مقایسه و رتبه‌بندی عملکرد مدل‌های چند متغیره GARCH در برآورد ارزش در معرض خطر صنایع بورس اوراق بهادار تهران

حسین خزاعی[1] / غلامرضا زمانیان[2]

چکیده

هدف این پژوهش بررسی عملکرد و رتبه‌بندی مدل‌های GARCH چند متغیره در برآورد ارزش در معرض خطر می‌باشد. برای این منظور سه پرتفوی با ابعاد کوچک، متوسط و بزرگ و تلاطم‌های مختلف متشکل از بازده شاخص صنایع بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۰/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۳/۰۷/۲۹ انتخاب گردید، تا شرایط متفاوت مجموعه دارایی، منجر به انتخاب بهترین مدل گردد. با توجه به چالش برآورد ارزش در معرض خطر در برآورد ماتریس واریانس-کوواریانس در ابعاد بالا به دلیل ایجاد پارامترهای تصادفی و نامشخص، در این پژوهش مدلسازی پویای مشترک دارایی‌ها با استفاده از رویکرد درستنمایی مرکب مورد توجه قرار گرفت. پس از بررسی کفایت آماری مدل‌ها، با اتکا به آزمون شنر برای نتیجه‌گیری نهایی که به تخصیص بیش از حد منابع به منظور پوشش ریسک علاوه بر شکاف و توالی تخطی‌ها توجه دارد، می‌توان گفت مدل‌هایی که همبستگی را در نظر می‌گیرند بویژه مدل‌های همبستگی پویا، عملکرد خوبی داشته و بطور منسجم در ابعاد مختلف پرتفوی و سطوح متفاوت خطای آماری عمل می‌نمایند. در اکثرموارد، مدل‌های همبستگی پویا با برآورد راستنمایی مرکب در رتبه نخست، نسبت به سایر مدل‌ها قراردارند. همچنین درنظر گرفتن اثر شوک‌های نامتقارن تا حدودی به بهبود نتایج در برآورد ارزش در معرض خطر کمک می‌نماید. از طرفی شرایط متفاوت داده‌ها با ابعاد مختلف و انتخاب نمونه نیز می‌تواند در رتبه‌بندی مدل‌ها تا حدی اثرگذار باشد. بعلاوه با کاهش سطح خطای آماری از ۰.۰۵ به ۰.۰۱ عملکرد توزیع تی در مقایسه با توزیع نرمال بدتر می‌شود.

واژگان کلیدی: ارزش در معرض خطر، مدل GARCH چندمتغیره، راست نمایی مرکب

طبقه‌بندی موضوعی: C32; C52, G12

---

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، Mirhosseinkhazaei@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاددانشگاه سیستان و بلوچستان، zamanian@eco.usb.ac.ir

مقدمه

بیان مسئله و اهمیت آن

ماهیت هر فعالیت تجاری و مالی به گونه‌ای است که همواره یک سرمایه گذار یا مؤسسه مالی را برای بدست آوردن میزان مشخصی بازده، در معرض خطرات ناشی از ریسک[1] قرارمی‌دهد. ریسک را می‌توان به عنوان میزانی از عدم قطعیت در رابطه با بازده آینده تعریف کرد (Engle, et al., 2001)، از این رو لزوم مدیریت ریسک[2] با هدف حافظت در برابر پیامدهای نامطلوب ناشی از تحمل ریسک و همچنین اطمینان یافتن از دستیابی به فواید پذیرش ریسک اهمیت می‌یابد (فدایی نژاد و همکاران، ۱۳۸۵). این امر نه تنها به اجابت تقاضای معمول برای حفظ ثبات مالی مربوط می‌شود، بلکه به هدایت تخصیص بهینه سرمایه و تصمیات سرمایه‌گذاری جهت بهبود حیات مالی نیز منجر می‌گردد.

یکی از روش‌های شناخته شده برای اندازه‌گیری، پیش‌بینی و مدیریت ریسک که در سال‌های اخیر مورد توجه و استقبال گسترده نهادهای مالی قرار گرفته، معیار ارزش در معرض خطر[3] است، این معیار احتمال مواجه شدن مجموعه دارایی را با بدترین حالت نتیجه، طی دوره زمانی مشخص و در سطح اعتماد از پیش تعیین شده می‌سنجد (Angelidis, et al., 2004).

از نقطه نظر آماری، برآورد VaR شامل برآورد کوانتیل توزیع بازده است. این حقیقت که توزیع بازده طی زمان ثابت نیست، چالش‌هایی را برای برآورد به همراه می آورد. لذا انبوهی از روش‌ها برای پیش‌بینی VaR در دسترس است، با اینحال در مدیریت ریسک پویا با استفاده از بازده روزانه، جایی که خوشه‌بندی نوسان و وابستگی متغیر زمانی حائز اهمیت است، استفاده از روش خود رگرسیونی ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته[4]، یک کاندید طبیعی برای مدل‌سازی خواهد بود.

از نقطه نظرکاربردی، یکی از چالش‌های بزرگ برآورد VaR کار با مجموعه دارایی با ابعاد بالاست. اما، نقش اندکی در برآورد VaR چند بعدی وجود دارد، زیرا افزایش ابعاد مجموعه دارایی و تعداد پارامترها، برآورد ماتریس کوواریانس و تعیین تراکم مشترک بازده مجموعه دارایی را پیچیده‌تر ساخته و بر توانایی پیش‌بینی آنها تأثیرگذار است. بنابراین هنگام پیش‌بینی VaR در یک مجموعه دارایی، اولین تصمیم باید درباره استفاده از مدل چند متغیری برای سیستم بازده دارایی فردی یا روش تک متغیری برای بازده مجموعه دارایی باشد.

1. Risk
2. Risk Management
3. Value at Risk
4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity (GARCH)

اخیراً در ایران نیز مطالعاتی در زمینه برآورد VaR صورت گرفته که به طور کلی در کنار برخی از مطالعات خارجی، از چند جنبه محدود است و بررسی بیش‌تری درجهت بهبود کنترل ریسک مالی و تعیین میزان سرمایه تحت نظر مؤسسات مالی می طلبد که دراین مقاله به آن پرداخته می‌شود.

اولاً، این مطالعات اغلب براساس مدل‌های تک متغیری یا براساس مجموعه دارایی شامل سرمایه‌های اندک (معمولا ۳ یا ۴ دارایی) قرار دارند در حالیکه در موقعیت‌های واقعی، مؤسسات مالی معمولا با مجموعه دارایی‌های بزرگ و به هم وابسته مواجه اند[۱]. ثانیاً در برخی پژوهش‌ها برآورد ارزش در معرض خطر برای مجموعه دارایی‌ها با فرض وزن برابر یا ثابت درطی زمان در نظر گرفته شده‌اند، که نقص عمده‌ای در برآورد بشمارمی‌رود[۲]، زیرا نوسانات در طی زمان متغیرند و دارای همبستگی‌های متقابل می‌باشند، بنابراین اهمیت بهینه‌یابی اوزانی که بتواند این همبستگی‌های پویا را طی زمان لحاظ کند، نمایان‌تر می گردد.

ثالثاً پژوهش‌های انجام شده براساس مدل‌های چند متغیری نیز یا مبتنی بر برآورد پارامترها بر اساس حداکثر درستنمایی[۳] بوده که فرض توزیع نرمال باقیمانده‌ها را به همراه دارد یا بر اساس شبه حداکثر درستنمایی[۴] است که هنگام اجرای عملی از استراتژی برآورد دو مرحله ای استفاده می کنند. به خوبی می‌دانیم که نرمال بودن باقیمانده‌ها در اغلب کاربردها با داده‌های دارای فرکانس بالا رد می‌شود و از طرفی حتی اگر تابع شبه درستنمایی را برای این مدل‌ها در بعد بالا محاسبه کنیم، مشکل پارامتر تصادفی به تداخل مبتنی بر شبه درستنمایی منجر شده و مسائل اقتصادی قابل توجهی در پارامترهای برآورد شده ایجاد خواهد کرد که این مسئله را می‌توان با رویکرد راستنمایی مرکب[۵] برای مدل همبستگی پویا[۶] معرفی شده توسط انگل و شپارد(Engle and Shephard, 2008)، برطرف نمود نمود که تا کنون در مطالعات داخلی مورد توجه قرار نگرفته است.

مورد آخر به بحث پس‌آزمایی مدل‌ها برمی‌گردد، که VaR تک متغیری یا چند متغیری را با استفاده از تست‌های کفایت و دقت آماری بررسی می‌نمایند[۷]. این تست ها اگرچه در ارزیابی صحت یک مدل واحد مفید هستند، درباره اینکه کدام مدل بهتر است، نتایج مبهمی به دست خواهند داد.

---

۱. به عنوان مثال می توانید به رستمی و حقیقی (۱۳۹۱)، محمدی و همکاران (۱۳۸۷) و مک آلیر(۲۰۰۹)، مراجعه نمایید.

۲. به عنوان مثال می توانید به رستمی و حقیقی (۱۳۹۱)، سانتوس و همکاران (۲۰۱۳)، مراجعه نمایید.

3.Maximum Likelihood

4. Quasi-Maximum Likelihood (QML)

5. Composite Likelihood (CL)

6. Dynamic Conditional Correlation Model (DCC)

۷. به عنوان مثال می توانید به زنگنه وهمکاران (۱۳۹۲)، مراجعه نمایید.

بنابراین ارتقاء تحلیل تست تکمیلی برای ارزیابی عملکرد و رتبه‌بندی مدل‌های مورد بررسی گامی بزرگ خواهد بود.

در مقاله حاضر با تأکید بر این که مدل‌سازی دینامیک مشترک سرمایه‌ها در یک مجموعه دارایی از طریق درستنمایی مرکب برای برآورد پارامترها نسبت به مدل‌های دیگر چند متغیره می‌تواند پاسخگوی عدم قطعیت به دلیل تعداد زیاد پارامترها در ابعاد بالا باشد، سعی شده تا ضمن برآورد ماتریس کوواریانس شرطی همبستگی شرطی پویا به منظور بهینه‌یابی اوزان شاخص‌های صنایع منتخب تحت تئوری پرتفوی مارکویتز برای سه پرتفوی در ابعاد ۵، ۱۰، متشکل از بازده شاخص صنایع بورس اوراق بهادار تهران ، با استفاده از ۱۲ مدل GARCH چند متغیره[1]، ارزش در معرض خطر روزانه برای توزیع نرمال و توزیع تی-استیودنت برآورد گردد، همچنین برای پس‌آزمایی مدل‌ها ضمن استفاده از آزمون‌های پس‌آزمایی کوپیک (Kupiec, 1995)، کریستوفرسن (Christoffersen, 1998)، انگل و همکاران (Engle, et al., 2004)، به منظور دقت وکفایت آماری در پیش‌بینی VaR، از آزمون شنر و همکاران (Sener, et al., 2012)، برای اولین بار در مطالعات داخلی به منظور رتبه‌بندی و انتخاب بهترین مدل بهره گرفته شده است. این مدل، بر خلاف مدل‌های گذشته تابع زیانی معرفی می‌کند که علاوه بر شکاف وتوالی تخطی ها در منطقه خطای تابع، به تخصیص بیش از حد منابع به منظور پوشش ریسک در منطقه امن این تابع نیز توجه داردکه در ادامه به آن پرداخته می‌شود.

ادبیات و چارچوب نظری

مدل‌های چند متغیره GARCH [2]

ماهیت ناهمگن بازده سرمایه‌های مالی بیانگر آن است که روش ناهمسانی اتورگرسیو یک کاندید طبیعی برای مدل‌سازی خواهد بود. با اینحال، نوسان بازار مالی طی زمان و در سرمایه‌ها و بازارهای مختلف تغییر می نماید. بنابراین مدل‌های چند متغیری امکان برآورد مناسب همبستگی‌های متقابل پویا را بین بازده یک مجموعه از سرمایه‌ها فراهم می‌آورد و این امر عاملی حیاتی در تعیین سود حاصل از گسترش مجموعه دارایی است (Bra, et al., 2002).

1. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasiticity (MGARCH)

در این مقاله 12 مدل GARCH چند متغیره (S-VEC, A-S-VEC, S- BEKK, A-S-BEKK, D-BEKK, A-D-BEKK, CCC, A-CCC, DCC, A-DCC, OGARCH, A-OGARCH)، مد نظر خواهد بود که به آن پرداخته می‌شود[1].

مدل قطری VEC[2]

اولین نوع مدل‌های چند متغیره GARCH، مدل VEC(p,q) است که توسط بولرسلو، انگل و ولدریج (Bollerslev, et al.,1998)، معرفی شده است. دراین مدل هر یک از عبارات واریانس - کوواریانس یک معادله از نوع GARCH را دنبال می‌کند و به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$r_t \mid I_{t-1} \sim N\left(0, \ _t\right) \qquad (۱)$$

$$VEC(\ _t)=C_0+\sum_{i=1}^{m} A_i^* \otimes \left(\ _{t-i}\ {}'_{t-i}\right)+\sum_{j=1}^{s} B_j^* \otimes (\ _{t-j}) \qquad (۲)$$

مدل نامتقارن VEC[3] که از یک معادله GJR پیروی می کند به صورت زیر است:

$$AVEC(\ _t)=C_0+\sum_{i=1}^{m} A_i^* \otimes \left(\ _{t-i}\ {}'_{t-i}\right)+\sum_{j=1}^{s} B_j^* \otimes \left(\ _{t-j}\right) + \sum_{j=1}^{r}\ _j^* \otimes (\ _{t-i}\ {}'_{t-i}) \qquad (۳)$$

m و s و r اعداد صحیح غیر منفی می‌باشند و $_t=I(\ _t<0)$ ، A_i و B_j ماتریس‌های متقارن و $\otimes$ ضرب هادامارد می‌باشد. در مدل AVEC چنانچه γ معنی دار باشد اثر شوک‌های مثبت و منفی یکسان نخواهند بود (Kroner, et al., 1998). اگرماتریس‌های N×N متقارن A_i و B_j را به صورت ماتریس‌های نشان داده شده زیر تعریف کنیم:

$$A=diag\left[vec\left(A^*\right)\right], B=diag\left[vec\left(B^*\right)\right], C=vec(C_0^*) \qquad (۴)$$

این مدل، مدل DVEC(m,s) می‌باشد. همچنین می‌توان مدل VEC را به صورت اسکالر نشان داد: A=aU و B=bU که a و b ماتریس اسکالر و U ماتریس واحد می‌باشند(Bauwens, 2005).

---

۱. حروف انگلیسی A و S و D در ابتدای مدل‌ها، به ترتیب، نشانه اختصار نامتقارن (Asymmetric)، اسکالر (Scalar) و قطری (Diagonal) می‌باشد.

2. Diagonal VEC

3. Asymmetric VEC

مدل BEKK [1]

برای اینکه برآورد یک مدل GARCH چند متغیره ممکن باشد لازم است ماتریس واریانس ° کواریانس مثبت باشند. انگل و کرونر (Engle and Kroner, 1995)، یک فرمولاسیون درجه دو برای پارامترهایی پیشنهاد کردند که از مثبت بودن ماتریس واریانس ° کواریانس اطمینان می‌دادند (Brooks et al., 2003). این مدل به نام تصنیف کنندگانش یعنی بابا، انگل، کرفت و کرونر، BEKK نام گذاری شده و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$ {}_{t}=C_0' C_0 +\sum_{k=1}^{k}\sum_{i=1}^{q} A_{ki}' \; {}_{t-i} \; {}_{t-i}' \; A_{ki} +\sum_{k=1}^{k}\sum_{j=1}^{p} B_{kj}' \; {}_{t-j} B_{kj} \tag{۵} $$

همچنین مدل نامتقارن BEKK [2] که از یک معادله GJR پیروی می‌کند به صورت زیر است:

$$ {}_{t}=C_0' C_0 +\sum_{k=1}^{k}\sum_{i=1}^{q} A_{ki}' \; {}_{t-i} \; {}_{t-i}' \; A_{ki} +\sum_{k=1}^{k}\sum_{j=1}^{p} B_{kj}' \; {}_{t-j} B_{kj} +\sum_{k=1}^{k}\sum_{i=1}^{r} G_{ki}' \; {}_{t-i} \; {}_{t-i}' \; G_{ki} \tag{۶} $$

که در آن C_0 یک ماتریس پایین مثلثی است و A_{ki} و B_{ki} ماتریس‌های K×K هستند (Tsay, 2005). اگر A_k و B_k را به عنوان ماتریس‌های قطری در نظر بگیرید. مدل BEKK یک نمونه محدود مدل VEC با ماتریس‌های مورب می‌باشد که BEKK قطری [3] نامیده می‌شود. همچنین می‌توان مدل BEKK به صورت اسکالر نشان داد: $A_k=a_kU$ و $B_k=b_kU$، که در آن a_k و b_k اسکالر و U یک ماتریس واحد می‌باشد (Bauwens, et al., 2005).

مدل CCC [4]

بولرسلف (Bollerslev, 1990)، دسته‌ای جدید از مدل‌های MGARCH را معرفی کرد. در این مدل‌ها، همبستگی‌های شرطی ثابت بوده و بنابراین کواریانس‌های شرطی، متناسب با حاصل ضرب انحراف معیارهای شرطی مربوطه هستند. این مدل به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$ {}_{t}= D_t \; D_t=\{ {}_{ij}\sqrt{ {}_{iit} \; {}_{jjt} } \}, D_t=\mathrm{diag}\{\sqrt{ {}_{11,t} }, \ldots ,\sqrt{ {}_{NN,t} }\} \tag{۷} $$

---

1. Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK)
2. Asymmetric BEKK
3. Diagonal BEKK
4. Constant Conditional Correlation (CCC)

که در آن ماتریس همبستگی شرطی $N\times N$ و D_t ماتریس مورب $N\times N$ می‌باشد که متشکل از انحراف از معیارهای شرطی اجزای $_t$ است و $_{ij}$ با اجزای مورب واحد، متقارن می‌باشد.

مدل نامتقارن همبستگی ثابت[1] را نیز می‌توان به صورت زیر نمایش داد (Kroner, et al., 1998):

$$_{iit}= \; _{ii}+ \; ^{2}_{i} \; _{iit-1}+ \; ^{2}_{i} \; ^{2}_{it-1}+ \; ^{2}_{i} \; ^{2}_{it-1}, \quad _{ijt}= \; _{ij}\sqrt{\; _{iit} \; _{jjt}} \qquad \text{for all } i \neq j \qquad (۸$$

مدل DCC[2]

یک طبقه جدید از مدل‌های چند متغیره مرسوم به مدل هبستگی شرطی پویا توسط انگل در سال ۲۰۰۲، معرفی شد. این مدل‌ها دارای انعطاف پذیری مدل‌های یک متغیری GARCH به اضافه مدل‌های پارامتری مقرون به صرفه برای همبستگی‌های می‌باشند. آنها خطی نیستند اما اغلب با روش‌های دو مرحله‌ای براساس تابع احتمال به سادگی برآورد می‌شوند. این مدل‌ها در انواع موقعیت‌ها عملکرد خوبی داشته و نتایج تجربی منطقی به همراه دارند. این مدل را می‌توان بصورت مشخصه آماری زیر فرمول بندی کرد:

$$r_t \left| I_{t-1} \right. \sim N\left(0, D_t \; _t \; D_t\right) \qquad (۹$$

$$Q_t = \bar{Q}\left(1- \; - \; \right)+ \; _{t-1} \; ^{'}_{t-1}+ \; Q_{t-1} \qquad (۱۰$$

$$\bar{Q}=E[\; _t \; ^{'}_t] \qquad (۱۱$$

$$_t=\mathrm{diag}\{Q_t\}^{-1}Q_t \; \mathrm{diag}\{Q_t\}^{-1} \qquad (۱۲$$

که Q یک ماتریس $N\times N$ است و $_{it}$ باقیمانده استاندارد شده می‌باشد. $\bar{Q}$ ماتریس کوواریانس غیر شرطی ε_t می‌باشد، یک ماتریس $N\times N$ متقارن و مثبت می‌باشد. و پارامترهای اسکالر غیر منفی می‌باشند که در $1> \; + \; >0$ صدق می‌کنند که به معنی $Q_t > 0$ می‌باشد (Engle, 2002).

کاپیلو و همکاران (Cappiello, et al., 2006)، مدل اصلی DCC را به ترکیب اثرات نامتقارن در همبستگی شرطی همبستگی پویا[3] (ADCC) ، گسترش داد. این مدل به صورت زیر توصیف می‌شود:

$$Q_t=\left(1- \; - \; \right) \bar{Q}+ \; _{t-i} \; ^{'}_{t-i}+ \; Q_{t-i}+ \; (n_{t-i} \; n^{'}_{t-i} -E\,[n_{t-i} \; n^{'}_{t-i}\,]) \qquad (۱۳$$

که $_t$ $n_t=I(\; _t<0)$ و بیانگر اثر اهرمی در همبستگی می‌باشد (Cappiello, et al., 2006).

1. Asymmetric Conditional Correlation (ACCC)
2. Dynamic Conditional Correlation (DCC)
3. Asymmetric Dynamic Conditional Correlations (ADCC)

مدل O-GARCH[1]

مدل O-GARCH بر این فرض است که ماتریس کوواریانس شرطی توسط مدل‌های GARCH یک متغیری m<n ایجاد می‌گردد که در آن m تعداد فاکتورهاست، یعنی:

$$H_t = V^{\frac{1}{2}} V_t V^{\frac{1}{2}} \tag{۱۴}$$

$$V_{t}^{1/2} = u_t = {}_{m,\, ft} \sim N(0, \quad) \tag{۱۵}$$

$$V_t = {}_m \sum_t {}'_m \tag{۱۶}$$

$$\sum_t = diag\left(h^2_{f1,t}, \ldots, h^2_{fm,t}\right) \tag{۱۷}$$

$$h^2_{fi,t} = w_i + {}_i f^2_{i,t-1} + {}_i h^2_{fi,t} \tag{۱۸}$$

و برای حالت نامتقارن:

$$h^2_{fi,t} = w_i + {}_i f^2_{i,t-1} + {}_i h^2_{fi,t} + \ I\left(f_{i,t-1}<0\right) f^2_{i,t-1} \tag{۱۹}$$

$$ {}_m = P_m diag(l_1^{\frac{1}{2}} \ldots l_m^{\frac{1}{2}}) \tag{۲۰}$$

در اینجا $V=diag(v_1, v_2, \ldots, v_n)$ و v_i عبارت است از واریانس حاشیه‌ای ${}_{it}$ ، $l_1 \geq .. l_m \geq 0$ و m عبارت است از بزرگ‌ترین مقدار ویژه در ماتریس همبستگی جمعیت u_t و P_m نیز عبارت است از ماتریس n×m در بردارهای ویژه متعامد دوجانبه بردار فاکتورها توسط $f_t=(f_{1t}, \ldots, f_{mt})$ به دست می‌آید. هر فاکتور از مدل GJR-GARCH(1,1) پیروی می‌کند (Santos, et al., 2013).

روش برآورد

به موجب فرض نرمال شرطی، پارامترهای مدل چندمتغیری GARCH را می‌توان با حداکثر کردن تابع لگاریتم درست نمایی l برآورد کرد:

$$l(\ )=-\frac{TN}{2}\log 2 \ -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\log|\ _t|+\ '_t \sum_t^{-1} \ _t) \tag{۲۱}$$

در اینجا بیانگر تمامی پارامترهای ناشناخته است که باید برآورد شوند، N تعداد سرمایه‌ها (تعداد سری‌ها در سیستم) و T تعداد مشاهدات و $_t = r_t - \ _t$ است. برآورد حداکثر درستنمایی برای به صورت مجانبی نرمال است. به این ترتیب، روش‌های سنتی استنتاج آماری عملی خواهند بود (Brooks, 2002). به خوبی می دانیم که نرمال بودن باقیمانده‌ها در اغلب کاربردها با داده‌های دارای

---

1. Orthogonal GARCH

فرکانس بالا رد می‌شود. بویژه کشیدگی اغلب بازده‌ها در دارایی‌های مالی بزرگ تر از ۳ است، بعلاوه، توزیع غیرشرطی آنها اغلب دارای دنباله‌های ضخیم‌تر نسبت به توزیع نرمال شرطی است: افزایش ضریب کشیدگی توسط واریانس شرطی پویا معمولاً برای هماهنگی مناسب با کشیدگی غیرشرطی داده‌ها کافی نیست (Bauwens, et al., 2006)، اگر تویع شرطی $_t$ نرمال نباشد، حداکثر رسانی معادله (۲۱) به عنوان حداکثر شبه درستنمایی (QML) در نظر گرفته می‌شود (Hafner, et al., 2006). تخمین‌زن شبه حداکثر درستنمایی برای مدل‌هایی مناسب است که کوواریانس و واریانس‌های شرطی را مشخص می‌سازند زیرا به درستی میانگین شرطی و واریانس‌های شرطی را مشخص می‌سازد (Bauwens, et al., 2002). اما انگل و همکاران (Engle, et al., 2008)، نشان دادند، حتی اگر تابع شبه درستنمایی برای این مدل‌ها را در بعد بالا محاسبه کنیم، مشکل پارامتر تصادفی به تداخل مبتنی بر شبه درستنمایی منجر شده و مسائل اقتصادی قابل توجهی در پارامترهای پویای برآورد شده ایجاد خواهد کرد. روش آنها شامل ایجاد نوعی درستنمایی مرکب و سپس به حداکثر رساندن آن برای دسترسی به برآوردکننده‌ای با مزایای بهتر است:

$$Y_{jt}=S_j r_t \tag{۲۲}$$

$$Y_{1t}=(r_{1t},r_{2t})',\ Y_{2t}=(r_{1t},r_{2t})',...$$

$$Y_{\frac{K(K-1)}{2}t}=\left(r_{1t},r_t\right)',\ \text{where}\ \ N=K(K-1)/2$$

$$E\left(Y_{jt}|f_{t-1}\right)=0,\ \ COV\left(Y_{jt}|f_{t-1}\right)=H_{jt}=S_jH_tS'_j \tag{۲۳}$$

که S_{jt} ماتریس غیرتصادفی است و Y_{jt} همه جفت‌های منحصر به فرد از داده است، مجموعه‌ای ازپارامترهاست، N کل تعداد جفت‌هاست و $t=1,2,..,T$. سپس یک شبه درستنمایی معتبر برای از زیر مجموعه j ام می‌تواند ساخته شود.

$$\log L_j(\;\;)=\sum_{t=1}^{T} l_{jt}(\;\;),\ \ l_{jt}(\;\;)=\log f\left(Y_{jt};\;\;\right) \tag{۲۴}$$

$$l_{jt}(\;\;)=-\frac{1}{2}\log\left|H_{jt}\right|-\frac{1}{2}Y_{jt}H_{jt}^{-1}Y_{jt} \tag{۲۵}$$

هر زیرمجموعه، شبه درستنمایی معتبری را ارائه می‌دهد اما اطلاعات این شبه درستنمایی درباره پارامترها اندک است. حاصل چندین زیرمجموعه برآوردکننده‌ای با مزایای بیشتر به‌دست می‌دهد:

$$CL(\;\;)=\sum_{t=1}^{T}\frac{1}{N}\sum_{1}^{N}\log f(Y_{jt};\;\;) \tag{۲۶}$$

با این روش دیگر نیازی به معکوس کردن ماتریس‌های کوواریانس چند بعدی بزرگ نخواهد بود و مشکل پارامتر تصادفی تأثیری بر آن نخواهد داشت. سرعت آن نیز می‌تواند بالا باشد و از خطاهای معمول شبه درستنمایی در صورت بزرگ بودن مقطع عاری است (Engle, Shephard, 2008).

ارزش در معرض خطر

ارزش در معرض خطر (VaR)، حداکثرزیان بازده یا مجموعه دارایی را در سطح ریسک داده شده و طی دوره زمانی خاص تخمین می‌زند. در این صورت VaR طبق معادله زیر به دست می‌آید:

$$\Pr\left[Q \le -VaR(p)\right]=p \quad or \quad p=\int_{-\infty}^{-VaR(p)} f_q(x)dx \qquad (۲۷$$

که در آن p احتمال ضرر متجاوز یا مساوی VaR، Q سود/زیان و f(x) احتمال تابع تجمعی q است. در حالت پرتفویی متشکل از n دارایی با فرض نرمال بودن توزیع بازده، داریم::

$$VaR_t=-\vartheta_{t-1}\times(\ _t-\ _{port}\ ^{-1}(p)) \qquad (۲۸$$

که VaR_t ارزش درمعرض خطر دوره آتی، Y_{t-1} ارزش جاری سهم $_t$ میانگین بازده در دوره t، و ϑ ارزش پرتفوی و $_{port}$ انحراف معیار بازده در دوره t و $^{-1}(p)$ کوانتیل p توزیع نرمال استاندارد با $^{-1}(p)\succ 0$ می‌باشد. VaR برای توزیع تی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$VaR_t=-\ \vartheta\times(\ _{p,t}-\sqrt{\frac{v-1}{v}}\ _{port}T^{-1}_{v,p}) \qquad (۲۹$$

که $T^{-1}_{v,p}$ کوانتیل p توزیع استودنت t- با درجه آزادی v می‌باشد (Dowd, 2005).

ارزیابی صحت برآورد و رتبه‌بندی مدل‌ها

اولین گام در پس‌آزمایی روش‌های مختلف، تعیین دقت مدل‌ها در برآورد ارزش در معرض خطر می‌باشد. یکی از این روش‌های ارزیابی، آزمون کوپیک (آزمون پوشش غیر شرطی[1]) است. در این آزمون فرضیه صفر به صورت برابر بودن نسبت شکست و سطح پوشش مورد انتظار تعریف می‌شود. برای آزمون فرضیه اخیرمی توان از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی استفاده کرد که دارای توزیع کای دو با درجه آزادی یک است و عبارت است از:

$$LR_{uc}=-21n(1-\ )^{T-x}(\ )^{x}/(1-\ _0)^{T-x}(\ _0)^{x}) \qquad (۳۰$$

1. Unconditional Coverage Test

که در آن، x تعداد شکست‌ها، T، تعداد کل پیش‌بینی‌ها نسبت تعداد دفعات تحقق شکست در پیش‌بینی مقدار خطر به کل تعداد($VaR_t($ $)$ محاسبه شده و نرخ پوشش مدل مورد نظر است. از آنجا که تست کوپیک دارای پوشش غیرشرطی است و عدم استقلال تجاوزها را نادیده می‌گیرد، در سال ۱۹۹۸، کریستوفرسون تستی را براساس پوشش شرطی[1] ارائه داد. این آزمون ترکیبی از آزمون سطح پوشش غیر شرطی و استقلال تخطی‌ها و دارای توزیع کای دو با درجه آزادی دو است. یعنی:

$$LR_{CC}=LR_{UC}+LR_{IND}\ ,\quad \text{where}\quad LR=2\left[\frac{\log(\quad)}{\log(\quad)}\right]\sim x^2 \qquad (۳۱$$

که ماتریس گذار مشاهده و ماتریسی بر مبنای استقلال مشاهدات است (Danielsson, 2011).

انگل و همکاران (Engle, et al., 2004)، جهت آزمون فرض کارایی شرطی، یک مدل رگرسیون خطی پیشنهاد می‌کنند که تخطی‌های کنونی را به تخطی‌های گذشته مربوط می‌سازد برای انجام این آزمون متغیر Hit به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Hit(\ )=I_t(\ )-\quad \text{and}\ Hit_t(\ )=\begin{cases}1- & \text{if}\quad r_t<-\%VaR_{t|t-1}(\ )\\ - & \text{otherwise}\end{cases} \qquad (۳۲$$

حالا مدل رگرسون خطی زیر را در نظر بگیرید.

$$Hit_t(\ )=\ +\sum_{k=1}^{k}\ _k Hit_{t-k}(\ )+\sum_{k=1}^{k}\ _k g\left[Hit_{t-k}(\ ),Hit_{t-k-1}(\ ),\ ,z_{t-k},z_{t-k-1},..\right]+\ _t \qquad (۳۳$$

که $_t$ متغیر خطا بوده و جملات آن دارای توزیع یکسان و مستقل از هم می‌باشند. g(.) را می‌توانیم تابعی از بازده‌های گذشته (r_{t-k})، مجذور بازده‌های گذشته (r^2_{t-k})، مقادیر پیش‌بینی شده ارزش در معرض در خطر گذشته $VaR_{t-k|t-k-1}(\ )$ و یا داده‌های نوسان ضمنی در نظر بگیریم. به هر حال آزمون صفر کارایی شرطی، مستلزم بررسی صفر بودن همزمان $_k$ و $_k$ عدد ثابت است. بر این اساس فرض صفر را به صورت ذیل بیان می‌کنیم:

$$H_0=\ =\ _k=\ _k=0 \qquad (۳۴$$

اگر بردار پارامترها را با $=(\ \ _1 \ \ _k\ \ _1\ \ _k)'$ و ماتریس متغیرهای توضیحی رابطه فوق را با Z نشان دهیم، آزمون فرضیه کارایی شرطی (DQ_{cc}) با نسبت درستنمایی زیر بیان می‌شود:

$$DQ_{cc}=\frac{ZZ}{(1-\ )},\ \text{if}\ T\rightarrow\infty\rightarrow\ DQ_{cc}\sim x^2(2K+1) \qquad (۳۵$$

1. Conditional Coverage Level

این نسبت در صورتی که تعداد کل پیش‌بینی‌ها به اندازه کافی بزرگ باشد؛ دارای توزیع کای دو با درجه آزادی 2k+1 است؛ که برابر با تعداد پارامترهای مدل می‌باشد (رادپور و همکاران، ۱۳۸۸).

در بسیاری از موارد چندین مدل دقت آنها در برآورد مورد تأیید قرار می‌گیرد، اما انتخاب بهترین مدل از مدل‌های تأیید شده به عنوان مساله‌ای در پیشروی مدیریت ریسک قرار می‌گیرد. شنر و همکاران (Sener, et al., 2012)، روش مبتنی بر تابع زیانی ارایه دادند که به وسیله آن بتوان ضمن در نظر گرفتن مقداری جریمه برای برآورد بیش از حد ارزش در معرض خطر روش‌های مختلف VaR را رتبه بندی نمود. تابع زیان معرفی شده به صورت زیر می‌باشد:

$$l_{j,t}=\begin{cases} \left(x_t,VaR_{j,t}\right) \text{ if } x_{t+1}<VaR_{j,t} \\ \left(x_t,VaR_{j,t}\right) \text{ if } x_{t+1}>VaR_{j,t} \end{cases} \quad (۳۶$$

بر این اساس تابع زیان به دو منطقه امن [۱] و منطقه خطا [۲] تقسیم می‌شود که Φ نمایانگر تابع زیان در منطقه خطا و بیانگر تابع زیان در منطقه امن می‌باشد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\left(x_t,VaR_{j,t}\right)=\sum_{i=1}^{-1}\sum_{m=1}^{-i}C_i*C_{i+m} \quad (۳۷$$

$$\left(x,VaR\right)=\sum_{t=1}^{T}[1(x_t>VaR_t|x_t<0](x_t-VaR_t) \quad (۳۸$$

در این تابع خوشه‌ها را به صورت تخطی‌های پشت هم و متوالی بدون فاصله تعریف می‌نماییم و اگر هر تخطی به تنهایی ظاهر شد خود یک خوشه محسوب می‌شود. C_i*C_{i+m} کمیت متناظر با دو خوشه بین iامین و (i+m) امین خوشه است. ملاحظه می‌شود به دلیل رابطه معکوس بین فاصله دو خوشه و تابع زیان معرفی شده، هرچه فاصله خوشه‌ها کمتر باشد جریمه لحاظ شده بیشتر می‌شود.

منطقه بالای ارزش در معرض خطر یعنی منطقه امن نیز میتواند برای بنگاه از اهمیت بالایی برخوردار باشد چرا که تخصیص بیش از حد منابع به منظور پوشش ریسک باعث زیان برای بنگاه می‌شود. با توجه به نکات ذکر شده تابع خطای مدل به صورت زیر خواهد بود.

$$PM\left(\ , x, VaR\right)=\frac{1}{T^*}[\left(1- \ \right)\varnothing\left(x, VaR\right)+ \quad \left(x, VaR\right)] \quad (۳۹$$

این "معیار نهایی" معیاری است که در رده‌بندی روش‌های VaR مورد استفاده قرار می‌گیرد. با محاسبه نسبت ارزش PM در روش انتخابی به مجموع تمام PMها رتبه‌بندی را انجام می‌دهیم.

1. Safe Space
2. Violation Space

$$\text{Ratio}_j = \frac{\text{PM}_j}{\sum_{i=1}^{n} \text{PM}_i} \qquad (۴۰$$

هرچه نسبت روش jام در میان n تعداد روش بالاتر باشد، روش بدتر است (Sener, et al., 2012).

مروری بر پیشینه تحقیق

طی سال‌های اخیر مدیریت ریسک بازار توجه فراوانی به خود جلب کرده که علت آن را می‌توان در اهمیت تنظیم سیستم مالی برای قراردادهای باسل II و باسل III [1] جست وجو کرد. این قراردادها نقش ارزش در معرض ریسک را بررسی کرده و می‌گویند مؤسسات مالی باید برای کنترل ریسک مالی خود و تعیین میزان سرمایه تحت کنترل تنظیمی از روندهای اجرا و گزارش بهره گیرند (Berkowitz, et al., 2002). در نتیجه، VaR اکنون یکی از مشهورترین معیارهای ریسک در کنترل و مدیریت ریسک بازار محسوب می‌گردد. تا کنون روش‌های فراوانی برای برآورد VaR وجود داشته است. ساده‌ترین راه برآورد VaR استفاده از چندک ساده براساس اطلاعات گذشته است که به عنوان شبیه سازی تاریخی (HS) شناخته می‌شود. روش‌های مهم دیگر برآورد VaR عبارتند از روش‌های مبتنی بر نظریه مقدارفرین (EVT) یا مدل‌های ارزش در معرض ریسک اتورگرسیو شرطی (CViaR) که در آنها VaRها با استفاده از حداقل سازی رگرسیون چندک برآورد می گردند. این روش‌ها بر این فرض استوار هستند که بازده بطور مستقل و متناسب (IID) توزیع شده است، در حالی که بازده مالی به دلیل وجود نوسانات خوشه‌ای، IID نیست، اگرچه میانگین نمونه کاملاً ثابت است و ارزش آن حدود صفر می‌باشد (Ying Chen ,2001). برای مدل‌سازی پدیده نوسانات خوشه‌ای، انگل (Engle, 1982)، برای اولین بار مدلی را ارائه نمود که بر اساس آن توانست ناهمسانی واریانس شرطی را مدل سازی نماید. پس از آن مدل‌های گوناگونی بر پایهٔ مدل اولیه انگل توسط محققین مختلف ارائه گردیدند که به طور گسترده‌ای در زمینهٔ تحلیل سری‌های زمانی مالی و بخصوص در زمینه برآورد VaR مورد استفاده قرار گرفتند.

گفتنی است تفاوت بسیاری در نتایج مرتبط با بهترین مدل GARCH دربرآورد VaR وجود دارد. وانگ و همکاران (Wong, et al., 2003)، عملکرد ۹ مدل GARCH را در برآورد نتایج VaR برای سری‌های شاخص عادی استرالیا (AOI) بررسی کردند. تحقیقات آنها نشان داد مدل‌های VaR مبتنی بر GARCH عملکرد ضعیفی داشته و معیار تست تکمیلی باسل را برآورده نمی‌سازند. اورهان و

1. Basel II and Basel III Accords

همکاران (Orhan, et al., 2012) به مقایسه ۱۶ مدل GARCH در برآورد پیش‌بینی‌های VaR تک گامی با استفاده از توزیع نرمال و استیودنت t پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که GARCH(1,1) دقیق‌ترین نتیجه را داشته و توزیع تی استودنت عملکرد بهتری از توزیع نرمال نشان می‌داد. در ابعاد چند متغیری نیز برخی مطالعات در زمینه برآورد VaR مجموعه دارایی انجام شده است. سانتوس و همکاران (Santos, et al., 2013)، عملکرد سه مدل GARCH چند متغیری را در محاسبه پیش‌بینی VaR بررسی کردند در حالیکه وزن مجموعه‌های دارایی یکسان در نظر گرفته می‌شد و تعداد سرمایه‌ها نیز بالا بود. مدل‌های مورد استفاده عبارت بودند از DCC-GARCH, CCC-GARCH و DCC-GARCH نامتقارن. براساس این تحقیق، DCC-GARCH نتایج دقیق‌تری در پیش‌بینی VaRدر مقایسه با مدل‌های دیگر نشان می‌داد.کاپورین و همکاران (Caporin, et al., 2012)، نیز سعی کردند به ارزیابی عملکرد مدل‌های VaR از نوع GARCH چند متغیری بپردازند. آنها از مدل‌هایCDCC, BEKK, DCC[1] وCCC, OGARCH و ریسک متریک در محاسبه پیش‌بینی‌های VaR مجموعه دارایی استفاده کردند. هر مدل در مقیاس‌های متوسط و بزرگ ارزیابی شد. در انتها، DCC-GARCH و O-GARCH عملکرد کمی بهتر از مدل‌های دیگر نشان دادند. رومرو و همکاران (Romero, et al., 2014)، نیز بررسی جامعی از مدل‌های توسعه یافته VaR انجام دادندکه نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد نظریه مقدار فرین (EVT) و شبیه‌سازی تاریخی فیلترشده[2] بهترین روش برای برآورد ارزش در معرض هستند. علاوه بر این روش‌های پارامتریک تحت توزیع چوله نتایج امیدوار کننده‌ای بدست می‌دهند. برگر و همکاران (Berger et al., 2014)، پیش‌بینی ارزش در معرض خطر برای مدل‌هایی همچون سریز نوسان[3]، مدل همبستگی پویا و نظریه مقداری فرین وکاپولا را برای پرتفوهای مختلف در دوره نمونه بازار آرام و پرتلاطم بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد مدل‌های کاپولا همراه با نظریه مقداری فرین عملکرد بهتری دارند. برایونی و همکاران (Braione, et al., 2016)، در تحقیقی ضمن تأکید بر ناهمسان بودن و دم پهن بودن دارایی‌های مالی به بررسی مدل‌های GARCH تک متغیره و چند متغیره با فرض توزیع‌های مختلف نرمال، استیودنت و نمایی چند متغیره می پردازند. نتایج نشان می‌دهد فرض توزیع چوله عملکرد بهتری دارد. ازجمله تحقیات داخلی در زمینه برآورد ارزش در معرض خطر می‌توان به تحقیق انجام شده توسط محمدی و همکاران (۱۳۸۷) اشاره کرد که به محاسبه ارزش درمعرض خطر با استفاده از

1.Corrected DCC
2. Filtered Historical Simulation
3.volatility spillover

مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برآورد VaR یک روزه و ده روزه با استفاده از توزیع‌های لپتوکورتیک از دقت بالاتری برخوردار نمی‌باشد و در نهایت نشان دادند که شاخص‌های قیمت و بازده نقدی، صنعت و ۵۰ شرکت فعال‌تر، نسبت به شاخص‌های دیگر ارزش در معرض خطر کمتری دارد. شاهمرادی و همکاران (۱۳۸۶)، با کاربرد چهار مدل از نوع مدل‌های GARCH ارزش در معرض خطر برای پنج شاخص عمده بورس اوراق بهادار تهران برآورد کردند. نتایج حاکی از آن است که این گروه از مدل‌ها، رفتار میانگین و واریانس داده‌ها را به نحو مطلوبی توضیح می‌دهند و فرض توزیع تی بهبودی در نتایج برآوردها ایجاد نمی‌کند. رستمی و همکاران (۱۳۹۱) در تحقیقی عملکرد مدل‌های چند متغیره پارامتریک و نیمه پارامتریک پرتفویی شامل شاخص‌های Nikkei ۲۲۵، DJIA و TEDPIX جهت تعیین بهترین سنجه ارزش در معرض ریسک مورد مقایسه قرار دادند. نتایج حاکی از برتری مدل‌های نیمه پارامتریک نسبت به پارامتریک در زمینه برآورد VaR است.

روش تحقیق

توصیف داده‌ها

در این پژوهش، بازده شاخص قیمت بیست صنعت در بورس اوراق بهادار تهران در سه پرتفوی با ابعاد ۲۰،۱۰،۵، مورد استفاده قرار گرفته که دارای تناوب روزانه از ۱۳۹۰/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۳/۰۷/۲۹ با مجموع ۸۶۰ داده می‌باشد. سه پرتفوی مورد بررسی عبارت است از :

پرتفوی اول شامل صنایع ۱۵ تا۲۰ موجود در جدول (۱)، پرتفوی دوم شامل صنایع ۱تا ۱۰ موجود در جدول (۱) و پرتفوی سوم نیز تمامی صنایع موجود در جدول (۱)، را در بر می‌گیرد.

چرایی این انتخاب به ضرورت تشخیص مناسب و قابل اتکای بهترین مدل در برآورد VaR بر می‌گردد، زیرا شرایط متفاوت داده و افزایش تعداد دارایی‌ها می‌تواند در رتبه‌بندی و کارایی مدل‌ها تأثیرگذار باشد. بازده این شاخص‌ها براساس تفاوت لگاریتمی قیمت محاسبه گردیده است.

$$r_t = \log(p_t / p_{t-1}) \times 100 \qquad (۴۱)$$

در جدول (۱) آمار توصیفی بازده ارائه شده است. در تمامی موارد آزمون دیکی–فولر اعمال شد و فرضیه صفر ریشه واحد رد گردید. همچنین، براساس ضرایب عدم تقارن و کشیدگی، آماره Jarque-Bera و طرح‌های QQ نمی‌توان نرمال بودن بازده را تصور کرد. بعلاوه، براساس آماره Ljung-Box نمی‌توانیم فرضیه صفر را در خودهمبستگی تا ترتیب ۱۰ برخی از سری‌های بازده رد

کنیم اما این مساله در توان دوم بازده رد می‌شود. سرانجام، برای تأیید وجود تأثیرات ARCH، تست ناهمسانی واریانس انگل با وقفه ۳ اعمال شد که در تمامی موارد فرضیه صفر رد شده و اثر ARCH اثبات می گردد.

جدول (۱): توصیف آماری داده‌ها طی دوره ۱۳۹۰/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۳/۰۷/۲۹

	بازده لگاریتمی	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آزمون جارک-برا	آزمون دیکی-فولر	آمارهٔ آزمون ARCH
۱	مواد و محصولات دارویی	۰.۱۵۷۰	۰.۸۰۰۷	۲.۰۳۲۶	۱۱.۴۸۷۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۲	سیمان، گچ، آهک	۰.۱۶۱۷	۰.۹۶۷۴	۱.۱۵۶۴	۵.۷۶۳۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۳	محصولات شیمیایی	۰.۱۹۳۴	۱.۱۴۶۴	۰.۳۱۰۳	۵.۶۸۷۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۴	ماشین آلات و تجهیزات	۰.۱۵۶۷	۱.۰۵۹۶	۱.۹۶۶۱	۱۸.۳۴۰۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۵	استخراج کانه های فلزی	۰.۱۴۶۷	۱.۴۱۰۴	۰.۶۰۴۳	۴.۷۱۱۳	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۶	کاشی و سرامیک	۰.۱۸۶۵	۱.۳۱۴۳	۲.۰۹۳۵	۱۸.۳۷۱۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۷	رایانه و فعالیت های وابسته	۰.۱۲۴۹	۱.۲۸۷۹	۱.۲۱۳۷	۱۲.۴۲۹۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۸	شرکتهای چند رشته ای صنعتی	۰.۱۶۷۰	۱.۲۴۴۸	۰.۵۹۷۱	۴.۷۹۶۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۹	واسطه گری های مالی و پولی	۰.۰۹۴۵	۱.۰۳۸۶	۰.۷۱۴۶	۵.۱۳۸۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۰	ساخت محصولات فلزی	۰.۱۵۲۹	۱.۶۵۰۸	۲.۰۶۶۴	۱۷.۰۸۱۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۱	محصولات چوبی	۰.۰۷۳۶	۲.۱۷۰۰	-۱.۲۰۸۷	۱۷.۰۱۴۹	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۲	قند و شکر	۰.۱۸۳۲	۱.۷۲۰۵	۱.۳۱۷۱	۱۱.۵۲۹۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۳	فراورده های نفتی، کک و سوخت هسته ای	۰.۲۲۸۱	۱۱.۲۹۳	-۰.۳۰۵۸	۴۱۱.۳۴۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۴	ماشین آلات و دستگاه های برقی	۰.۱۱۷۷	۱۵.۷۸۰۸	۰.۲۷۶۸	۲۱۰.۷۳۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۵	خدمات فنی و مهندسی	۰.۱۳۷۲	۲.۲۳۴۳	-۰.۰۷۴۷	۷.۱۲۴۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۶	فلزات اساسی	۰.۱۱۱۵	۱.۲۲۳۱	۰.۵۳۰۷	۴.۳۰۱۹	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۷	سرمایه گذاری ها	۰.۱۱۹۶	۱.۱۴۹۱	۰.۴۰۵۱۹	۴.۰۱۳۳۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۸	مخابرات	۰.۰۵۶۶	۱.۲۴۲۴	۱.۲۰۸۵	۱۳.۲۴۵۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۱۹	انبوه سازی، املاک و مستغلات	۰.۰۸۴۰۰	۱.۲۴۲۰	۰.۳۰۰۹	۳.۶۵۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۲۰	خودرو و ساخت قطعات	۰.۰۴۷۱	۱.۸۱۱۶	۰.۴۴۰۸	۴.۰۸۴۲۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰

فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات

در گام اول برای تصریح مناسب مدل، با توجه به معیارهای آکائیک و شوارتز- بیزین و معنی‌داری ضرایب، وقفه (۱و۱) نسبت به سایر وقفه‌ها، برای مدل‌ها مناسب تشخیص داده شد. آمارهٔ آزمون Q برای پسماندها در تمام وقفه‌ها، در سطح معنی‌داری ۵ درصد پذیرفته می‌شود که از مطلوب بودن نتایج برآورد حکایت دارد. همچنین آزمون Q^2 برای مربع پسماندها، نشان‌دهندهٔ رفع اثر ARCH در تمامی

وقفه‌ها می‌باشد. پس از تصریح مناسب مدل، به منظور بهینه‌یابی اوزان صنایع منتخب ماتریس کوواریانس شرطی DCC(1,1) با حداکثرسازی تابع درستنمایی مرکب ، برآورد شد و وزن‌های بهینه متغیر در طی زمان تحت تئوری پرتفوی مارکویتز و با رویکرد حداقل‌سازی ریسک محاسبه گردید.

در نهایت تمامی مدل‌های مختلف MGARCH توصیف شده با روش QML در کنار مدل DCC (CL[1]) با توجه به تقارن و عدم تقارن باقیمانده‌ها برآورد شدند تا امکان محاسبه پیش‌بینی VaR و بررسی عملکرد مدل‌ها از طریق آزمون کفایت آماری و رتبه‌بندی مدل‌ها فراهم گردد.

به منظور پس‌آزمایی مدل‌ها از روش پنجره غلتان استفاده شده است. در این روش یک نمونهٔ برازش[2] ثابت (WE) در نظرگرفته و در سراسر کل دوره داده‌ها (N)، غلتانده می‌شود، در نتیجه به ازای هردوران یک پیش‌بینی VaR صورت می‌گیرد تا در نهایت WE-N ارزش در معرض خطر پیش‌بینی شده بدست آید. سپس سری ارزش درمعرض خطر پیش‌بینی شده با سری بازده حقیقی مقایسه و طبق روش های گفته شده در بخش ارزیابی صحت برآورد و رتبه‌بندی مدل‌ها، ابتدا کفایت آماری مدل‌ها آزمون می‌گردد و در گام بعدی فرآیند رتبه‌بندی برای مدل‌هایی که در مرحله قبل پذیرفته شده‌اند، انجام می‌شود.

در این پژوهش، دو پنجره غلتان ۵۰۰ و ۷۰۰ مشاهده انتخاب شده است همچنین در همه موارد از جمله برآورد ارزش در معرض خطر و آزمون ها سطح خطای ۱٪ و ۰.۰۵، لحاظ شده است. بعلاوه، بین دو توزیع مختلف تمایز قائل شدیم: نرمال و تی استیودنت.

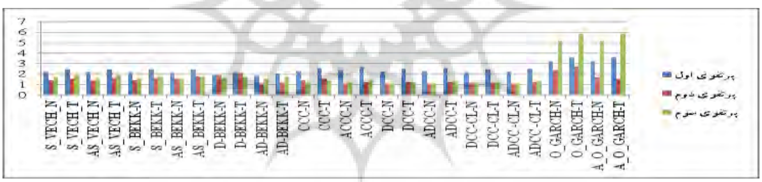
نتایج بهینه‌سازی سبد سهام در مجموعه نمودارهای پیوست (ج) ارائه شده است و نتایج پیش‌بینی یک روزه ارزش در معرض خطر در جدول‌های ۱ تا ۳ در پیوست (الف)آمده است، همچنین نتایج پس‌آزمایی کفایت آماری مدل‌ها نیز در جدول‌های ۱ تا ۱۲ در پیوست (ب) به همراه نمودارهای ارزش در معرض خطر در مقایسه با بازده پرتفوی در پیوست (د) آورده شده است.

یافته‌های پژوهش

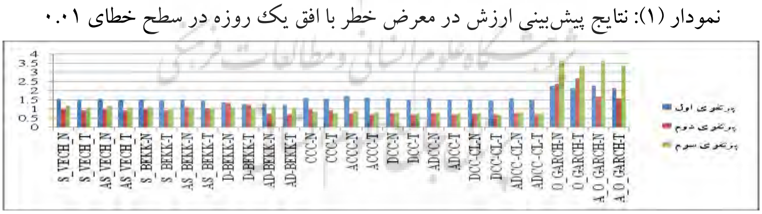
نکته جالب توجه در نتایج پیش‌بینی یک روزه ارزش در معرض خطر که در نمودارهای (۱) و (۲) و جدول‌های ۱ تا ۳ در پیوست (الف) آورده شده است، رفتار معکوس مقادیر پیش‌بینی ارزش در معرض خطر توزیع‌های نرمال و تی استودنت در سطح خطاهای مختلف می‌باشد، به نحوی که در سطح خطای ۰.۰۱، میزان ارزش در معرض خطر در توزیع نرمال کمتر از تی بوده و در سطح خطای ۰.۰۵، حالت

1. Composite Likelihood (CL)
2. Estimation Period

عکس این قضیه اتفاق می‌افتد. نکته دیگر اینکه مدل‌هایی که سرایت تلاطم بازدهی‌ها را لحاظ نمی‌کنند همانند مدل OGARCH، به مراتب میزان ارزش در معرض خطر بالایی را نسبت به مدل‌های دیگر تخمین می‌زنند که این امر بنگاه را مجبور به پوشش بیش از حد منابع برای پوشش ریسک می‌کند. از طرف دیگر هر چه ابعاد پرتفوی افزایش می‌یابد مدل‌های همبستگی بخصوص مدل همبستگی پویا با برآورد درست نمایی مرکب، میزان ارزش در معرض خطر کمتری را برآورد می‌کند. به عنوان مثال در پرتفوی سوم و با فرض توزیع تی استیودنت میزان برآورد ارزش در معرض خطر یک روزه برای مدل همبستگی شرطی پویا با رویکرد درستنمایی مرکب در پرتفوی سوم و در سطح خطای ۰.۰۵ برابر با ۰.۶۷ درصد ارزش سبد دارایی است که نشان می‌هد با احتمال پنج درصد ممکن است زیانی بیش از ۰.۶۷ درصد ارزش سبد دارایی اتفاق بیافتد، در حالی که این میزان برای مدل OGARCH برابر با ۳.۴ درصد ارزش سبد دارایی است. از سوی دیگر میزان ارزش در معرض خطر در پرتفوی اول با اینکه بعد کمتری دارد بسیار بالاتر نسبت پرتفوی دوم و سوم است که این به دلیل وجود شاخص‌های پرنوسان در این پرتفوی می‌باشد. این موضوع در نمودارهای (۱) و(۲)، قابل مشاهده است:



نمودار (۱): نتایج پیش‌بینی ارزش در معرض خطر با افق یک روزه در سطح خطای ۰.۰۱



نمودار (۲): نتایج پیش‌بینی ارزش در معرض خطر با افق یک روزه در سطح خطای ۰.۰۵

نتایج پس‌آزمایی کفایت آماری مدل‌ها نیز در جدول های ۱ تا ۱۲ در پیوست (ب) به همراه نمودارهای ارزش در معرض خطر در مقایسه با بازده پرتفوی در پیوست (د) آورده شده است. نتایج برآورد ارزش در معرض خطر در پنجره ۵۰۰ مشاهده، نشان می‌دهد با افزایش ابعاد پرتفوی، تنها مدل‌های همبستگی توانسته اند مورد قبول واقع شوند، در حالی که سایر مدل‌ها به دلیل تخمین ارزش

در معرض خطر بسیار بالا دارای تخطی بسیار پایینی بوده و کفایت آماری لازم را جهت بررسی در مدل‌های رتبه‌بندی ندارند. اما با افزایش طول پنجره به ۷۰۰ مشاهده، تعداد مدل‌هایی که مورد تأیید واقع می‌شود افزایش می یابد. این نشان می‌دهد کفایت روش‌های محاسبه به طول پنجره غلتان حساس است. در گام بعدی مدل‌های پذیرفته شده با یکدیگر مقایسه می شوند. در جدول (۲) و جدول (۳)، نتایج رتبه‌بندی مدل‌ها بر اساس رتبه‌بندی شنرآورده شده است. همانطور که در جداول مشاهده می‌گردد در سطح خطای ۰.۰۱ و ۰.۰۵، مدل‌های همبستگی بخصوص مدل همبستگی پویا با درستنمایی مرکب نسبت به مدل‌های دیگردر رتبه‌های بهتری نسبت به سایر مدل‌های چند متغیره قرار گرفته‌اند. از طرفی انتخاب نمونه نیز می‌تواند در رتبه‌بندی مدل‌ها اثر گذار باشد.

جدول(۲): رتبه‌بندی مدل‌ها در برآورد ارزش در معرض خطر بر اساس آزمون شنر در سطح خطای ۰.۰۱

	روش تخمین ماتریس واریانس - کواریانس	پنجره ۵۰۰						پنجره ۷۰۰					
		پرتفوی اول		پرتفوی دوم		پرتفوی سوم		پرتفوی اول		پرتفوی دوم		پرتفوی سوم	
		نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه
۱	S_VECH_N	۰.۰۳۱۸۸	۱۰	۰.۰۴۸۸۰	۲۰	–	–	–	–	۰.۰۴۲۳۲	۲۳	–	–
۲	S_VECH_T	۰.۰۴۱۶۸	۲۷	–	–	–	–	–	–	۰.۰۴۹۱۵	۲۶	–	–
۳	AS_VECH_N	۰.۰۳۱۸۸	۹	۰.۰۴۸۷۵	۱۹	–	–	–	–	۰.۰۴۲۳۶	۲۴	–	–
۴	AS_VECH_T	۰.۰۴۱۶۸	۲۶	–		–	–	–	–	۰.۰۴۹۱۹	۲۷	–	–
۵	S_ BEKK-N	۰.۰۳۰۸۷	۷	۰.۰۴۲۳۹	۱۴	–	–	–	–	۰.۰۳۴۶۵	۱۴	–	–
۶	S_ BEKK-T	۰.۰۴۰۴۲	۲۲	۰.۰۴۹۴۲	۲۱	–	–	–	–	۰.۰۴۱۴۷	۲۲	–	–
۷	AS_ BEKK-N	۰.۰۳۰۸۷	۷	۰.۰۴۲۴۱	۱۵	–	–	–	–	۰.۰۳۴۶۲	۱۱	–	–
۸	AS_ BEKK-T	۰.۰۴۰۴۲	۲۲	۰.۰۴۹۴۳	۲۲	–	–	–	–	۰.۰۴۱۴۴	۲۱	–	–
۹	D-BEKK-N	۰.۰۳۰۴۱	۶	۰.۰۴۲۰۸	۱۲	–	–	–	–	۰.۰۳۹۵۳	۱۷	–	–
۱۰	D-BEKK-T	۰.۰۴۰۴۶	۲۴	–	–	–	–	–	–	۰.۰۴۶۰۱	۲۵	–	–
۱۱	AD-BEKK-N	۰.۰۳۰۲۱	۵	۰.۰۴۲۷۰	۱۷	–	–	–	–	۰.۰۴۰۷۷	۲۰	–	–
۱۲	AD-BEKK-T	۰.۰۴۰۲۳	۲۱	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
۱۳	CCC-N	۰.۰۳۴۵۲	۱۴	۰.۰۳۷۱۳	۶	۰.۰۸۲۴۹	۶	۰.۰۷۷۸	۶	۰.۰۳۱۳۰	۶	۰.۰۶۹۸۱	۶
۱۴	CCC-T	۰.۰۴۲۷۸	۲۸	۰.۰۴۳۷۳	۱۸	۰.۰۹۷۵۴	۱۲	۰.۰۹۰۵۳	۱۲	۰.۰۳۶۶۸	۱۶	۰.۱۰۹۴۱	۱۲
۱۵	ACCC-N	۰.۰۳۳۷۳	۱۱	۰.۰۳۴۳۹	۵	۰.۰۷۶۴۹	۵	۰.۰۷۷۷۹	۵	۰.۰۲۹۷۵	۴	۰.۰۶۴۵۸	۵
۱۶	ACCC-T	۰.۰۴۱۳۰	۲۵	۰.۰۴۰۶۳	۱۱	۰.۰۹۱۲۵	۱۱	۰.۰۹۰۵	۱۱	۰.۰۳۴۹۲	۱۴	۰.۱۰۳۴۸	۱۱
۱۷	DCC-N	۰.۰۲۹۷۰	۴	۰.۰۳۳۷۹	۳	۰.۰۷۵۱۲	۴	۰.۰۷۷۱۲	۴	۰.۰۲۹۳	۲	۰.۰۶۲۹۶	۴
۱۸	DCC-T	۰.۰۳۸۴۵	۱۸	۰.۰۳۹۹۴	۸	۰.۰۸۹۶۸	۱۰	۰.۰۸۹۷۶	۱۰	۰.۰۳۴۵۱	۱۰	۰.۱۰۱۶۴	۱۰
۱۹	ADCC-N	۰.۰۲۹۴۴	۲	۰.۰۳۴۱۶	۴	۰.۰۷۴۹۷	۳	۰.۰۷۶۴۴	۲	۰.۰۲۹۷۸	۵	۰.۰۶۲۸۵	۳
۲۰	ADCC-T	۰.۰۳۸۱۵	۱۶	۰.۰۴۰۳۸	۱۰	۰.۰۸۹۵۰	۹	۰.۰۸۹۰۰	۸	۰.۰۳۴۹۶	۱۵	۰.۱۰۱۵	۹
۲۱	DCC-CL-N	۰.۰۲۹۶۷	۳	۰.۰۳۳۳۸	۲	۰.۰۷۳۶۴	۲	۰.۰۷۶۸۲	۳	۰.۰۲۹۲۴	۱	۰.۰۶۱۸۸	۲
۲۲	DCC-CL-T	۰.۰۳۸۱۸	۱۷	۰.۰۳۹۴۷	۷	۰.۰۸۷۹۹	۸	۰.۰۸۹۴۲	۹	۰.۰۳۴۳۳	۷	۰.۱۰۰۳۸	۸
۲۳	ADCC -CL-N	۰.۰۲۹۲۴	۱	۰.۰۳۲۵۱	۱	۰.۰۷۳۴۷	۱	۰.۰۷۶۱۱	۱	۰.۰۲۹۷۰	۳	۰.۰۶۱۴۹	۱
۲۴	ADCC -CL-T	۰.۰۳۷۶۹	۱۵	۰.۰۳۹۹۸	۹	۰.۰۸۷۷۹	۷	۰.۰۸۸۶۴	۷	۰.۰۳۴۸۷	۱۳	۰.۰۹۹۹۵	۷
۲۵	O_GARCH-N	۰.۰۳۳۷۷	۱۲	۰.۰۴۲۱۲	۱۳	–	–	–	–	۰.۰۳۴۳۳	۸	–	–
۲۶	O_GARCH-T	۰.۰۳۹۰۷	۲۰	۰.۰۴۹۵۴	۲۳	–	–	–	–	۰.۰۴۰۰۴	۱۸	–	–
۲۷	A_O_GARCH-N	۰.۰۳۴۳۸	۱۳	۰.۰۴۲۶۲	۱۶	–	–	–	–	۰.۰۳۴۴۳	۹	–	–
۲۸	A_O_GARCH-T	۰.۰۳۸۸۰	۱۹	۰.۰۵۰۱۲	۲۴	–	–	–	–	۰.۰۴۰۱۴	۱۹	–	–

حرف N نشان دهنده فرض نرمال و حرف T نشان دهنده فرض تی استیودنت می‌باشد.

جدول(۳): رتبه‌بندی مدل‌ها در برآورد ارزش در معرض خطر بر اساس آزمون شنر در سطح خطای ۰.۰۵

	روش تخمین ماتریس واریانس - کواریانس	پنجره ۵۰۰						پنجره ۷۰۰					
		پرتفوی اول		پرتفوی دوم		پرتفوی سوم		پرتفوی اول		پرتفوی دوم		پرتفوی سوم	
		نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه
۱	S_VECH_N	–	–	–	–	–	–	۰.۰۳۹۳۶	۲۳	۰.۰۴۹۷۶	۲۷	۰.۰۶۴۹۸	۲۲
۲	S_VECH_T	–	–	–	–	–	–	۰.۰۳۶۳۱	۱۷	۰.۰۴۵۵۴	۲۴	۰.۰۵۷۵۷	۲۱
۳	AS_VECH_N	–	–	–	–	–	–	۰.۰۳۹۳۶	۲۳	۰.۰۴۹۸۱	۲۸	۰.۰۶۵۳۴	۲۳
۴	AS_VECH_T	–	–	–	–	–	–	۰.۰۳۶۳۱	۱۷	۰.۰۴۵۵۸	۲۵	–	–
۵	S_ BEKK-N	–	–	–	–	–	–	۰.۰۳۸۴۶	۲۱	۰.۰۳۹۱۱	۱۸	۰.۰۵۰۵۶	۱۷
۶	S_ BEKK-T	–	–	–	–	–	–	۰.۰۳۵۴۵	۱۵	۰.۰۳۵۵۹	۱۵	۰.۰۴۴۶۸	۱۳
۷	AS_ BEKK-N	–	–	–	–	–	–	۰.۰۳۸۴۶	۱۲	۰.۰۳۹۰۶	۱۷	۰.۰۵۰۶۲	۱۸
۸	AS_ BEKK-T	–	–	–	–	–	–	۰.۰۳۵۴۵	۱۵	۰.۰۳۵۵	۱۴	۰.۰۴۴۷۴	۱۴
۹	D-BEKK-N	–	–	۰.۰۷۴۵۹	۱۷	–	–	۰.۰۳۷۸۴	۲۰	۰.۰۴۵۲۵	۲۳	۰.۰۵۵۹۹	۲۰
۱۰	D-BEKK-T	–	–	۰.۰۶۷۹۵	۱۳	–	–	۰.۰۳۴۰۲	۱۱	۰.۰۴۱۳۳	۲۱	۰.۰۴۶۱۴	۱۵
۱۱	AD-BEKK-N	–	–	۰.۰۷۵۵۵	۱۸	–	–	۰.۰۳۷۷۴	۱۹	۰.۰۴۷۷۱	۲۶	۰.۰۵۶۰۵	۱۹
۱۲	AD-BEKK-T	–	–	۰.۰۶۸۸۵	۱۴	–	–	۰.۰۳۳۹۳	۸	۰.۰۴۳۶۱	۲۲	۰.۰۴۶۲۰	۱۶
۱۳	CCC-N	–	–	۰.۰۶۶۲۸	۱۲	۰.۱۰۸۶۱	۱۲	۰.۰۳۳۹۴	۱۰	۰.۰۳۵۹۵	۱۶	۰.۰۴۱۲۸	۱۲
۱۴	CCC-T	–	–	۰.۰۵۷۲۵	۱۱	۰.۰۹۴۸۵	۱۱	۰.۰۳۱۱۶	۵	۰.۰۲۵۳۹	۶	۰.۰۳۶۱۳	۶
۱۵	ACCC-N	–	–	۰.۰۵۲۳۰	۸	۰.۰۸۸۷۹	۱۰	۰.۰۳۴۹۲	۱۴	۰.۰۲۹۹۹	۹	۰.۰۳۸۳۳	۱۱
۱۶	ACCC-T	–	–	۰.۰۳۷۹۳	۳	۰.۰۷۶۱۷	۵	۰.۰۳۲۱۱	۶	۰.۰۲۳۷۲	۵	۰.۰۳۱۵۳	۵
۱۷	DCC-N	–	–	۰.۰۵۵۵۹	۱۰	۰.۰۸۶۳۶	۹	۰.۰۳۴۲۱	۱۳	۰.۰۲۹۵۳	۸	۰.۰۳۷۴۴	۱۰
۱۸	DCC-T	–	–	۰.۰۳۶۶۳	۱	۰.۰۷۳۹۵	۴	۰.۰۳۰۷۸	۴	۰.۰۲۳۲۸	۳	۰.۰۳۰۷۱	۳
۱۹	ADCC-N	–	–	۰.۰۵۳۳۲	۹	۰.۰۸۶۱	۸	۰.۰۳۳۸۷	۸	۰.۰۳۲۸۴	۱۰	۰.۰۳۷۳۸	۹
۲۰	ADCC-T	۰.۳۳۴۱	۲	۰.۰۳۹۳۱	۵	۰.۰۷۳۷۲	۳	۰.۰۲۹۴۸	۲	۰.۰۲۳۶۷	۴	۰.۰۳۰۶۵	۴
۲۱	DCC-CL-N	–	–	۰.۰۵۱۶۷	۷	۰.۰۸۴۰۶	۷	۰.۰۳۴۰۶	۱۱	۰.۰۲۹۲۹	۷	۰.۰۳۶۸۳	۸
۲۲	DCC-CL-T	۰.۳۳۴۸	۳	۰.۰۳۷۸۴	۲	۰.۰۷۱۸۸	۲	۰.۰۳۰۶۴	۳	۰.۰۲۳۰۵	۲	۰.۰۳۰۱۴	۲
۲۳	ADCC -CL-N	–	–	۰.۰۴۶۵۴	۶	۰.۰۸۳۷۹	۶	۰.۰۳۳۷۱	۷	۰.۰۳۳۸۶	۱۱	۰.۰۳۶۶۳	۷
۲۴	ADCC -CL-T	۰.۳۳۰۹	۱	۰.۰۳۸۸۹	۴	۰.۰۷۱۶۴	۱	۰.۰۲۹۳۳	۱	۰.۰۲۱۶۹	۱	۰.۰۲۹۹۶	۱
۲۵	O_GARCH-N	–	–	–	–	–	–	۰.۰۴۴۶۶	۲۸	۰.۰۳۹۶۵	۱۹	–	–
۲۶	O_GARCH-T	–	–	۰.۰۶۹۳۲	۱۵	–	–	۰.۰۴۱۴۳	۲۶	۰.۰۳۵۰۵	۱۲	–	–
۲۷	A_O_GARCH-N	–	–	–	–	–	–	۰.۰۴۳۰۲	۲۷	۰.۰۳۹۸۰	۲۰	–	–
۲۸	A_O_GARCH-T	–	–	۰.۰۷۰۱۲	۱۶	–	–	۰.۰۳۹۸۷	۲۵	۰.۰۳۵۲۱	۱۳	–	–

حرف N نشان دهنده فرض نرمال و حرف T نشان دهنده فرض تی استیودنت می‌باشد.

نتیجه‌گیری و ارایه پیشنهادها

در این مقاله با تأکید بر این که مدل‌سازی پویای مشترک سرمایه‌ها در یک مجموعه دارایی بارویکرد راست نمایی مرکب برای برآورد پارامترها، می‌تواند به بهبود برآورد ارزش در معرض خطر بخصوص در ابعاد بالا کمک نماید، به بررسی عملکرد و رتبه‌بندی مدل‌های GARCH چند متغیره در برآورد ارزش در معرض خطر پرداخته شد. برای این منظور سه پرتفوی متشکل ازبازده شاخص صنایع بورس اوراق بهادار تهران با ابعاد کوچک، متوسط و بزرگ و تلاطم‌های مختلف انتخاب گردید، تا شرایط متفاوت مجموعه دارایی، منجر به انتخاب بهترین مدل گردد. برای رتبه‌بندی مدل‌ها، در گام اول، کفایت آماری مدل‌ها در برآورد ارزش در معرض خطر براساس سه آزمون پوشش غیر شرطی، پوشش شرطی و صدک پویا مورد ارزیابی قرارگرفت و در گام بعدی از تابع زیان شنر، در راستای رتبه‌بندی مدل‌هایی که کفایت آماری آنها پذیرفته شده است، استفاده گردید. تحلیل‌ها از ارزش ریسک ۱٪، و ۵٪ با در نظر گرفتن دو توزیع متمایز نرمال و تی استیودنت در سه مجموعه مختلف دارایی نشان می‌دهد برخلاف دیدگاه‌های گسترده درباره برتری توزیع تی نسبت به نرمال در برآورد ریسک مالی، نتایج در سطح خطای مختلف می‌تواند متفاوت باشد. به طوری که نتایج در سطح خطای ۰.۰۵، از برتری توزیع تی نسبت به نرمال در برآورد ارزش در معرض خطر حکایت دارد و در سطح خطای ۰.۰۱، عکس این حالت اتفاق می‌افتد. همچنین با توجه به تقارن و عدم تقارن باقیمانده‌ها در مقایسه مدل‌ها، می‌توان گفت در نظر گرفتن اثر شوک‌های نامتقارن تا حدودی به بهبود نتایج کمک می‌نماید. از طرفی شرایط متفاوت داده‌ها همچنین انتخاب نمونه نیز می‌تواند در رتبه‌بندی مدل‌ها اثر گذار باشد، این مسئله مؤید نتایج برایونی و اسکولتیز (Braione and Scholtes, 2016)، ،کاپورین و مک آلیر (Caporin and McAleer, 2012)، می‌باشد، ولی به طور کلی می‌توان گفت مدل‌هایی که همبستگی را در نظر می گیرند بویژه مدل‌های همبستگی پویا، عملکرد خوبی داشته و بطور منسجم در در ابعاد مختلف پرتفوی و سطوح متفاوت خطای آماری می‌نمایند که این نتایج با مطالعات تحقیقاتی سانتوس و همکاران (Santos, et al., 2013)، نیز همخوانی دارد. از طرفی در اکثرموارد، مدل‌های پویا با برآورد درستنمایی مرکب در رتبه بهتری نسبت به سایر مدل‌ها قراردارند و این مسئله در بعد بالا کاملاً توجیه‌پذیر است زیرا همانطور که قبلا توضیح داده شد این مدل‌ها با لحاظ اطلاعات کامل از خطای استاندارد شده و همچنین جلوگیری از خطاهای معمول شبه احتمال در صورت بزرگ بودن مقطع، ارزش در معرض خطر واقعی‌تری نسبت به سایر مدل‌ها بدست می‌دهد و شکاف تخطی‌ها در مقایسه با بازده حقیقی نیز بسیار کمتر است. از سوی دیگر مدل‌های VEC و OGARCH و BEKK

به دلیل در نظر نگرفتن همبستگی نوسانات دارایی‌ها، ارزش در معرض خطر بالاتری را تخمین زده در فرایند رتبه‌بندی نیز به دلیل بزرگ بودن منطقه امن، نمره بالاتری (رتبه پایین تری)، به خود می گیرند. بنابراین با توجه به اینکه بخش قابل توجهی از دارایی‌های مؤسسات و سرمایه گذاران در اکثر کشورها ازجمله ایران، در قالب سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می‌باشد، پیش‌بینی دقیق و محاسبه ریسک با توجه به نوسانات دارایی‌ها ، نیازی ضروری است. در غیر این صورت برآورد بیش از مقدار واقعی ریسک، مؤسسات مالی را به دلیل تخصیص بیش از حد منابع به منظور پوشش ریسک باخطری جدی در زمینه سودآوری مواجه خواهد کرد و زمینه نااطمینانی در بازار بورس و سایر بازارها را پدید می‌آورد. سخن آخر اینکه اگرچه مدل‌های چندمتغیری پارامتریک GARCH فرض‌های توزیعی قوی درباره توزیع مشترک اعمال می‌کنند، ولی از آنجا که ارزش ریسک به رفتار دنباله مشترک در توزیع شرطی بازده سرمایه وابسته است، انتظار داریم ویژگی‌های پارامتری تنها در موارد خاص و در سطوح اطمینان خاص عملکرد خوبی داشته باشند، درحالیکه روش نیمه پارامتری به نظر می‌رسد در برابر خصیصه بندی نادرست توزیعی مقاوم باشد. با توجه به شواهد تجربی عدم تقارن و از همه مهمتر کشیدگی زیاد در توزیع (شرطی) بازده سهام، این یک مزیت بالقوه مهم محسوب می گردد که عملکرد آن در نمونه های محدود و با توجه به شرایط واقعی چندان مطلوب نیست. بنابراین پیشنهاد می‌گردد در صورت استفاده از ابعاد بزرگ از روش نیمه پارامتریک مثل رویکرد کاپولای شرطی پویای چندمتغیره استفاده گردد.

منابع و مأخذ

۱. اقبال نیا، محمد. (۱۳۸۵). " طراحی مدلی برای مدیریت ریسک سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مفهوم ارزش در معرض ریسک"، پایان نامه، دانشگاه شهید بهشتی.

۲. شاهمرادی، اصغرو زنگنه، محمد (۱۳۸۷)، "محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص‌های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک"، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۲، شمارهٔ ۷۹،۱۲۱-۱۴

۳. رستمی، محمد رضا. حقیقی، فاطمه (۱۳۹۱)." مقایسه روش‌های پارامتریک و نیمه پارامتریک در تخمین ارزش در معرض ریسک"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال ششم، شمارهٔ ۲۲، ۱۵۹-۱۳۹.

۴. رادپور، میثم. رسولی زاده، علی. رفیعی، احسان. لهراسبی، علی اصغر. (۱۳۸۸). "ریسک بازار(رویکرد ارزش در معرض ریسک)"، انتشارات آتی نگر، تهران، چاپ اول.

۵. محمدی، شاپور. راعی، رضا و فیض آباد، آرش (۱۳۸۷). "محاسبه ارزش در معرض خطر پارامتریک با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق بهادار تهران"، تحقیقات مالی، دوره۱۰، شماره ۲۵، ص۱۰۹-۱۲۴.

6. Angelidis, T., Benos, A., Degiannakis, S. (2004). “The use of GARCH models in VaR estimation”, STAT METHODOL 1, 105–128.
7. Bauwens, L. (2005). “MGARCH-slides-LB-print”, Universit´e catholique de Louvain.
8. Bauwens, L., Laurent S. (2002). “A New Class of MultivariateSkew Densities, with Application to GARCH Models”, revised April 30, 2004, http://www.core.ucl.ac.be/econometrics/Bauwens/papers/2002-2JBESfinal.pdf.
9. Bauwens, L., S. Laurent, J. V. K. Rombouts. (2006). “Multivariate GARCH models: a survey”, Journal of Applied Econometrics 21, 79–109.
10. Bera, A. K., Kim, S. (2002). “Testing constancy of correlation and other specifications of the BGARCH model with an application to international equity returns”, Journal of Empirical Finance 9, 171-175.
11. Berger, T. and Missong, M. (2014). “Financial crisis, Value-at-Risk forecasts and the puzzle of dependency modeling”, International Review of Financial Analysis, 33–38
12. Berkowitz, J. and J. O’Brien (2002). “How accurate are value-at-risk models at commercial banks?” , The Journal of Finance 57 (3), 1093–1111.
13. Bollerslev, Tim. (1990). “Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model”, Review of Economics and Statistics, 72:498-505.

14. Braione, M. and Scholtes, N. (2016). "Forecasting Value-at-Risk under Different Distributional Assumptions", Econometrics 2016, 4(1), 3; doi:10.3390/econometrics4010003
15. Brooks, Ch. (2002). Introductory Econometrics for Finance, Cambridge University Press.
16. Brooks, Ch., Burke, S., Persand, G. (2003). "Multivariate GARCH Models: Software Choice and Estimation Issues", Journal of Applied Econometrics, John Wiley & Sons, Ltd., Vol. 18(6), pp. 725-734.
17. Caporin, M. and McAleer, M. (2012). "Robust Ranking of Multivariate GARCH Models by Problem Dimension", Computational Statistics and Data Analysis,doi:10.1016/j.csda.2012.05.012
18. Cappiello, L., Engle, R, and K. Sheppard. (2006). "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns", Journal of Financial Econometrics, 4, 537-572.
19. Christoffersen P. F. (1998). "Evaluating Interval Forecasts", International Economic Review, 39, 841-862.
20. Danielsson, J. (2011). Financial Risk Forecasting. WILEY, London.
21. Dowd, K. (2003). Measuring market risk. WILEY, London.
22. Dowd, K. (2005). Measuring Market Risk, Second Edition.
23. Engle, R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, 50(4): 987-1007.
24. Engle, R. and K. Sheppard. (2008). Evaluating the specification of covariance models for large portfolios. Working Paper, Department of Economics, University of Oxford.
25. Engle, R. and S. Manganelli. (2004). "CAViaR: conditional autoregressive value at risk by regression quantiles". Journal of Business & Economic Statistics 22 (4), 367–382.
26. Engle, R. F., and K. F. Kroner. (1995). "Multivariate simultaneous generalized ARCH", Econometric Theory, 11, 122–150.
27. Engle, Robert. (2002). "Dynamic Conditional Correlation –A Simple Class of Multivariate GARCH Models", Forthcoming Journal of Business and Economic Statistics. , 339–350.
28. Hafner, Ch., Herwartz, H. (2006). "Volatility impulse response for multivariate GARCH models: An exchange rate illustration", Journal of International Money and Finance, pp. 1-22.
29. Kroner FK, Ng VK. (1998). "Modelling asymmetric comovements of asset returns". The Review ofFinancial Studies, 11,817–844.
30. Kupiec, P. (1995), "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Mod-els" , Journal of Derivatives, 3, 73-84.
31. Manganelli, Simone, Robert F. Engle. (2001). "Value at Risk Models In Finance", ECB Working Paper, 75.

32. McAleer, M. (2009). "The ten commandments for optimizing value-at-risk and daily capital charges", Journal of Economic Surveys 23 (5), 831–849.
33. Orhan, M. Koksal, B. (2012). "A comparison of GARCH models for VaR estimation", Expert Systems with Applications, 39:3582–3592
34. Romero, P.A., Muela, S.B. and Martín, C.L. (2014). "A comprehensive review of Value at Risk methodologies", The Spanish Review of Financial Economics, January–June 2014, 15–32
35. Santos, A., Nogales, F. and Ruiz, E. (2013). "Comparing Univariate and Multivariate Models to Forecast Portfolio Value-at-Risk", Journal of Financial Econometrics, 11(2):400-441
36. Şener, E., Baronyan, S., & Mengütürk, L. A. (2012). "Ranking the Predictive Performances of Value-at-risk Estimation Methods", International Journal of Forecasting 28, 849-873.
37. So, M. and Yu, Ph. (2006). "Empirical analysis of GARCH models in Value at Risk estimation", Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 16:180-197.
38. Tsay, R.S. (2005). Analysis of Financial Time Series, Wiley, New Jersey.
39. Wong, M., Cheng, W. and Wong, C. (2003). "Market Risk Management of Banks: Implications from the Accuracy of Value-at-Risk Forecasts", Journal of Forecasting, 22:23–33.