فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال شانزدهم، شماره ۴۷، تابستان ۱۳۹۰، صفحات ۷۳-۵۳

ارزش‌گذاری برآورد VaR بر اساس مدل‌های خانواده ARCH (مطالعه موضوعی برای بازار اوراق بهادار تهران)

دکتر ناصر خیابانی* و مریم ساروقی**

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۰/۶ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۰

در این پژوهش، با استفاده از مدل‌های خانواده ARCH و روش شبیه‌سازی دورانی، الگوهای مناسب برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR) را برای داده‌های شاخص روزانه بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۷۷-۱۳۸۶ مورد بررسی قرار می‌دهیم. مقایسه دقت پیش‌بینی الگوهای انتخابی پس از ۱۰۰۰ بار شبیه‌سازی خارج از نمونه، با استفاده از دو آزمون پوشش شرطی و پوشش غیرشرطی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد در بین برآوردکنندگان VaR، الگوی GARCH، با توزیع t-student، از توانمندی مناسب‌تری در مقایسه با الگوهای هم‌خانواده دیگر مانند TGARCH و EGARCH در برآورد ریسک یک روز آینده بورس اوراق بهادار تهران، برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: ارزش در معرض ریسک (VaR)، برآورد GARCH، روش پارامتریک، آزمون بازخورد.

طبقه‌بندی JEL: G32، C15، C13، C53، C52.

۱. مقدمه

تمام فعالیت‌های تجاری، سرمایه‌گذاری و مالی همراه با ریسک هستند؛ به این مفهوم که، معمولاً آنها در فضای احتمالی قرار دارند و بیش از یک انتخاب برای تصمیمات افراد در این بازارها وجود دارد؛ بنابراین شرکت‌کنندگان و قانون‌گذاران بازار به مدل‌هایی برای اندازه‌گیری، مدیریت و مهار ریسک نیاز دارند. یکی از اساسی‌ترین ریسک‌هایی که مؤسسات مالی با آن روبه‌رو هستند،

* عضو هیأت علمی مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی n.khiabani@imps.ac.ir
** کارشناسی عالی اعتباری بانک اقتصاد نوین

ریسک بازار است که از نوسانات قیمت دارایی‌ها در بازار حاصل‌شده و باعث تغییر در ارزش پورتفوی دارایی‌های مؤسسات مالی می‌شود.

ارزش در معرض ریسک[1] (VaR) یکی از مهم‌ترین معیارهای اندازه‌گیری ریسک بازار است. از زمانی که گروه مدیریت ریسک جی.پی مورگان مدل ریسک متریک را برای اندازه‌گیری VaR در سال ۱۹۹۴ توسعه داد، ریسک متریک‌ها یک محک اصلی برای اندازه‌گیری مدیریت ریسک محسوب می‌شوند[2]. به بیان دیگر، ارزش در معرض ریسک بیشترین زیانی است که انتظار داریم پورتفوی مورد نظر، در یک افق زمانی تعیین‌شده (یک روزه، یک هفته و یا یک ماه) و در سطح اطمینان معین، داشته باشد. برای محاسبه این معیار می‌توان از روش‌های پارامتریک، غیرپارامتریک یا شبیه‌سازی استفاده کرد. در محاسبه ارزش در معرض ریسک به روش پارامتریک، تعیین تابع توزیع بازده دارایی (بازده پورتفوی) و سپس پیش‌بینی نوسانات بازده دارایی (بازده پورتفوی)، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. اما چالش اساسی در محاسبه VaR انتخاب روشی است که بتواند دقیق‌ترین VaR را برای ریسک بازده دارایی محاسبه نماید. در این رابطه به‌رغم رشد تکنیک‌های اقتصادسنجی در زمینه پیش‌بینی بازده در بازارهای مالی، میزان قدرت پیش‌بینی هریک از آنها در اندازه‌گیری VaR از پرسش‌های اساسی است که در حیطه اقتصادسنجی مطالعات گسترده‌ای را به خود اختصاص داده است. در این حیطه، استفاده از شبیه‌سازی برای سنجش قدرت الگوها در پیش‌بینی بازده و اندازه‌گیری VaR از تکنیک‌های متعارفی است که در آزمایشگاه اقتصادسنجی و آمار به فراوانی به‌کار گرفته می‌شود.

در سال‌های اخیر شواهد و نتایج مطالعات متعدد دلالت بر این داشته‌است که الگوهای خانواده ARCH درخصوص اندازه‌گیری ریسک بازار از توانمندی لازم برخوردار بوده و برازش واقع بینانه‌تری را از توزیع بازارهای مالی ارائه می‌دهند.

در این راستا سعی داریم تا با استفاده از شبیه‌سازی پارامتریک قدرت سنجش پیش‌بینی الگوهای TGARCH، EGARCH، GARCH و ARCH و به دنبال آن قدرت اندازه‌گیری هریک از آنها را در محاسبه ارزش در معرض ریسک در بازار بورس اقتصاد ایران مورد شبیه‌سازی و قدرت پیش‌بینی آنها را بر اساس جدیدترین آماره‌های قدرت برازش یعنی آماره شرطی غیر پوششی، کوپیک (۱۹۹۵) و آماره شرطی پوششی، کریستوفرسن (۱۹۹۸) مورد بررسی قرار دهیم.

1. Value-at-Risk
2. K.P.So and L.H.Yu, (2006), p. 181

گفتنی است مطالعات قبلی انجام‌شده در ایران مشیری و مروت (۱۳۸۵)، سینایی و مرتضوی (۱۳۸۴)، عرفانی (۱۳۸۷) تنها با استفاده از الگوهای ARIMA، ARFIMA، GARCH و شبکه عصبی (ANN) به پیش‌بینی بازار سهام ایران پرداخته و قدرت پیش‌بینی خارج از نمونه آنها را با معیارهای متعارف قدرت برازش، مورد مقایسه قرار داده‌اند و یا به بررسی احتمال وجود حافظه بلندمدت شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران اکتفا کرده و به صورت آزمایشگاهی به شبیه‌سازی قدرت پیش‌بینی الگوها، محاسبه VaR و آزمون‌های بررسی درستی آنها نپرداخته‌اند. مطالعاتی که در زمینه VaR در این بازار صورت گرفته به کاظمی(۱۳۸۵) برمی‌گردد که تنها از یک مدل پیش‌بینی واریانس شرطی استفاده‌کرده و مقایسه‌ای میان مدل‌های این خانواده انجام نداده است. شاهمرادی و زنگنه (۱۳۸۷) با استفاده از چهار مدل از نوع مدل‌های GARCH ارزش در معرض خطر را برای ۵ شاخص اصلی بورس اوراق بهادار تهران برآورد کرده‌اند و نتیجه بررسی آنها نشان‌می‌دهد که شاخص‌های قیمت و بازده نقدی، صنعت و ۵۰ شرکت فعال‌تر، نسبت به شاخص‌های دیگر ارزش در معرض خطر کمتری دارند.

دوره زمانی این پژوهش از اول آذر ماه ۱۳۷۷ تا بیستم اسفند ماه ۱۳۸۶ بوده که رفتارهای پیش‌بینی کننده نوسانات الگوهای TGARCH، EGARCH، GARCH و ARCH با فرض امکان وجود توزیع غیرنرمال برای توزیع بازده، مورد شبیه‌سازی قرار داده‌ایم. روش شبیه‌سازی هماهنگ با مطالعات اخیر به روش دورانی[1] بوده، که امکان مقایسه الگو را با انجام ۱۰۰۰ بار شبیه‌سازی خارج نمونه[2] امکان‌پذیر می‌سازد. در نهایت، با استفاده از آزمون‌های آماری مناسب که به آزمون بازخورد معروف[3] است، صحت پیش‌بینی‌های به‌دست‌آمده در محاسبه VaR را برای هریک از مدل‌ها مورد ارزیابی قرار می‌دهیم.

بدین منظور در بخش نخست، پیشینه پژوهش‌های انجام‌شده در این زمینه را ارائه کرده و در بخش دوم مفهوم ارزش در معرض ریسک، روش واریانس-کواریانس و مدل‌های TGARCH، EGARCH، GARCH و ARCH را معرفی می‌کنیم. در بخش سوم به معرفی دو آزمون بازخورد پوشش غیرشرطی[4] (کوپیک) و پوشش شرطی[5] (کریستوفرسون) می‌پردازیم. بخش چهارم به معرفی داده‌های مورد مطالعه اختصاص دارد و بخش پنجم به ارائه مدل‌های متناسب با

1. Rolling
2. Out of Sample
3. Back Testing
4. Conditional Coverage
5. Unconditional Coverage

ساختار بازار مورد بررسی، شبیه‌سازی ارزش در معرض ریسک به روش پارامتریک، تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل‌های VaR و آزمون صحت آماری مدل‌ها بر اساس نتایج به‌دست آمده، می‌پردازیم. در بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری می‌پردازیم.

۲. پیشینه پژوهش

در بسیاری از کاربردهای سنتی VaR، فرض می‌شد که بازده دارایی‌ها دارای توزیع نرمال است، در حالی‌که شواهد زیادی دلالت بر این نکته دارند که توزیع بازده دارایی‌های مالی دارای کشیدگی زیاد[1] و چوله بوده و عدم توجه به‌این نکته باعث می‌شود که برآوردهای VaR بیشتر یا کمتر از مقدار واقعی برآورد شوند. ونکترمن[2] (۱۹۹۷) و زنگری[3] (۱۹۹۶) استفاده از ترکیبی از توزیع‌های نرمال[4] را پیشنهاد کردند، که دارای دنباله فربه بوده و توانایی در نظرگرفتن وقایع حدی را دارند. گیوت[5] و لورنت[6] (۲۰۰۳) ارزش در معرض ریسک روزانه را با فرض توزیع skewed Student برای شاخص‌های سهام برآورد کردند، آنها خاطر نشان کردند که در این شرایط برآورد نسبت به زمانی که از توزیع متقارن استفاده می‌شود، بهتر است؛ زیرا که توزیع‌های نامتقارن به توزیع واقعی بازارهای مالی نزدیک‌تر است.

انجلیدیس, بنوس و دجیناکی (۲۰۰۴) مقدار VaR را با فرض توزیع‌های متفاوت برای پنج شاخص سهام (S&P500, DAX30, CAC40, NIKKEI225 & FTSE100) محاسبه کردند و به این نتیجه رسیدند که مدل EGARCH برای واریانس شرطی و توزیع t-student برای بازده روزانه، به‌طور مناسب‌تری مقدار VaR را برآورد می‌کند[7].

لیی، هونگ و لیوی (۲۰۰۷) مقدار VaR را برای قیمت‌های روزانه چند کالای انرژی[8]، محاسبه کردند. آنها با استفاده از سه توزیع نرمال، t-student و HT و انتخاب مدل GARCH برای پیش‌بینی واریانس شرطی، مقدار VaR را برای روز آینده پیش‌بینی کرده و صحت و کارایی سه مدل را مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیدند که مدل GARCH-HT در سطح

1. Excess Kurtosis
2. Venkatarman
3. Zangari
4. Mixture of Normal Distributions
5. Giot
6. Laurent
7. Angelidis; Benos and Degiannakis, (2004), p. 106
8. Energy Commodities

اطمینان بالا، بسیار کاراتر از دو مدل دیگر است.[1] در برآورد نوسانات قیمت (بازده پورتفوی) و پیش‌بینی آنها به دلیل اینکه نوسانات در طول زمان ثابت نبوده و با گذشت زمان تغییر می‌کند، مدل‌های ARCH بسیار با اهمیت هستند. مطالعات انجام‌شده در این زمینه مانند: اکگیرای[2] (۱۹۸۹)اسچوورت و پاگان[3] (۱۹۹۰) اندرسنو بولرسلو[4] (۱۹۹۷) نوسانات را به وسیله مدل‌های متفاوت سری‌های زمانی پیش‌بینی کرده و صحت پیش‌بینی را با استفاده از میانگین مربع خطای پیش‌بینی اندازه‌گیری کردند. نتایج به‌دست آمده از این پژوهش‌ها نشان می‌داد که مدل‌های خانواده ARCH نسبت به مدل‌های سری زمانی دیگر، پیش‌بینی بهتری از نوسانات ارائه می‌دهند.

در ایران نیز، مشیری و مروت (۱۳۸۵) با استفاده از شاخص روزانه و هفتگی سهام تهران در دوره ۱۳۷۷-۱۳۸۲ مدل‌های پیش بینی ARIMA، ARFIMA، GARCH و شبکه‌عصبی (ANN) را برآورد کرده و با استفاده از معیارهای پیش‌بینی مانند RMSE، U-Thiel و MAE نتیجه گرفتند که مدل ANN در پیش‌بینی شاخص روزانه و هفتگی عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد؛ اما مقایسه آماری دقت پیش‌بینی مدل‌های مختلف با استفاده از آماره دیبلد-ماریانو، تفاوت معناداری بین دقت پیش‌بینی این مدل‌ها را نشان نمی‌دهد. عرفانی (۱۳۸۷) با استفاده از داده‌های روزانه دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۶ به بررسی حافظه بلند بودن شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداخته و حافظه بلندمدت را با استفاده از سه روش دامنه استانداردشده(R/S)، دامنه استانداردشده تغییریافته (MRS) و روش نوسانات روندزدایی شده (DFA) بررسی کرده که در هر سه روش حافظه بلندبودن سری مورد بررسی، تایید شده است. شاهمرادی و زنگنه (۱۳۸۷) با استفاده از چهار مدل از نوع مدل‌های GARCH ارزش در معرض خطر را برای ۵ شاخص عمدهٔ بورس اوراق بهادار تهران که واریانس ناهمسانی شرطی در آنها مشاهده می‌شود، برآورد کرده‌اند. با توجه به این که پهن‌بودن دنبالهٔ توزیع احتمال داده‌ها در مورد شاخص‌های مورد بررسی تأیید می‌شود، فرض توزیع t نیز برآورد می‌شود. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که این گروه مدل‌ها رفتار میانگین و واریانس داده‌ها را به نحوه مطلوبی توضیح می‌دهند و فرض توزیع t بهبودی در نتایج برآوردها ایجاد نمی‌کند. در برآورد ارزش در معرض خطر، نتایج به دست آمده بیانگر اهمیت توجه به پهن‌بودن دنباله توزیع داده‌هاست؛ ضمن این که مدل ریسک‌سنجی حساسیت

---

1. Hung,Lee and Liu, (2007)
2. Akgiray
3. Pagan, and Schwert
4. Andersen and Bollerslev

کمتری نسبت به نوع تابع توزیع احتمال دارد. در مجموع، نشان دادند شاخص‌های قیمت و بازده نقدی، صنعت و ۵۰ شرکت فعال‌تر، نسبت به شاخص‌های دیگر ارزش در معرض خطر کم‌تری دارند.

کاظمی (۱۳۸۵) در مقاله‌ای با معرفی مفهوم ارزش در معرض ریسک کاربرد آن در اندازه‌گیری ریسک بانک، نتایج تجربی به‌کارگیری مدل VaR را برای پیش‌بینی ریسک شاخص قیمت کل بازار بورس بررسی کرد؛ وی با استفاده از داده‌های شاخص روزانه بورس تهران در دوره ۱۳۸۰-۱۳۸۴ و مدل (۱,۱) GARCH -(۳,۳) ARMA و محاسبه ارزش در معرض خطر بر اساس دو رویکرد پارامتریک و غیرپارامتریک، چنین نتیجه‌گیری کرد که روش پارامتریک قدرت پیش‌بینی و انعطاف‌پذیری بیشتری در پیش‌بینی نوسان بازار دارد.

۳. ارزش در معرض ریسک

ارزش در معرض ریسک یک معیار سنجش آماری ساده و خلاصه برای زیان احتمالی پورتفوی ناشی از ریسک بازار است. منظور از ریسک بازار احتمال کاهش ارزش دارایی‌ها یا به‌طور کلی، ارزش پورتفوی دارایی به علت تغییرات نامطلوب قیمت‌ها یا نرخ‌های بازار است. این شاخص می‌تواند به عنوان تابعی از پیش‌بینی نوسانات تفسیر شود. بر اساس تعریف، ارزش در معرض ریسک برآورد (یا پیش‌بینی) بیشترین مقدار زیان احتمالی پورتفوی دارایی‌ها، در شرایط نرمال بازار در دوره زمانی مشخص و درسطح اطمینان معلوم است.

در حالت کلی، دارایی در معرض خطر می تواند از توزیع احتمال ارزش آینده پورتفوی(یا بازده پورتفوی) به‌دست آید. در سطح اطمینان معین C، امیدواریم که کمترین ارزش پورتفوی مورد نظر W^* باشد، به‌طوری که:

$$\mathrm{prob}(\mathrm{x} > \mathrm{w}^*) = c = \int_{W^*}^{\infty} f(w)dw$$

به بیان دیگر، احتمال اینکه ارزش پورتفوی کمتر از W^* شود، $۱-C$ است.

$$۱-c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw$$

تعریف ارائه شده در بالا برای ارزش پورتفوی با هر توزیعی، پیوسته یا گسسته، دنباله فربه یا باریک[1]، برقرار است[2]. روش واریانس-کواریانس یکی از روش‌های استاندارد برآورد ارزش در معرض ریسک است، که با مشخص کردن توزیع بازده دارایی و پیش‌بینی ماتریس واریانس-کواریانس مقدار پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک را برای یک دوره آینده به صورت زیر شناسایی می‌نماید:

$$VaR_{t+1|t} = F(\alpha).\hat{\sigma}_{t+1|t} + \mu_{t+1|t}$$

که در آن، $F(\alpha)$ صدک αام برای تابع توزیع، $\hat{\sigma}_{t+1|t}$ مجذور ماتریس واریانس-کواریانس بازده دارایی و $\mu_{t+1|t}$ میانگین شرطی بازده دارایی است[3]. مطابق نظریه‌های مالی، برای داده‌های روزانه مقدار آن صفر در نظر گرفته می‌شود. یعنی بجای اینکه انحراف معیار حول میانگین برآورد شود، انحراف معیار حول عدد صفر برآورد می‌شود.

با توجه به رابطه بالا واضح است که برآورد صحیح VaR به انتخاب مدل مناسب برای برآورد واریانس و تشخیص صحیح تابع توزیع بستگی دارد. به این مفهوم که برآورد VaR بستگی به چگونگی روش برآورد $\hat{\sigma}_{t+1|t}$ و انتخاب تابع توزیع دارد. روش‌های برآورد $\hat{\sigma}_{t+1|t}$ در قسمت‌های بعدی مورد مطالعه قرار می گیرد، ولی آنچه که بایستی در اینجا در رابطه با تابع توزیع مورد تأکید قرار گیرد، انتخاب تابع توزیع مناسب است. این مسأله از آن جهت اهمیت دارد که، انتخاب تابع توزیع مناسب در برآورد VaR به‌طور مستقیم بر کیفیت برآورد چارک‌های[4] مورد نیاز تأثیر می گذارد.[5]

در مطالعات اولیه فرض می‌شد که توزیع بازده دارایی‌ها نرمال است، اما مطالعات بعدی بر روی تغییرات بازده دارایی، توزیع نرمال را در مدل‌سازی توزیع بازده دارایی مناسب ندانسته و نشان می‌دهند که توزیع بازده دارایی‌های مالی دارای دنباله فربه است. همچنین، نقطه اوج توزیع بازده در مقایسه با آنچه توزیع نرمال پیش‌بینی می کند مرتفع‌تر و باریک‌تر است و در نتیجه

1. Fat-or Thin-Tail

۲. جوریون، (۱۹۹۶)

۳. انجولیداس، بینوس و دجیاناکیس، (۲۰۰۴)

4. Quintiles

۵. هانگ، لی و لو، (۲۰۰۷)

درصورت درنظر نگرفتن این ویژگی‌ها در انتخاب تابع توزیع، برآورد به‌دست آمده از VaR مقدار بیشتر یا کمتر از مقدار واقعی را نشان می‌دهد[۱].

توزیع t-student یکی از توزیع‌های متداول است که برای لحاظ‌کردن ویژگی دنباله فربه در توزیع بازده دارایی مالی به‌کار می‌رود. بولرسلو (۱۹۸۶) بیان‌کرد که استفاده از توزیع t-student به‌صورت یک توزیع شرطی برای مدل‌کردن GARCH مناسب‌تر است؛ زیرا این توزیع دنباله پهن‌تر و کشیدگی بیشتر را نسبت به توزیع نرمال نشان می‌دهد.

۳-۱. برآورد واریانس شرطی توزیع بازده

در روش‌های سنتی برای محاسبه واریانس شرطی ($\delta_t^{۲}$) از مدل‌های برآورد نوسانات مانند مدل میانگین متحرک ساده[۲] و مدل ریسک متریک (EWMA)[۳] استفاده می‌شود. پس از ارائه روش ARCH توسط انگل[۴] (۱۹۸۲) استفاده از روش‌های ARCH و مشتقات آن GARCH، EGARCH و TGARCH به دلیل توانمندی آنها در اندازه‌گیری ریسک، در بازارهای مالی بسیار عمومیت پیدا کرده است. با توجه به تأکید این پژوهش برای استفاده از روش‌های یادشده در تحلیل ریسک بازار بورس تهران، در زیر به‌طور خلاصه به بررسی چهار الگوی پیش‌گفته می‌پردازیم.

- الگوی ARCH

مدل ARCH که نخستین بار توسط انگل در سال ۱۹۸۲ مطرح شد، به‌صورت زیر بیان می‌شود:

یک فرآیند خودهمبسته (AR) از مرتبه p برای متغیر مشاهده‌شده y_t به شکل زیر است:

$$y_t = c + \Phi_{۱} y_{t-۱} + \Phi_{۲} y_{t-۲} + \ldots + \Phi_p y_{t-p} + u_t$$

در اینجا u_t یک فرایند نویز سفید[۵] بوده و این فرایند مشروط به برقراری مانایی کورایانس[۶] است. در حالی‌که میانگین شرطی y_t در طول زمان بر اساس رابطه زیر تغییر می‌کند:

۱. انجولیداس، بینوس و دجیاناکیس، (۲۰۰۴)

۲. الکساندر، (۱۹۹۸)

۳. مایک و یو، (۲۰۰۶) Exponentially Weighted Moving Average (EWMA)

4. Engle
5. White noise
6. Covariance-Stationary

$$\hat{E}(y_t|y_{t-1}, y_{t-2},...) = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_1 y_{t-2} + ... + \Phi_p y_{t-p}$$

میانگین غیرشرطی y_t به‌صورت مقابل است:

$$E(y_t) = c/(1 - \Phi_1 - \Phi_1 - ... - \Phi_p)$$

با اینکه واریانس غیرشرطی u_t در طول زمان مقدار ثابت δ^2 است، اما واریانس شرطی u_t در طول زمان متغیر است. در صورتی که واریانس در طول زمان تغییر کند، اعتبار و کارایی استنتاج‌های آماری صورت گرفته در مورد پارامترهای $c, \Phi_1, \Phi_1..\Phi_p$ که توضیح‌دهنده مقادیر متغیر y_t است، مورد تردید قرار می‌گیرد. در این شرایط یک روش، توصیف مجذور u_t به عنوان یک فرایند AR(p) است.

$$u^2{}_t = \xi + \alpha_1 u_{t-1}{}^2 + \alpha_2 u^2{}_{t-2} + ... + \alpha_m u^2{}_{t-m} + w_t$$

در اینجا w_t فرایند نویز سفید با میانگین صفر $E(w_t) = 0$ و واریانس غیرشرطی ثابت $E(w_t w_\tau) = \lambda^2$ برای $t = \tau$ و $E(w_t w_\tau) = 0$ برای دیگر مقادیر است. از آنجایی که u_t متغیری تصادفی بوده و $u_t{}^2$ نمی‌تواند منفی باشد، می‌توان نتیجه گرفت که برای تمامی مقادیر t، u_t در معادله بالا غیر منفی است.

برای برآورد این شرایط باید w_t در حد پایین توسط $\xi-$ مشروط به $\xi > 0$، محدود شده باشد و برای $i = 1,2,...,m$، همه $\alpha_i \geq 0$ باشند. در این صورت $u_t \sim$ ARCH(m) بیان می‌شود[1].

- الگوی GARCH[2]

بولرسلو[3] (۱۹۸۶)، مدل تعمیم‌یافته ARCH یا GARCH(p,q) را پیشنهاد کرد، که در آن واریانس شرطی علاوه بر وقفه‌های پسماندها، به وقفه‌های خود نیز وابسته است. این مدل به صورت فرایند زیر نمایش داده می‌شود:

$$\sigma^2_{t+1|t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon^2_{t-i+1} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma^2_{t-j+1}$$

۱. همیلتون، (۱۹۹۴)

2. Generalized Autoregresive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
3. Bollerslev

که در آن، $\alpha_{\cdot} > \cdot$ ، $\alpha_i \geq \cdot$ برای $i = ۱,۲,\dots,q$ و $\beta_j \geq \cdot$ برای $j = ۱,۲,\dots,p$ است.

چنانچه $\sum_{i=۱}^{p}\alpha_i + \sum_{j=۱}^{q}\beta_j < ۱$ فرایند ε_t دارایی مانایی کواریانس است و واریانس غیرشرطی آن به‌صورت مقابل بیان می‌شود:[۱]

$$\sigma^{۲} = \alpha_{\cdot} \Big/ \left(۱ - \sum_{i=۱}^{q}\alpha_i - \sum_{j=۱}^{p}\beta_j\right)$$

- الگوی EGARCH [۲]

نلسون (۱۹۹۱) در مقاله‌اش به محدودیت‌های GARCH اشاره کرد. او دریافته بود که ناپایداری و نوسانات در واکنش به اخبار بد (نرخ‌های بازگشت کمتر از انتظار) زیاد می‌شود و در پاسخ به اخبار خوب (نرخ های بازگشت بیش از انتظار) کاهش می‌یابد. در حالی‌که در مدل GARCH معمولی واریانس شرطی از مجذور ε_t متأثر می‌شود، به بیان دیگر، واریانس شرطی فقط به میزان ε_t و نه به علامت آن بستگی دارد.

محدودیت دوم مدل GARCH این است که برای اطمینان از مثبت‌شدن $\sigma_t^{۲}$ شروطی روی مدل GARCH اعمال‌شده، که باعث می‌شود با افزایش $\varepsilon_t^{۲}$ در هر دوره‌ای $(m > ۱)$ مقدار $\sigma_{t-m}^{۲}$ را افزایش دهد. این مسأله هنگام برآورد مدل ایجاد مشکل می کند و از طرفی باعث می‌شود که تشخیص این مطلب که آیا شوک‌ها در مدل وجود دارند یا نه، دشوار شود. اما در مدل ارائه‌شده اخیر برای اطمینان از مثبت‌شدن $\sigma_t^{۲}$ نیازی به ایجاد هیچ محدودیتی نیست. معروف‌ترین این مدل‌ها که توسط نلسون معرفی شد، مدل EGARCH(p,q) نام دارد که به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\ln(\sigma_{t+۱|t}^{۲}) = \alpha_{\cdot} + \sum_{i=۱}^{q}\left(\alpha_i \left|\frac{\varepsilon_{t-i+۱}}{\sigma_{t-i+۱}}\right| + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i+۱}}{\sigma_{t-i+۱}}\right) + \sum_{j=۱}^{p}\beta_j \ln(\sigma_{t-j+۱}^{۲})$$

---

۱. همیلتون، (۱۹۹۴)

2. Exponential GARCH

- الگوی TGARCH[1]

مدل دیگری که در راستای رفع نواقص مدل GARCH و همچنین لحاظ‌کردن مشاهدات نامتقارن معرفی شد، مدل GARCH آستانه‌ای است[2]. تعریف واریانس شرطی در این مدل، TGARCH(p,q)، به‌صورت زیر است:

$$\sigma^{۲}_{t+۱|t} = \alpha_{۰} + \sum_{i=۱}^{q} \alpha_i \varepsilon^{۲}_{t-i+۱} + \gamma\ \varepsilon^{۲}_{t} d_t + \sum_{j=۱}^{p} \beta_j \sigma^{۲}_{t-j+۱},$$

در این مدل $d_t = ۱$ است، اگر اخبار خوب ($\varepsilon_t < ۰$) و $d_t = ۰$ است، چنانچه اخبار بد ($\varepsilon_t > ۰$) باشد، با وجود این شرایط اثر اخبار متفاوت روی واریانس شرطی با ضرایب متفاوت اعمال می‌شود.

۴. ارزیابی صحت مدل‌های VaR

در مدل‌های پیش‌بینی، امکان ایجاد خطا به دلایل متفاوتی وجود دارد. به‌طور مثال، خطای نمونه‌گیری، کمبود اطلاعات و خطای مدل‌سازی. این عوامل باعث خواهد شد تا برآورد مدل اریب‌دار شود. بنابراین، محاسبه ریسک بازار با استفاده از مدل‌های کمی سنجش ریسک و در اینجا به‌طور خاص مدل‌های VaR، زمانی قابل اطمینان و مفید است که این مدل‌ها اول مقدار ریسک را به‌طور صحیح پیش‌بینی کنند و دوم اینکه این پیش‌بینی‌ها کارا باشند. برای آزمون توانمندی الگوها در پیش‌بینی، بایستی متریک مناسبی برای بررسی کیفیت این پیش‌بینی‌ها انتخاب شود. روش متداول در این چارچوب محاسبه VaR از نتایج الگوهای پیش‌بینی و سپس انجام دو آزمون بازخورد یعنی پوشش غیرشرطی و پوشش شرطی است. براساس دو آزمون یادشده امکان مقایسه بازده‌های (زیان‌های) واقعی پورتفوی با بازده‌های (زیان‌های) پیش‌بینی شده میسر می‌شود.

برای آزمون هر مدل، ارزش در معرض ریسک برای سری زمانی $\{y_t\}_{t=۱}^{T}$ در سطح اطمینان مشخص α (۹۹ و ۹۵ درصد) به تعداد M بار و با استفاده از قانون دورانی[3] پیش‌بینی می‌شود. به این ترتیب که داده‌ها را به طول R در نظر گرفته و ابتدا $VaR_{R+۱}(\alpha)$ برای $y_۱$ تا y_R محاسبه می‌شود؛ سپس با استفاده از داده‌های $y_۲$ تا $y_{R+۱}$ دومین پیش‌بینی یعنی $VaR_{R+۲}(\alpha)$ صورت

1. Threshold GARCH

۲. زاکویان، (۱۹۹۴)

3. Rolling

می‌گیرد و به همین ترتیب آخرین پیش‌بینی براساس داده‌های y_{M-1} تا y_T، $T = R + M - 1$، محاسبه می‌شود.

٤-١. آزمون پوشش غیر شرطی[1]

این آزمون که توسط کوپیک در سال ١٩٩٥ مطرح شد، به‌صورت زیر بیان می‌شود:

I_{t+1} را به شکل زیر تعریف می‌کنیم:

$$I_{t+1} = \begin{cases} 1 & if \quad y_{t+1} < VaR_{t+1|t} \\ 0 & if \quad y_{t+1} \geq VaR_{t+1|t} \end{cases}$$

به این معنی که اگر پیش‌بینی روز آینده صحیح صورت گرفته باشد، عدد صفر و در غیر این صورت عدد یک به I_{t+1} نسبت داده می‌شود. مقدار $N = \sum_{t=R}^{T} I_t$ معرف تعداد دفعاتی است که بازده روزانه پورتفوی کمتر از مقدار پیش‌بینی شده توسط VaR(□) است، به بیان دیگر، N تعداد دفعات خطای مدل را محاسبه می‌کند. بنابراین، احتمال شکست[2] پوشش غیرشرطی به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$p = \Pr\left[y_t < VaR_t(\alpha)\right] = \Pr(I_t = 1)$$

سری $\{I_t\}_{t=R}^{T}$ دارای توزیع برنولی $N \sim B(M, p)$ است و تابع راستنمایی آن به‌صورت $L(p) = (1-p)^{n_0} p^{n_1}$ است؛ در اینجا $n_0 = \sum_{t=R}^{T}(1 - I_t)$ و $n_1 = \sum_{t=R}^{T} I_t$ تعداد صفرها و یک‌ها در دنباله $\{I_t\}_{t=R}^{T}$ بوده، بنابراین $n_0 + n_1 = M$ است. در این مرحله، آزمون برابری احتمال شکست پوشش غیرشرطی با مقدار α-١، انجام می‌شود. بنابراین فرض $H_0 : p = 1 - \alpha$، در مقابل $H_1 : p \neq 1 - \alpha$ آزمون می‌شود.

1. The Unconditional Coverage Test (UCCT)
2. Failure

برای این‌منظور آماره آزمون نسبت راستنمایی به‌صورت $LR_{ucct} = -2Ln(\frac{L(\alpha)}{L(\hat{p})})$ بیان می‌شود که دارای توزیع کای اسکور با یک درجه آزادی، و $\hat{p} = n_{\cdot} / (n_{\cdot} + n_{1})$ برآوردکننده حداکثر راستنمایی p است.[1]

٤-٢. آزمون پوشش شرطی[2]

این آزمون که کامل‌تر از آزمون کوپیک است توسط کریستوفرسن در سال ۱۹۹۸ مطرح شد. او آماره نسبت راستنمایی را توسعه داد، به این شکل که در آزمون وی علاوه بر فرض پوشش غیرشرطی، فرض نبود وابستگی شکست‌ها لحاظ شده است. به این معنی که خطاهای انجام‌شده در محاسبه VaR به‌صورت مستقل از یکدیگر توزیع شده باشند. آماره این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LR_{CCT} = -2\ln[(1-p)^{T-N} p^{N}] + 2\ln[(1-\pi_{01})^{n_{00}} \pi_{01}^{n_{01}} (1-\pi_{11})^{n_{10}} \pi_{11}^{n_{11}}] \sim \chi^{2}(2)$$

در اینجا n_{ij} تعداد مشاهداتی با ارزش i است، که به‌وسیله مشاهدات با ارزش jدنبال می‌شود، برای $i, j = 0,1$ و مقدار احتمال متناظر با آن به صورت $\pi_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_{j} n_{ij}}$ بیان می‌شود. مزیت اصلی آزمون پوشش شرطی این است که، مدلی را که ویژگی خوشه‌ای را خیلی زیاد یا خیلی کم تولید می‌کند، در آزمون معناداری رد می‌شود[3].

.

۵. داده‌ها

در این پژوهش قصد داریم تا با استفاده از مدل‌های TGARCH، EGARCH و GARCH مقدار ارزش در معرض ریسک به روش واریانس-کواریانس را در دو سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد، برای بازده دارایی مالی برآورد کرده و با مقایسه نتایج حاصل از مدل‌ها با رفتار واقعی سهام و انجام آزمون‌های آماری، مدل مناسب را انتخاب کنیم. داده‌هایی که مورد بررسی قرار گرفته‌اند،

۱. انجولیداس، بینوس و دجیاناکیس، (۲۰۰۴)

2. The Conditional Coverage Test (CCT)

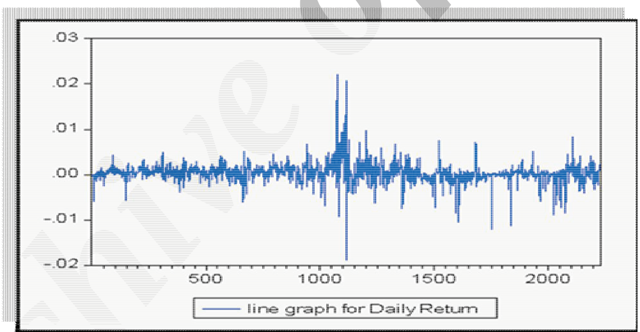
۳. تایی و سالتوقو، (۲۰۰۲)

سری زمانی شاخص روزانه بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی اول آذر ماه ۱۳۷۷ تا بیستم اسفند ماه ۱۳۸۶ است. برای محاسبه بازده r_t از بازده لگاریتمی به‌جای بازده درصدی استفاده می‌کنیم. دلیل این مسأله آن است که تعریف رایج بازده به صورت درصد تغییرات قیمت، از یک ضعف جدی برخوردار است، به این معنی که این تعریف از بازده متقارن نیست. به بیان دیگر، توزیع بازده درصدی، چوله است و استفاده از توزیع‌های متقارن برای توصیف آن مناسب نخواهد بود. البته لازم به ذکر است بازده درصدی و لگاریتمی زمانی که مقدار اندک باشد بسیار نزدیک به یکدیگر هستند. سری زمانی بازده لگاریتمی به صورت مقابل تعریف می‌شود:

$$r_t = \ln(p_t / p_{t-1})$$

که در آن، r_t نرخ بازده و P_t شاخص کل بازار سهام در روز t است.

در نمودار ۱، نرخ بازده روزانه بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی مورد بررسی ارائه شده است.



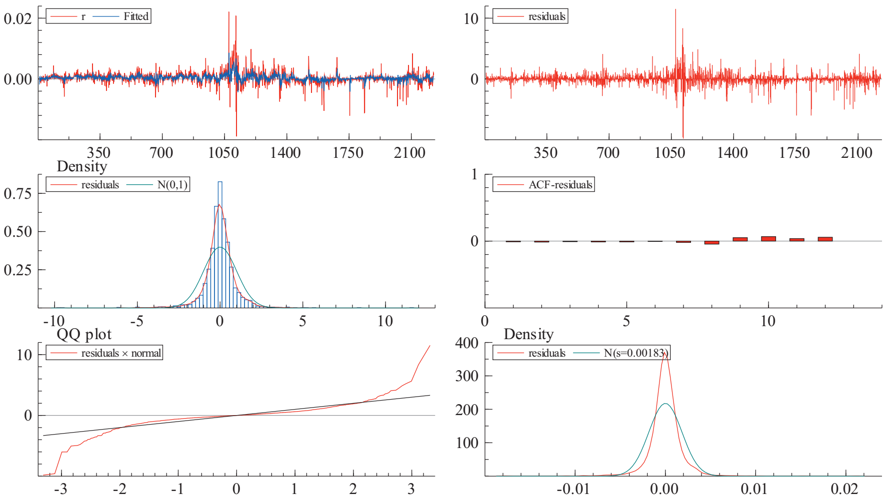
نمودار ۱. نرخ بازده شاخص روزانه بورس اوراق بهادار تهران

٦. شبیه‌سازی، برآورد و آزمون صحت مدل‌ها

به منظور الگوسازی واریانس شرطی بازده بایستی ابتدا الگوی مناسب برای بازده سهام شناسایی شود. بدین منظور، ابتدا از یک الگوی ARMA استفاده کرده و الگوی ARMA (۸,۰) که بهترین برازش را برای سری زمانی نرخ بازده روزانه سهام ایران به نمایش می‌گذارد،[1] به عنوان

۱. آزمون ریشه واحد برای بازده سهام دلالت بر مانایی آن در سطح ۵ درصد دارد.

مدل پیش‌بینی سری زمانی مورد مطالعه، انتخاب کردیم[۱]. نمودار ۲، قدرت برازش الگوی ARMA (۸,۰)، پسماندهای الگو، تابع ACF پسماندها و آزمون‌های مناسب برای برازش توزیع پسماند را به نمایش می‌گذارد. چنانچه بر اساس آزمون Q-Q Plot مشخص است، می‌توان انحراف دنباله توزیع پسماند را نسبت به توزیع نرمال مشاهده کرد. از سوی دیگر، آزمون جارکو-برا[۲] فرض صفر نرمال‌بودن توزیع سری زمانی پسماندهای مدل را در هر سطح احتمالی رد می‌کند (P-value=۰.۰ و J-B=۴۵۷۴۵). این نتیجه نشان می‌دهد که توزیع پسماندهای مدل بیشتر به توزیع آماری t-student نزدیک است تا توزیع نرمال. گفتنی است که این نتیجه همسو با پژوهش‌های اخیر ونکترمن (۱۹۹۷) و زنگری (۱۹۹۶)، گیوت و لورنت (۲۰۰۳)، انجلیدیس، بنوس و دجیناکی (۲۰۰۴)، لیی، هونگ و لیوی (۲۰۰۷) است. از این رو مطابق با مطالعات یادشده ما در این پژوهش توزیع‌های بالا را t-student در نظر می‌گیریم.



نمودار ۲. آزمون نیکویی برازش الگوی ARMA (۸,۰)

همچنین، براساس نتایج آزمون ARCH-LM-test فرض صفر نبود ناهمسانی واریانس در دنباله خطای به‌دست آمده از مدل اتورگرسیو، در سطح اطمینان ۵ درصد رد می‌شود[۳]. این نتیجه

۱. در صورت درخواست، نتایج برآورد در دسترس است.

2. Jarque-Bera

۳. نتایج آزمون در صورت لزوم موجود است.

امکان استفاده از الگوهای خانواده GARCH را برای پیش‌بینی واریانس شرطی جملات خطا امکان‌پذیر می‌سازد. مدل‌های اتورگرسیو انتخاب‌شده برای واریانس شرطی نرخ بازده، مدل‌های TGARCH(p,q) و EGARCH(p,q)، GARCH(p,q) ; $p, q = ۱,۲,۳$ ، با توزیع $t(۳)$ بوده و درجه آزادی در نظر گرفته شده بر اساس توانایی برازش توزیع t برای پسماندهای الگو، انتخاب شده است.

– شبیه‌سازی و آزمون صحت برآورد مدل‌ها

شبیه‌سازی به روش دورانی بوده، به این ترتیب که برای ۱۰۰۰ مقدار پیش‌بینی شده خارج نمونه، مقادیر واریانس شرطی و در نتیجه مقادیر VaR برای دو سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد برآورد می‌شود[۱]. از میان‌های مدل‌های مورد بررسی در برآورد واریانس شرطی در مجموع ۳ مدل باقی می‌ماند[۲] که میزان VaR در سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد برای آنها محاسبه می‌شود؛ سپس برای هریک از۶ سری VaR به‌دست آمده، آزمون بازخورد انجام می‌گیرد. آزمون اول، آزمون پوشش غیرشرطی (آزمون کوپیک) نام دارد. در این آزمون ابتدا سری‌های به‌دست آمده از برآورد VaR، با بازده واقعی در بازه زمانی مورد مطالعه مقایسه‌شده و تعداد خطاهای پیش‌بینی (تعداد دفعاتی که بازده روزانه دارایی کمتر از مقدار پیش‌بینی شده توسط VaR(α) است)، محاسبه می‌شود. در اینجا با توجه به تعداد داده خارج نمونه، هزار مقایسه انجام می‌شود. نتایج آزمون برای ۳ مدل در جدول ۱ برای دو سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد VaR قابل مشاهده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود در این آزمون، محاسبه VaR تنها برای یک مدل و آن هم در سطح اطمینان ۹۹ درصد مورد قبول است.

علاوه بر آزمون بالا، آزمون بازخورد دوم که در اینجا مورد استفاده قرار می‌گیرد و از قدرت بیشتری نسبت به آزمون پوشش غیر شرطی برخوردار است، آزمون پوشش شرطی (آزمون کریستوفرسن) است که در این آزمون علاوه بر فرض پوشش غیرشرطی، فرض نبود وابستگی شکست‌ها نیز لحاظ شده‌است. نتایج آزمون پوشش شرطی برای ۳ مدل را در جدول ۲ آورده‌ایم.

---

۱. برای این منظور مجموعه ۱۲۲۶تایی را درنظر گرفته و از اولین روز تا روز ۱۲۲۶ام مدل را برآورد می‌کنیم؛ بنابراین، مقدار واریانس شرطی برای روز ۱۲۲۷ام به‌دست می‌آید. سپس بازده روز اول را از نمونه خارج کرده و این محاسبات برای روز دوم تا روز ۱۲۲۷ام انجام‌شده و به همین ترتیب تا روز ۲۲۲۵، (۱۰۰۰امین داده خارج نمونه) این مقادیر محاسبه می‌شود. گفتنی است که در این مرحله تعدادی از مدل‌ها، به دلیل نبود همگرایی در برآورد حداکثر راستنمایی، از تحلیل حذف می‌شوند.

۲. در این مرحله تعدادی از مدل‌ها، در برآورد حداکثر راستنمایی همگرا نبوده و بنابراین، از تحلیل حذف شده‌اند.

جدول ۱. خلاصه عملکردپیش بینی VaR بر اساس الگوهای مختلف ARCH با فرض توزیع *t*

مقدار آزمون کوپیک: $LR_{UCCT} \sim \chi^{2}(1)$			
پیش‌بینی VaR روزانه ۹۵ درصد	پیش‌بینی VaR روزانه ۹۹ درصد	مدل	
۱۴/۵۹۷	*۰.۰	GARCH (۱,۱)	ARMA (۸,۰)
۱۶/۰۴	۱۷/۹۴	EGARCH (۲,۲)	
۹/۸۱	۱۷/۹۴	EGARCH (۲,۱)	
-	-	TGARCH	

ارزش بحرانی برای آماره LR_{UCCT} در سطح ۵ درصد معناداری برابر ۳/۸۴و در سطح ۱ درصد برابر ۶/۶۳ است.

* دلالت بر عدم رد مدل در سطح معناداری مورد نظر دارد.

جدول ۲. خلاصه عملکرد پیش‌بینی VaR بر اساس الگوهای مختلف ARCH با فرض توزیع *t*

مقدار آزمون کریستوفرسن: $LR_{CCT} \sim \chi^{2}(1)$			
پیش‌بینی VaR روزانه ۹۵ درصد	پیش‌بینی VaR روزانه ۹۹ درصد	مدل	
۳۱/۰۸	*۲/۹۹	GARCH (۱,۱)	ARMA (۸,۰)
۳۳/۶۷	۳۰/۹۴	EGARCH (۲,۱)	
۳۳/۹۳	۲۶/۴۹	EGARCH (۲,۲)	
–	-	TGARCH	

ارزش بحرانی برای آماره LR_{CCT} در سطح ۵ درصد معناداری برابر ۵/۹۹و در سطح ۱ درصد برابر ۹/۲۱ است.

* دلالت بر عدم رد مدل در سطح معناداری مورد نظر دارد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار آماره این آزمون که دارای توزیع کای اسکور با دو درجه آزادی است، برای مدل ARMA (۸,۰)- GARCH (۱,۱)، برابر با ۲/۹۹ بوده، و تنها این مدل در آزمون پوشش شرطی و آن هم در سطح اطمینان ۹۹ درصد VaR، در میان این مدل‌ها مورد قبول واقع شده است.

چنانچه هریک از مدل‌ها در هر دو آزمون مورد قبول واقع شود، آن مدل برای پیش‌بینی ریسک با توجه به بازه زمانی و سطح اطمینان انتخاب شده VaR، برای بازده پورتفوی مالی، مدلی مناسب محسوب می‌شود.

بنابراین، طبق آنچه بیان شد، برای نرخ بازده روزانه بورس اوراق بهادار تهران، از میان مدل‌هایی که در برآورد حداکثر راستنمایی همگرا بودند، تنها یک مدل، آن هم برای سطح اطمینان ۹۹ درصد، در هر دو آزمون پوشش غیرشرطی و پوشش شرطی مورد پذیرش قرار گرفته است. در نتیجه، می‌توان ادعا کرد که مقدار ارزش در معرض ریسکی که برآورد واریانس شرطی آن از مدل ARMA (۸,۰) -GARCH (۱,۱) با فرض توزیع t(۳)، به‌دست می‌آید در ۹۹ درصد موارد مقدار ریسک یک روز آینده بازده بورس اوراق بهادار تهران را بزرگتر یا مساوی با مقدار واقعی ریسک پیش‌بینی می‌کند. این نتیجه نشان می‌دهد که در الگوسازی ریسک بازده بورس اوراق بهادار به دو نکته اساسی باید توجه کرد. اول اینکه الگوسازی پیش‌بینی واریانس شرطی براساس توزیع نرمال می‌تواند گمراه‌کننده بوده و باعث شود که کاربرد VaR بر روی آن برای محاسبه ریسک یک روز آینده با انحراف و خطای شدید مواجه شود. دوم اینکه شبیه‌سازی و آزمون‌های مناسب به‌کار گرفته شده نشان می‌دهد که انتخاب نادقیق الگوی واریانس شرطی حتی اگر برروی توزیع t-student استوار باشد می‌تواند انحراف و خطا را در محاسبه VaR افزایش دهد.

۷. نتیجه‌گیری

هدف از این پژوهش، استفاده از الگوهای خانواده ARCH در برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR) و استفاده از آزمون‌های مناسب برای مقایسه درستی پیش‌بینی و کارایی میان این الگوها در تحلیل و پیش‌بینی نرخ بازده روزانه بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی اول آذر ماه ۱۳۷۷ تا بیستم اسفند ماه ۱۳۸۶ است.

برای این منظور با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی نوسانات سری زمانی، GARCH، EGARCH و TGARCH مقدار ارزش در معرض ریسک یک روزه برای سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد برآورد شد. در برآورد ارزش درمعرض ریسک، از داده‌های خارج نمونه که با روش شبیه‌سازی مونت کارلو تولید شده‌اند، استفاده‌شده و بر اساس روش دورانی مقدار VaR برای

هریک از این مدل‌ها به تعداد ۱۰۰۰ روز شبیه‌سازی شد. در پایان، برای بررسی صحت و مقایسه مدل‌ها از دو آزمون پوشش شرطی و پوشش غیرشرطی استفاده کردیم.

در نهایت، برآوردها و نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که سری زمانی نرخ بازده روزانه بورس اوراق بهادار تهران دارای دنباله فربه و کشیدگی است. همچنین، مشخص‌شد که ساختار این بازار تنها به اطلاعات یک دوره قبل خود وابسته نبوده بلکه به وقفه‌های بیشتر از یک دوره مرتبط است. در میان مدل‌های پیش‌بینی نوسانات GARCH، EGARCH و TGARCH که برای پیش‌بینی واریانس در برآورد ارزش در معرض ریسک استفاده شدند، تنها مدل ARMA (۸,۰) -GARCH (۱,۱) در هر دو آزمون بازخورد مورد قبول واقع شده و در نتیجه در میان مدل‌های یادشده، این مدل از توانمندی مناسب‌تری برای پیش‌بینی ریسک یک روز آینده بازار بورس اوراق بهادار تهران برخوردار است.

در پایان خاطر نشان می‌سازد که شبیه‌سازی الگوی VaR در چارچوب استفاده از توزیع t برای پسماندهای الگوی بازده سهام و با الگوهای خانواده ARCH نشان می‌دهد که محاسبه VaR براساس الگوی GARCH (۱,۱) و توزیع t کمترین انحراف را برای ریسک یک روز آینده بازده بورس اوراق بهادار تهران به نمایش می‌گذارد. اگرچه این نتیجه می‌تواند یک الگوی مناسب پیشنهادی برای فعالان در بازار بورس باشد، اما نیاز به مطالعات بیشتر دراین زمینه ضروری به نظر می‌رسد.

منابع

الف- فارسی

سینایی، حسنعلی، سعیدا..، مرتضوی و یاسر، تیموری اصل (پاییز ۸۴)، «پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی»، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال ۱۲، شماره ۴۱.

شاهمرادی، اصغر و محمد، زنگنه (۱۳۸۷)، «محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص‌های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک»، *مجله تحقیقات اقتصادی*،دوره ۴۲، شماره ۷۹.

عرفانی، علی رضا (بهار ۸۷)، «بررسی حافظه بلند بودن شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران»، *مجله پژوهش نامه علوم انسانی و اجتماعی علوم اقتصادی* ، شماره ۲۸، سال۸.

کاظمی، رسول (شهریور ۱۳۸۵)، «معرفی ارزش در معرض خطر و کاربرد آن در اندازه گیری ریسک بانک»، مجموعه *مقالات هفدهمین همایش بانکداری اسلامی*، موسسه عالی بانکداری ایران.

مشیری، سعید و حبیب، مروت (۱۳۸۵)، «پیش بینی شاخص کل بازدهی سهام تهران با استفاده از مدل‌های خطی و غیر خطی»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۱.

ب- انگلیسی

Akgiray, V. (1989), “Conditional Heteroskedasticity in Times Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts”, *Journal of Business*, no. 62(1), pp. 55-80.

Alexander. C. (1998), “Volatility and Correlation: Measurement, Methods and Applications”, *Risk Management and Analysis*, vol. 1, Wiley, New York, Capter 4, pp. 125-168.

Andersen, TG and T. Bollerslev (1997), “Answering the Critics: yes, ARCH Models Do Provide Good Volatility Forecasts”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 6023.

Angelidis, Timotheos; Alexandros Benos and Stavros Degiannakis (2004), “The Use of GARCH Models in VaR Estimation”, *statistical Methodology*, vol. 1, no.2.

Bollerslev. T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, no. 31, pp. 307-327.

Christoffersen, P.F. (1998), “Evaluating Interval Forecasts”, *International Economic Review*, no. 39 (4), pp. 841–864.

Engle. R.F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation”, *Econometrica*, no. 50, pp. 987-1008.

Giot. P. and S. Laurent (2003), “Market risk in Commodity Markets: a VaR Approach”, *Energy Economics*, no. 25, pp. 435-457.

Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, N.J: Princeton University Press.

Hung, Jui-Cheng , Lee, Ming-Chih and Liu, Hung-Chun (2007), *Estimation of Value-at-risk for Energy Commodities via fat-tailed GARCH Models*, Department of Finance.

Jorion, Pilippe (1996), “Risk2: Measuring the Risk in Value at Risk”, *Financial Analysts Journal*; vol. 52, no. 6, p. 48.

K.P.So., Mike and L.H.Yu. Philip (2006), “Empirical Analysis of GARCH Models in Value at Risk Estimation”, *Journal of International Financial Market Institutions & Money*, no.16.

Kupiec. P.H. (1995), “Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models”, *The Journal of Derivatives*, no. 3, pp. 73-84.

Lee ,Tae-Hwy and Burak Saltoglu (2002), “Assessing the Risk Forecasts for Japanese Stock Market”, *Japan and World Economy*, vol. 14, p. 73.

Nelson, D.B. (1991), “Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: a New Approach”, *Econometrica*, no. 59, vol. 2, pp. 347-370.

Pagan, AR and GW. Schwert (1990), “Alternative Models for Conditional Stock Volatilities”, *Journal of Business*, no. 53, pp. 267-290.

Venkataraman. S. (1997), “Value at Risk for a Mixture of Normal Distributions: The use of Quasi-Bayesian Estimation Techniques”, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, March/April, pp. 2-13.

Zakoian, Jean-Michel (1994), “Threshold Heteroskedastic Model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, no. (18), pp. 931–955.

Zangari. P. (1996), “An Improved Methodology for Measuring VAR”, RiskMetricsMonitor, Reuters/JP Morgan.