران در مورد حداکثر زیان بالقوه و احتمالی است که می تواند در مدت زمان معین اتفاق بی افتد. امروزه ارزش در معرض ریسک به عنوان یکی از مهم ترین ارکان اندازه گیری میزان ریسک و نیز تعیین مقدار سرمایه مورد نیاز محسوب می شود. در مطالعات گذشته همواره برای پیش بینی دوره های آتی ارزش در معرض ریسک از روش کلاسیک استفاده شده است. اما باید به این نکته توجه نمود که هرچه تصریح مدل های پیش بینی ارزش در معرض ریسک برای دوره های آتی دقیق تر باشد به تبع آن پیش بینی دقیق تری از سنجه ارزش در معرض ریسک حاصل می گردد. تصریح مدل ها در گرو توجه به ویژگی های داده های سری زمانی می باشد. استفاده از مدل های سری زمانی دو حسن مهم دارد. نخست آن که در شناسایی ارتباط بین سری ها بسیار مؤثر بوده و علاوه بر آن استفاده از روش های سری زمانی در مواقعی که مقادیر گذشته یک سری بر سری دیگر تأثیرگذار باشند،

دقت پیش بینی را به شدت افزایش خواهد داد (تسای، ۲۰۰۲). به همین دلیل در این مقاله از مدل های 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) می توان دریافت که روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته در توزیع نرمال با سطح اطمینان ۹۷٫۵٪ و ۹۹٪ در توزیع تی استودنت با سطوح ۹۵٪ و ۹۷٫۵٪ از روش کلاسیک عملکرد بهتر و در دو توزیع نرمال سطح اطمینان ۹۵٪ و نیز در توزیع تی استودنت با سطح ۹۹٪ عملکردی برابر داشته است. بنابراین در مجموع برتری روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته به نسبت روش کلاسیک با آزمون های پس آزمایی تابع زبان صفر و یک و تابع زیان بلانکو و ایپل تایید شده است.

فهرست منابع

- * ادبی فیروزجایی باقر، مهرآرا محسن، محمدی شاپور. پیش بینی و ارزیابی ارزش در معرض ریسک یک گام به جلو بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش شبیه سازی زنجیره مارکف مونت کارلو. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. ۱۳۹۵. ۲۶: ۱۰۱-۱۲۲.
- * بکی حسکونی مرتضی، خواجهوند فاطمه. پیش بینی نوسانات بازارهای آتی های نفت با استفاده از مدل های گارچ و مدل های تغییر رژیم مارکوف گارچ. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. ۱۳۹۴. ۷: ۸۵-۱۰۸.
- * عبد تبریزی حسین، رادپور میثم. اندازه گیری 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. John Wiley and Sons, New York, 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.

- * 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).
- * Kovářik M, Sarga L and Klímeck 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