Archive of SID

فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۵ / شمارهٔ ٤ (پیاپی ۵۷)/ زمستان ۱٤۰۰
صفحه ۰۱ تا ۲۲
(مقاله علمی)

مدل ترکیبی ارزش در معرض ریسک شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک در افق‌های زمانی سرمایه‌گذاری مختلف در بورس اوراق بهادار تهران

وحید ویسی زاده[۱]
جواد شکرخواه[۲]
میثم امیری[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۰/۰۷/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۰/۰۹/۰۳

چکیده

از ارزش در معرض ریسک به عنوان سنجه‌ای برای کمی‌سازی ریسک و مبنایی برای محاسبه سرمایه مورد نیاز نهادهای مالی در حوزه نظارتی استفاده می‌گردد. تحقیق حاضر درصدد انتخاب دقیق‌ترین مدل‌های تخمین ارزش در معرض ریسک اعم از ساده و پیشرفته و ارائه یک مدل جدید "مبتنی بر تبدیل موجک" در بورس اوراق بهادار تهران است و بر این اساس مدل‌های شبیه‌سازی تاریخی(HS)، خانواده ARMA-GARCH، شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده (FHS)، فراتر از آستانه شرطی (CPOT) و مدل ترکیبی جدید شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک در اشکال مختلف از استفاده از مدل‌های نوسان و فروض توزیعی مختلف تخمین و مورد پس‌آزمایی در بورس اوراق بهادار تهران قرار گرفت. نتایج تحقیق مبتنی بر پس‌آزمون صورت گرفته در بازه زمانی حدود ۱۱ ساله شاخص کل بورس اوراق اوراق بهادار تهران از تاریخ ۱۳۸۹/۴/۱۳ الی ۱۳۹۹/۴/۱۱ (بیش از ۲۴۰۰ روز داده بازدهی شاخص کل) حاکی از دقت بالاتر مدل ارزش در معرض ریسک شبیه سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک (WFHS) در تمامی افق‌های زمانی و سطوح اطمینان مختلف نسبت به سایر مدل‌ها می باشد.

واژه‌های کلیدی: ارزش در معرض ریسک، شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده، نظریه فرین، تئوری موجک و پس-آزمون.

طبقه بندی JEL : C02 ، C22، C52 ، G32،G17

۱- گروه مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. Email:vahidvaice@gmail.com
۲- گروه حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران تهران، ایران. نویسنده مسئول. j_shekarkhah@yahoo.com
۳- گروه مدیریت مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. amiry82@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

امروزه آن چه در علوم مالی بخش زیادی از توجه کارشناسان و محققان را به خود معطوف داشته است، اندازه گیری صحیح ریسک به شکلی است که حاوی جنبه های واقعی خطر در مبادلات مالی و عاملی هشدار دهنده از پیامدها و زیان‌های محتمل به طرف‌های درگیر در مبادلات مالی باشد، معرفی واریانس در تئوری مارکویتز، که هرگونه نوسانات مطلوب یا نامطلوب(مثبت یا منفی) در بازده دارائی ها را به عنوان معیار ریسک معرفی می‌کرد، شروعی برای اندازه‌گیری ریسک به شکل کمی به شمار می‌رود. سپس، معیارهای ریسک نامطلوب[1] با فلسفه اندازه‌گیری نوسانات نامطلوب(پایین‌تر از نرخ هدف) و معرفی آن به عنوان ریسک مطرح و کارآمدی هر یک از این معیارها در تحقیقات مختلف مورد ارزیابی قرار گرفت.

از اوایل دهه نود میلادی "ارزش در معرض ریسک"(VaR) به عنوان یکی از معیارهای ریسک نامطلوب معرفی و توسط مراجع نظارتی و مقررات‌گذاری حوزه بازار پول و بازار سرمایه، به عنوان مبنای محاسبه کفایت سرمایه بانک‌ها، صندوق‌های سرمایه گذاری، شرکت‌های سرمایه گذاری و... مورد استفاده قرار گرفت. اهمیت تحقیق حاضر در معرفی و برآورد مدل‌هایی است که به کمک آنها مفهوم انتزاعی ریسک را در چارچوب سنجه ارزش در معرض ریسک احصاء می‌کند و سرمایه گذاران با افق های سرمای گذاری مختلف و میزان ریسک گریزی متفاوت به آن به عنوان معیار سنجش جنبه‌های نامطلوب و خلاف جهت سرمایه‌گذاری خودشان اتکاء خواهند نمود که از آنجا که این مدل‌های ارزش در معرض ریسک در بورس نوظهور تهران تا بحال بکار گرفته نشده اند لذا انجام این مهم تحقیقی نو و دارای فواید کاربردی برای سرمایه گذاران مختلف است. از این رو ارائه مدل‌هایی جهت اندازه‌گیری دقیق ارزش در معرض ریسک با مدل‌های دقیق برای استفاده سرمایه‌گذاران با درجات مختلف ریسک‌گریزی از ایده‌آل‌هاست.

تحقیق حاضر در صدد انتخاب دقیقترین ارزش در معرض ریسک اعم از ساده و پیشرفته موجود و ارائه یک مدل جدید "مبتنی بر تبدیل موجک" در افق‌های سرمایه‌گذاری مختلف است. ارائه مدل ترکیبی جدید به عنوان نوآوری آکادمیک و بکارگیری آن در بازار نوظهور بورس تهران از جنبه‌های کاربردی تحقیق حاضر است.

از منظر کلان بکارگیری و اعمال ابزارهای ریاضی پیشرفته بر روی داده‌های بازار نوظهور بورس تهران کمک می‌کند تا مدلسازی مالی دقیق جهت تخمین سنجه مهم ارزش در معرض ریسک به شکل بومی توسعه یابد و از این رهگذر نهادهای نظارتی و شرکت‌ها در حوزه بازار پول و سرمایه نیز می‌توانند از این مدل‌های جدید استفاده نمایند.

بدین منظور تبدیل موجک به عنوان ابزاری برآمده از ریاضیات کاربردی این امکان را فراهم می‌آورد تا سری زمانی خام را به مقیاس‌های زمانی مختلف تجزیه و به وسیله آن افق زمانی سرمایه‌گذاری مدنظر قرار گیرد. تبدیل موجک امکانی فراهم می آورد که آن دسته از نوساناتی در سری زمانی برای تخمین مورد استفاده قرار گیرند که با افق زمانی مورد نظر برای محاسبه ارزش در معرض ریسک متناسب باشد ، برای مثال، اگر افق زمانی مورد نظر سرمایه گذار ۱۰ روزه است، محاسبه ارزش در معرض ریسک با توجه به نوسانات ۱۰ روزه سری زمانی

[1] downside risk

www.SID.ir

Archive of SID

می‌تواند انجام پذیرد. شبیه سازی‌تاریخی فیلترشده (FHS) رویکردی شبه‌پارامتریک در تخمین ارزش در معرض ریسک (VaR) می‌باشد که روش‌های شبیه سازی متداول را با مدل‌های پویای تخمین میانگین-واریانس همانند مدل‌های ترکیب می‌نماید تا از توانایی مدلسازی پویای نوسان در کنار شبیه سازی به صورت توامان بهره ببرد. در این تحقیق تبدیل موجک با رویکرد پیش‌پردازش اولیه بر روی داده خام ورودی (بر اساس افق زمانی سرمایه-گذاری) و بکارگیری آن در روش شبیه‌سازی تاریخی فیلترشده ارائه می‌گردد تا به وسیله این ترکیب تخمین دقیق‌تری از ارزش در معرض ریسک نسبت به مدل های رایج رقیب حاصل گردد. پس از مقایسه دقت مدل‌ها، دقیقترین مدل در هر افق زمانی انتخاب می‌گردد.

۲- مبانی نظری

ارزش در معرض ریسک، حداکثر زیانی است که کاهش ارزش سبد دارایی برای دوره معینی در آینده با ضریب اطمینان مشخصی، از آن بیشتر نمی‌شود. به عبارتی دیگر VaR بدترین زیان مورد انتظار را تحت شرایط عادی بازار و طی یک دوره زمانی مشخص و در یک سطح اطمینان معین اندازه می‌گیرد. از نظر ریاضی می‌توان ارزش در معرض ریسک را به‌صورت ذیل نشان داد(ژورین، ۲۰۰۹):

$$VaR = p_0 - F_p^{-1}(\alpha) \qquad (۱)$$

در این بخش تعدادی از این مدل ها که در این تحقیق استفاده می‌شوند به اختصار معرفی می‌گردند.

مدل شبیه سازی تاریخی: در صورتی‌که بازدهی تاریخی دارایی در T دوره قبل برابر $r_{t-T+1}. r_{t-T+2}. \dots . r_t$ باشد، در صورت مرتب نمودن آنها به ترتیب صعودی یعنی $r_{[1]} \le r_{[2]} \le \cdots . \le r_{[T]}$ ، برای محاسبه VaR یک روز جلوتر در فاصله اطمینان $1-p$ با روش شبیه‌سازی تاریخی خواهیم داشت:

$$\mathrm{VaR}_{t.1}^{1-p} = \mathrm{Percentile}\{\{r_i\}_{i=t-T+1}^{t}.100p\} = r_{[\tau]} \qquad (۲)$$
$$\tau = [pT]$$

در صورت صحیح نبودن مقدار τ از درون‌یابی بین دو مقدار برای تعیین بازده استفاده می شود. برای محاسبه VaR چند روزه(K روزه) باید برای K دوره از توزیع یکنواخت گسسته که در فاصله ۱ تا T توزیع شده است برای انتخاب K بازدهی تاریخی گذشته استفاده نمود، این فرآیند برای M بار تکرار می‌شود، M تعداد تکرار شبیه سازی برای مسیر بازدهی دارایی است که هر چه بیشتر باشد بهتر خواهد بود.

مدل های خانواده ARMA-GARCH: در این مدل ها به میانگین و واریانس به صورتی شرطی و وابسته به آخرین مشاهدات سری‌های زمانی نگریسته می‌شود ، به طور کلی در مدل‌های خانواده GARCH از یک مدل خودرگرسیونی میانگین متحرک (ARMA)[1] برای پیش بینی میانگین شرطی(μ_t) و یکی از مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی برای پیش بینی واریانس شرطی (σ_t^2) استفاده می شود. فرق اساسی مدل های این خانواده در

[1] Autoregressive moving average model

www.SID.ir

Archive of SID

تخمین واریانس با بقیه مدل‌های ناهمسان ، در استفاده از وزن دهی نابرابر به مجذور شوک ها(برگرفته از الگویی رگرسیونی) و بیان واریانس به صورت الگویی خود رگسیونی است. در نمایی کلی معادله میانگین و واریانس شرطی یک مدل خانواده GARCH به صورت زیر است:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$E_{t-1}[\varepsilon_t^2] = \sigma_t^2$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t v_t . v_t \sim iid(0.1) \rightarrow \varepsilon_t \sim D(0.\sigma_t) \qquad (۳)$$

که D تابع توزیع احتمالات در نظر گرفته شده برای شوک‌ها یا به عبارتی تابع توزیع بازدهی می‌باشد. میانگین از مدل ARMA(R.M) پیروی می‌کند، که در آن با توجه به مقادیر با وقفه سری زمانی(قسمت AR) و مقادیر با وقفه شوک‌ها (قسمت MA) محاسبه می‌شود:

$$r_t = C + \sum_{i=1}^{R} \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^{M} \theta_j \varepsilon_{t-j} \qquad (۴)$$

که در این رابطه R تعداد وقفه‌های بازدهی و M تعداد وقفه‌های شوک‌هاست.

مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیونی تعمیم یافته (GARCH)، گلستون، جاگناتان،رانکل (GJR-GARCH) و مدل ناهمسانی نمایی (EGARCH(P,Q)) از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی ای هستند که در این تحقیق استفاده می‌شوند: در تمامی مدل های این مدل ها تخمین ضرایب مدل ها به وسیلهٔ تابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی[1] با فروض توزیعی مختلف از جمله نرمال، تی-استیودنت و.. برای شوک‌ها انجام می شود.

تئوری مقدار فرین[2]: تئوری مقدار فرین بر اساس بر پایه دو فرض توزیعی بنیادین قرار دارد. توزیع تعمیم یافته مقدار فرین و توزیع تعمیم یافته پرتو که به آن رویکرد فراتر از آستانه نیز می‌گویند. یک راه استخراج مقادیر فرین از یک نمونه مشاهدات بدین صورت است که تخطی‌ها از یک آستانه بزرگ را مقادیر فرین در نظر بگیریم. در صورتیکه سری زمانی نمونه مشاهدات را با X_i و تابع توزیع آن را با F(x) و مقدار آستانه را با u نشان دهیم، F(u) را به‌صورت ذیل تعریف می شود:

$$F(u) = \Pr\{X_i \le u\} \qquad (۵)$$

بالکما[3]، دی‌هان[4] (۱۹۷۴) و پیکاندس[5] (۱۹۷۵) طی قضیه‌ای اثبات کردند که برای مقادیر آستانه ای یعنی « u » هایی که به اندازه کافی بزرگ هستند، تابع توزیع مقادیر فراتر از آستانه را می‌توان با توزیع تعمیم یافته پرتو

[1] log-likelihood function
[2] Extreme Value Theory
[3] Balkema
[4] de Hann
[5] Pickands

www.SID.ir

Archive of SID

برآورد نمود چراکه با بزرگ شدن آستانه، توزیع مقادیر فراتر از آستانه $F_u(y)$ به توزیع تعمیم یافته پرتو میل می کند. توزیع تعمیم یافته پرتو را به‌صورت ذیل تعریف می‌کنیم:

$$G_{\xi,\mu,\sigma}(x_{\max}) = \begin{cases} 1-\left[1+\xi\left(\frac{x_{\max}-\mu_{\max}}{\sigma_{\max}}\right)\right]^{-1/\xi_{\max}} & if\ \xi \neq 0 \\ 1-\exp\left[-\left(\frac{x_{\max}-\mu_{\max}}{\sigma_{\max}}\right)\right] & if\ \xi = 0 \end{cases} \quad (۶)$$

with

$$x \in \begin{cases} [\mu_{\max}, \infty] & if\ \xi \geq 0 \\ \left[\mu_{\max}, \frac{\mu_{\max}-\sigma_{\max}}{\xi_{\max}}\right] & if\ \xi < 0 \end{cases}$$

منبع :یافته های پژوهشگر

که $\xi_{\max}$ پارامتر شاخص دنباله است، $\mu_{\max}$ پارامتر موقعیت و $\sigma_{\max}$ پارامتر معیار هستند. برای تخمین پارامترها باید یک مقدار قابل قبول برای آستانه u تعیین گردد که در این پژوهش از نمودار هیل[1] جهت تعیین آستانه استفاده شده است. باید پارامترهای $\xi_{\max}$ و $\sigma_{\max}$ نیز برآورد شود، این پارامترها را می‌توان با استفاده از روش حداکثر راستنمایی برآورد کرد. محاسبه ارزش در معرض ریسک مستلزم برآورد صدک‌های توزیع بازده یک دارایی است. بعد از تعیین آستانه، مشاهدات فراتر از آستانه را از نمونه مشاهدات جدا و اگر تعداد مشاهدات فراتر از آستانه را با n_u و تعداد کل مشاهدات نمونه را با n نمایش دهیم:

$$VaR_q = u + \frac{\hat{\sigma}_{\max}}{\hat{\xi}_{\max}}\left(\left(\frac{n}{n_u}\alpha\right)^{-\hat{\xi}_{\max}} - 1\right) \quad (۷)$$

رویه‌هایی که در مورد تئوری مقدار فرین تشریح شد تماما غیر مشروط هستند، گاهی اوقات نیاز به استفاده از *EVT* شرطی برای مدلسازی برخی ساختارهای پویا هستیم برای این کار فرِی[2] و مک‌نیل[3] فرآیند دو مرحله‌ای زیر را پیشنهاد کردند:

- ✓ از یک مدل *GARCH* جهت پیش‌بینی نوسانات بازده استفاده و سپس سری زمانی باقیمانده‌ها(خطاها) را استخراج می‌کنیم. بدیهی است که این خطاها با کم کردن بازده مورد انتظار از بازده واقعی حاصل

[1] Hill-plot
[2] Frey
[3] McNeil

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شوند و بازده مورد انتظار نیز از طریق مدل میانگین بازده قیمت‌ها حاصل می‌شود. انتظار می رود که این خطاها دارای توزیع‌های یکسان و مستقل باشند. در انتها از نوسان و بازده مورد انتظار آتی یعنی σ_{t+1} و μ_{t+1} تخمین‌هایی داریم.

- ✓ تئوری مقدار فرین را برای خطاهای استاندارد شده اعمال و لذا با احتساب ساختاری پویا (یعنی *GARCH*) و نیز با استفاده از *EVT* برای باقیمانده‌ها، تخمین‌هایی از *VaR* خواهیم داشت.

با توجه به بکارگیری مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده(*FHS*) در این پژوهش و نیز توجه به اینکه مدل پیشنهادی این پژوهش نیز از دسته مدل های شبه پارامتریک مبتنی بر شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده و تبدل موجک می‌باشد، این دو مدل شرح داده خواهد شد.

مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده(*FHS*): مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده با ترکیب مدل های میانگین و واریانس ناهمسان شرطی(*ARMA-GARCH*) و مدل شبیه‌سازی تاریخی در پی آن است که از ماهیت عدم فرض توزیعی مشخص در مدل غیرپارامتریک شبیه‌سازی تاریخی(این مدل بر توزیع تجربی داده متکی است) در کنار ماهیت پیش‌بینی کننده‌گی نوسان مدل پارامتریک *GARCH* که جنبه صرف اتکا بر داده گذشته را ندارد، به صورت توامان بهره گیرد. این مدل این صورت شکل می‌گیرد که در ابتدا پارامترهای یک مدل میانگین و واریانس شرطی(*ARMA-GARCH*) را در حالت کلی با توجه به ماهیت داده بازده دارایی و فرض توزیع نرمال برای داده بدست می آید. سپس به منظور برآورد سنجه‌های ریسک مبتنی بر شبیه‌سازی تاریخی از توزیع تجربی $v_t \sim iid(0.1)$ بجای توزیع تجربی r_t استفاده می‌گردد. v_t متغییر استاندارد شده و دارای توزیع مستقل و یکسان بوده و توزیع تجربی آن دارای خواص بهتری برای مدل‌سازی نسبت به توزیع خام r_t است. در صورتی‌که شوک-های استاندارد شده بازدهی تاریخی دارایی در T دوره قبل برابر $v_{t-T+1}, v_{t-T+2}, \ldots, v_t$ باشد، در صورت مرتب نمودن آنها به ترتیب صعودی یعنی $v_{[1]} \leq v_{[2]} \leq \cdots \leq v_{[T]}$ ، برای محاسبه *VaR* یک روز جلوتر در فاصله اطمینان $1-p$ با روش شبیه‌سازی تاریخی خواهیم داشت:

(۸)

$$\mathrm{VaR}_{t.1}^{1-p} = \mu_{t+1} + \sigma_{t+1} * \mathrm{Percentile}\{\{v_i\}_{i=t-T+1}^{t}.100p\}$$

در صورت صحیح نبودن مقدار τ از درون‌یابی بین دو مقدار برای تعیین بازده استفاده می شود.

مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده(*FHS*) مبتنی بر تبدیل موجک: موجک به معنی موج کوچک است، کلمه موج دلالت بر نوسان کنندگی تابع موجک دارد و کوچک بودن دلالت بر محدود بودن پنجره تابع موجک دارد (پولیکار، ۱۹۹۴). تابع موجک پدر یا سیگنال مقیاس‌دهی[1] که با نماد Φ که مشخص می شود و برای جمع آوری اطلاعات مربوط به روندها (قسمت‌های با فرکانس های پایین در یک سری زمانی) در یک سری زمانی بکار گرفته می شود و تابع موجک مادر[2] با نماد ψ که مشخص می شود و برای جمع آوری اطلاعات مربوط به جزئیات و

[1] father wavelet or scaling signal
[2] mother wavelet

www.SID.ir

Archive of SID

نوسانات سریع و کوتاه مدت (قسمت‌های با فرکانس های بالاتر در یک سری زمانی) در یک سری زمانی بکار گرفته می‌شود که به شکل زیر با مقیاس رابطه آنها مشخص می شود:

$$\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{|s|}}\Phi\left(\frac{(t-\tau)}{s}\right) \qquad (۹)$$

$$\psi(t) = \frac{1}{\sqrt{|s|}}\psi\left(\frac{(t-\tau)}{s}\right) \qquad (۱۰)$$

در این روابط Φو ψ توابع موجک پدر و مادر هستند که فرم انتقال یافته و اتساع داده شده آنها به فرم بالا به منظور تبدیل موجک بکارگرفته می‌شود، در هر دوی آنها مقیاسs در متغیر ورودی مخرج به منظور تولید تابع موجک با فرکانسهای مختلف تعبیه شده است، وجود ضریب عکس جذر اندازه سری زمانی برای نرمال کردن اندازه تابع است و تضمین می‌کند که جمع انرژی در سطوح با انرژی اولیه سیگنال برابر است .

برای انجام تبدیل موجک گسسته دو نوع از فیلترها بر روی سری زمانی اولیه بکار گرفته می‌شود، یکی برای مشخص نمودن روندها [1]در سیگنال و دیگری برای مشخص نمودن انحرافات از روندها. فیلتر نوع اول که از نوع فیلترهای پایین گذر هستند در تبدیل موجک به "فیلتر مقیاس‌دهی یا سیگنال مقیاس‌دهی[2]" و فیلتر نوع دوم که از نوع فیلترهای بالا گذر هستند به "فیلتر موجک[3]" معروف هستند. بردار ضرایب مقیاس‌دهی و ضرایب موجک در هر سطح با ضرب سری زمانی تحت مطالعه و سیگنال مقیاس‌دهی مربوط به آن سطح تولید می‌شود، پس از تولید بردارهای روندها و جزئیات یا نوسانات کوتاه مدت با بازیابی سیگنال تحت مطالعه از ضرایب موجک و مقیاس‌دهی، تبدیل موجک گسسته معکوس (IDWT) یا "تجزیه و تحلیل چند فرکانسی یا چند دقتی انجام می شود، (AJ, DJ,…. D1) ضرایب MRA نامیده می‌شوند و داریم:

$$f = A^J + D^J + D^{J-1} + \ldots D^1 \qquad (۱۱)$$

با توجه مزیت ویژه تبدیل موجک در تجزیه سری های زمانی به روند (A) و جزئیات(D^i) ، این تحقیق در صدد آن است که مدل ترکیبی را ارائه نماید که با ترکیب تبدیل موجک با مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده، منجر به مدلی کاراتر و دقیق تر برای تخمین VaR نسبت مدل‌های رقیب شود. بر این اساس، پایه مدل ارائه شده در این تحقیق همان مدل شناخته شده شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده خواهد بود لیکن تبدیل موجک به عنوان یک پیش پردازشگر بر روی داده خام به نحوی عمل می‌نماید که ضمن لحاظ افق زمانی مدنظر تخمین ارزش در معرض ریسک، میانگین شرطی و واریانس شرطی مورد نیاز در مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده به نحوی

[1] trend
[2] scaling filter or scaling signal
[3] Wavelet filter
[4] Multiresolution analysis

www.SID.ir

Archive of SID

دقیق‌تر با اعمال تبدیل موجک بر روی داده خام مدل‌سازی و پیش بینی شوند. بر این اساس، مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تئوری موجک در گام‌های زیر تخمین زده می‌شود:

۱) اعمال مدل ARMA-GARCH بر روی داده بازدهی خام(R_t) و تخمین باقیمانده های استاندارد شده(v_t) بر اساس $v_t = \varepsilon_t/\sigma_t$ و مرتب سازی باقیمانده‌های استاندارد شده: $v_{[1]} \leq v_{[2]} \leq \cdots \leq v_{[T]}$.

۲) اعمال تبدیل موجک بر روی داده بازدهی (R_t) و تجزیه تا سطح J که متناسب با افق زمانی مدنظر برای تخمین VaR تعیین می‌شود. خروجی این گام عبارت است از: سری زمانی روند :SJ و سری های زمانی جزئیات: D1,D2,…. به طوریکه: R= D1+ D2+….DJ +SJ.

۳) اعمال مدل ARMA-GARCH بر روی سری های زمانی روند (SJ) و جزئیات(D^j) و پیش‌بینی میانگین و واریانس شرطی:

$\hat{\mu}_{D1.t+1}.\ldots.\hat{\mu}_{DJ.t+1}.\hat{\mu}_{SJ.t+1}$ و $\hat{\sigma}_{D1.t+1}.\ldots.\hat{\sigma}_{DJ.t+1}.\hat{\sigma}_{SJ.t+1}$.

۴) به منظور پیش بینی بازدهی و واریانس سری زمانی اصلی، پیش بینی های میانگین و واریانس شرطی گام سوم ترکیب می‌شوند:

$$\hat{\mu}_{t+1} = \hat{\mu}_{SJ.t+1} + \sum_{j=1}^{J} \hat{\mu}_{Dj.t+1}$$
$$\hat{\sigma}^2_{t+1} = \hat{\sigma}^2_{SJ.t+1} + \sum_{j=1}^{J} \hat{\sigma}^2_{Sj.t+1} \qquad (۱۲)$$

شایان ذکر است واریانس شرطی ترکیب واریانس های شرطی بر اساس قاعده حفظ انرژی در تبدیل موجک خواهد بود.

۵) با استفاده از توزیع تجربی گام اول در کنار پیش بینی میانگین و واریانس گام چهارم، ارزش در معرض ریسک بر اساس "مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر موجک" در سطح فاصله اطمینان 1-p به شرح زیر خواهد بود:

$$VaR_{t.1}^{1-p} = \hat{\mu}_{t+1} + \hat{\sigma}_{t+1} * v_{[\tau]} \qquad (۱۳)$$

$v_{[i]} = Percentile\{\{v_i\}_{i=t-T+1}^{t}.100p\}$ و $\tau = pT$. این تفاوت و نوآوری مدل این پژوهش نسبت به مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده است که صرفا از میانگین و واریانس شرطی ناشی از خود داده خام سری زمانی بازدهی اولیه برای پیش بینی میانگین و واریانس استفاده می‌نماید.

۳- مطالعات پیشین

۳-۱- تحقیقات داخلی

مقاله "برآورد و پیش بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش ها در تخمین ارزش در معرض خطر:کاربردی از مدل های خانواده FIGARCH" در سال ۱۳۸۸ که توسط غلامرضا کشاورز حداد و باقر صمدی به رشته تحریر درآمده و در آن ارزش در معرض خطر را با مدل های خانواده FIGARCH برای شاخصهای

www.SID.ir

Archive of SID

عمده بورس اوراق بهادار تهران برآورد شد و نشان داده شد که مدل های مختلف این خانواده نتایج متفاوتی در سطوح اطمینان مختلف می‌دهند.

رستمی نوروزآباد و همکاران(۱۳۹۳) مدل شبه‌پارامتریکی با ترکیب تبدیل موجک و GARCH برای تخمین ارزش در معرض ریسک پیشنهاد کرد نتایج تجربی حاکی از برتری روش پیشنهادی نسبت به رویکردهای سنتی برای تخمین ارزش در معرض ریسک بود.

مقاله "محاسبهٔ ارزشهای در معرض ریسک با بهره گیری از آنالیز موجک (مطالعه ای در بورس اوراق بهادار تهران)" که در سال ۱۳۹۳ توسط حجت الله صادقی و سمیه نظری زاده دهکردی نمونه داخلی تحقیق سال ۲۰۰۵ فرناندز در ایران بود و صرفا" تجزیه ارزش در معرض ریسک پارامتریک نرمال به فرکانس‌های مختلف تجزیه موجک بود، لیکن تحقیق حاضر به ارائه مدل ترکیبی ارزش در معرض ریسک و پس‌آزمایی آن در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

ابونوری و همکاران (۱۳۹۷) با هدف بررسی عملکرد استراتژی‌های مبتنی بر ریسک در تشکیل پرتفوی در شرایط مختلف بازار، در بخشی از تحقیق خود به بررسی ریسک نامطلوب استراتژی‌ها با استفاده از روش های VaR و CVaR پرداختند و مشخص گردید با این دو سنجه عملکرد بهتری در محاسبه خطر نکول به وجود می‌آید.

در مقاله "عملکرد پورتفولیوهای مبتنی بر ریسک تحت شرایط مختلف در بازارسهام (شواهد تجربی از بازار سهام ایران) " که در سال ۱۳۹۷ توسط حجت الله صادقی و سمیه نظری زاده دهکردی انجام گرفت، در این پژوهش عملکرد انتخاب پورتفولیوهای مبتنی بر ریسک تحت چهار استراتژی مبتنی بر ریسک برررسی شد و در حالت استفاده از معیارهای ریسک نامطلوب
VaRو .CVaR نتایج بدست آمده بیانگر این بود که مدل GMV کمترین ریسک نامطلوب را در بین استراتژی ها داراست.

محمدیان امیری و ابراهیمی در سال ۱۳۹۷ در مقاله ای با توجه به روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز به پیش‌بینی چندگام به جلوی ارزش در معرض ریسک شاخص خودرو و شاخص بانک در دو سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ پرداختند. از آزمون کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن و آزمون پوشش شرطی برای پس آزمایی استفاده شد.. نتایج به دست آمده حاکی از برتری روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی پدر برآورد ارزش در معرض ریسک بود.

اسدی نیا و همکاران در سال ۱۳۹۸ جهت مدل‌سازی و پیش بینی نوسانات فرآیندهای مالی از ترکیب مدل ناهمگونی واریانس شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) و تبدیل موجک گسسته بهره برد. نتایج نشان داد که مدل ترکیبیDWT-GARCH برگفته از مزایای تبدیل موجک با غلبه بر نقص مدل‌های خانواده GARCH که نمی‌توانند ویژگی‌های جزیی یک فرآیند را در نظرگیرد و مدل کنند؛ و حفظ مزایای استفاده از مدل‌های خانواده GARCHدر تشریح نوسانات، می‌تواند نتایج پیش بینی را به طور قابل توجهی بهبود ببخشد، و تا حد زیادی واریانس شرطی را کاهش دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

۳-۲- تحقیقات خارجی

در سال‌های اخیر رویکرد استفاده از مدل های ترکیبی رونق یافته است، در پاره‌ای از این مدل های ترکیبی تبدیل موجک با مدل های رایج ترکیب می شود تا از جنبه های ارزشمند این ابزار ریاضی استفاده شود. انتشار کتاب "روشهای موجک برای تجزیه و تحلیل سری زمانی" توسط پرسیوال و والدن در سال ۲۰۰۰ جرقه ای شد برای محققین علوم مالی و اقتصاد که از مبانی ریاضی موجود در این کتاب برای استفاده از تبدیل موجک در این علوم بهره گیرند. جن.کی و سلکوک و ویچر در سال ۲۰۰۳ در مقاله ای به نام "بتای چند مقیاسی و ارزش در معرض ریسک چند مقیاسی" که در بورس‌های آمریکا و آلمان و انگلیس بررسی شده است مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه ای(CAPM) را در هرحالت مقیاس های مختلف موجک بررسی کردند و فرمی از ریسک سیتماتیک موجکی(بتای موجکی) را ارائه نمودند که از بتای معمولی کاراتر بود ، این مقاله دارای قسمت دومی بود که در آن ارزش در معرض ریسک را به وسیله تبدیل موجک تجزیه می‌نمود آنها نشان دادند که انرژی نسبی ریسک در سطوح با مقیاس پایین تر (فرکانس بالاتر) بیشتر است. در سال ۲۰۰۳ یوری همبرگر در تحقیق خود به نام "تخمین ارزش در معرض ریسک موجک مبنا" را ارائه نمود. وی در این تحقیق ارزش در معرض ریسک مبتنی بر تبدیل موجک تجزیه نمود و مدل ناهمسان با وزن‌های برابر را منطبق با کار جن.کی و همکارا ، بر روی شاخص داوجونز در مقابل مدل GARCH(1,1) ارایه نمود و به نوعی برتری مدل خود را نشان داد.

در سال ۲۰۰۵ فرناندز در مقاله‌ای به نام " CAPM و ارزش در معرض ریسک در افق های زمانی مختلف" که در بورس شیلی بررسی شد همان کار جن.کی و همکاران را انجام داد. در سال ۲۰۱۰ منصور مسیح و همکاران در تحقیقی دیگر در ۷ کشور حوزه خلیج فارس همان تحقیق جن.کی و همکاران را انجام دادند.

آتیلتا سیفتر در سال ۲۰۱۱ در بورس استانبول و بوداپست با ابتکاری نو ، مدل ترکیبی ارزش در معرض ریسک مبتنی بر تبدیل موجک و تئوری ارزش نهایی(EVT) را ارائه نمود که از مزیت های تئوری ارزش نهایی و تبدیل موجک بصورت همزمان در یک مدل استفاده شده و از آن برای تخمین ارزش در معرض ریسک و نه ریزش مورد انتظار استفاده شده است.

کا.جیان.هی و همکاران (۲۰۱۱) در بازارهای فلزات، مدل ترکیبی ارزش در معرض ریسک مبتنی بر تبدیل موجک و شبکه عصبی ارائه نمودند، مدل ابتکاری ایشان در بازارهای فلزات آمریکا و لندن موفق عمل نمود. کا.جیان.هی و همکاران در سال ۲۰۱۱ مدلی مشابهی را در بازار نفت ارائه نمودند.

هی و همکاران(۲۰۱۴) در مقاله "برآورد ارزش در معرض ریسک با تحلیل موجک مبتنی بر آنتروپی در بازارهای ارز" رویکرد چند متغیره موجک مبتنی بر آنتروپی برای تحلیل ویژگی‌های چند مقیاسی جهت بهبود تخمین ارزش در معرض ریسک پیشنهاد دادند و نتایج مثبتی در مورد عملکرد رویکرد پیشنهادی مشاهده شد.

در زمینه بکارگیری ریزش مورد انتظار و ارزش در معرض خطر جهت رتبه‌بندی ریسک صنایع مختلف ، می‌توان به مقاله اما ام آیجلسیاس در سال ۲۰۱۵ اشاره نمود که وی با بکارگیری ریزش مورد انتظار و ارزش معرض خطر در بورس‌های ۷ کشور حوزه اروپا، نسبت به معرفی صنایع کم ریسک(مثل صنعت پتروشیمی ، انرژی و یوتیلیتی) و پرریسک (مثل مخابرات و ارتباطات و بانکداری) اقدام نمود.

www.SID.ir

Archive of SID

منسی و همکاران(۲۰۱۷) در بررسی ریسک اوراق بهادار و هم‌تغییری‌های مشترک بین هر یک از بازارهای سهام کشورهای نوظهور و بازارهای توسعه‌یافته سهام (آمریکا، بریتانیا و ژاپن) با استفاده از روش همدوسی مربع موجک و همچنین ارزش در معرض ریسک مبتنی بر تبدیل موجکپرداختند. نتایج نشان داد که مزایای تنوع-بخشی بین این بازارها در طول زمان و در فرکانس‌های مختلف با هم تفاوت دارد.

ربایات و همکاران(۲۰۱۹) برای بررسی خاصیت تنوع بخشی اوراق صکوک اسلامی مالزی نسبت به اوراق قرضه کشورهای توسعه یافته از تبدیل موجک استفاده کرد و نشان داد که در افق‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و میان‌مدت صکوک مالزی دارای خاصیت تنوع‌بخشی بالایی برای اوراق قرضه کشورهای توسعه یافته(همبستگی منفی) می‌باشد.

فرانک و زاکوئین(۲۰۱۸) بین دو دسته مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده و مدل‌های گارچ چند متغییره با توزیع های گوسی برای تخمین ارزش در معرض ریسک در نمونه های تجربی و شبیه سازی به این نتیجه رسیدند که در غیاب کرویت[1] مدل FHS از مدل دیگر بهرتر عمل کرد. این دو در تحقیقی دیگر(۲۰۲۰) نشان دادند دو مدل ساده تخمین VaR شامل مدل تک متغییره گارچ و مدل ابتکاری شبیه‌سازی تاریخی مجازی[2] برای پرتفوی‌های با تعداد سهام بالا از مدل‌های چندمتغیره پیچیده عملکرد بهتری دارند.

۴- روش پژوهش

۴-۱- داده ها و روش تحقیق

داده‌های تحقیق در یک دوره ۱۱ ساله شاخص کل بورس اوراق اوراق بهادار تهران از تاریخ ۱۳۸۹/۴/۱۳ الی ۱۳۹۹/۴/۱۱ انتخاب شده اند(بیش از ۲۴۰۰ روز داده بازدهی شاخص کل) که حدود نیمی از آن(۱۰۲۴ داده اول) برای تخمین پارامترهای مدل و مدلسازی به عنوان داده‌های درون نمونه و مابقی داده ها برای پس‌آزمون مدل‌ها و انتخاب مدل‌های برتر به عنوان داده‌های برون نمونه استفاده می‌شود. در جدول ۱ نیز توصیف آماری داده ها مشاهد می‌گردد. با توجه به جدول ۱ مقدار چولگی مثبت، سری زمانی بازدهی حدود کمی چوله به راست است ولی به علت کوچک بودن مقدار آن می‌توان گفت توزیع بازدهی تقریبا" متقارن است، از نظر کشیدگی توزیع بازدهی به شکلی است که با توزیع نرمال تفاوت اساسی دارد. با توجه به جدول ۱ مقادیر آماره آزمون جارک-برا و آزمون لیلیوفرز هم به گونه‌ای است که فرض نرمال بودن توزیع بازدهی را در سطح معناداری ۱٪ رد می‌کند. بکارگیری آزمون‌های ریشه واحد ADF و P-P هم وجود ریشه واحد را در سری زمانی بازدهی رد می‌کند. به خاطر استفاده از مدل‌های ARMA – GARCH در این تحقیق، انجام آزمون‌های جنکیز و باکس را در مورد باقیمانده‌های سری زمانی ضرورت دارد و در سطح معناداری ۱٪ فرض عدم همبستگی بین باقیمانده‌ها رد می‌شود و در نتیجه در مدل ARMA(R,M) ناگزیر به استفاده از مقادیر باوقفه هستیم. بکارگیری مجدد آزمون جنکیز و باکس در مورد مجذور باقیمانده‌های سری زمانی نیز نشان‌دهندۀ وجود همبستگی بین آن‌هاست و در

[1] sphericity
[2] Virtual Historical Simulation

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه وجود اثر ARCH در سری زمانی بازدهی مشهود است ، همچنین آزمون اثر ARCH انگل(آزمون ضرایب لاگرانژ) نیز از وجود اثر ARCH حکایت دارد.

در این تحقیق داده‌های بازدهی تاریخی کل به دو گروه درون نمونه و بیرون نمونه تقسیم می‌شوند و از داده‌های درون نمونه برای تخمین پارامترهای مربوط به مدل‌ها استفاده می‌شود. سپساز آن‌ها برای برآورد ارزش در معرض ریسک در افق‌های زمانی مختلف شامل ۱ تا ۳۲ روزه (به صورت توانی از ۲ برگرفته از سطح تجزیه موجک) برای داده‌های بیرون نمونه استفاده می‌شود.

جدول ۱- توصیف آماری داده تحقیق

آماره‌های توصیفی	**میانگین**	**۰,۰۰۱۹**	**مینمم**	**-۰,۰۵۶۷**
	انحراف معیار	۰,۰۰۹۸	ماکسیمم	۰,۰۶۹۷
	چولگی	۰,۵۹۶۶	مد	۰
	کشیدگی	۷,۷۷۶۷	میانه	۰,۰۰۰۶۰۹
	آزمون جارک-برا -p value	۲۴۶۱,۵*** (۰,۰۰۱)	آزمون لیلیوفرز	۰,۱۲۲۲*** (۰,۰۰۱)
آزمون ریشهٔ واحد	**آزمون ADF :**		**آزمون P-P:**	
	ADF(1)	-۲۵,۷۵*** (۰,۰۰۱)	P-P(1)	-۳۱,۷۷*** (۰,۰۰۱)
	ADF(10)	-۹,۹۶*** (۰,۰۰۱)	P-P(5)	-۳۴,۷۰*** (۰,۰۰۱)
آزمون‌های اثر ARCH و خودهمبستگی	**آزمون جنکیز و باکس:**		**آزمون ARCH :**	
	Q(1)	۳۵۶,۵۰*** (۰,۰۰)	LM(1)	۲۵۳,۳۲*** (۰,۰۰)
	Q(10)	۷۳۸,۸۱*** (۰,۰۰)		
	$Q^2(1)$	۲۴۹,۵۶*** (۰,۰۰)	LM(10)	۶۲۸,۵۸*** (۰,۰۰)
	$Q^2(10)$	۲۲۰۵*** (۰,۰۰)		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

www.SID.ir

Archive of SID

پس‌آزمایی مدل های ارزش در معرض ریسک: به منظور آزمون دقت مدل‌های محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک از پس آزمایی استفاده می شود، یک تخطی[1] عبارتست از تجاوز ضرر از مقدار ارزش در معرض ریسک برآوردی) به وقوع بپیوندد. آزمون‌های پوششی غیرشرطی که در این تحقیق به منظور بررسی دقت مدل‌های VaR از لحاظ تعداد تخطی ها مورد استفاده قرار می‌گیرد،آزمونی است که کوپیک[2] آنرا در سال ۱۹۹۵ ارائه داد:

$$LR_{uc} = -2\ln[(1-p)^{T-x}p^{x}] + 2\ln\left\{\left[1-\left(\frac{x}{T}\right)\right]^{T-x}\left(\frac{x}{T}\right)^{x}\right\} \qquad (۱۴)$$

که در آن ($p = 1-\alpha$) p سطح احتمال است و α فاصله اطمینان تخمین VaR و x تعداد تخطی ها است. این آماره از تابع توزیع χ^2 با یک درجه آزادی پیروی میکند. قاعده تصمیم به این شرح است که اگر $LR_{uc} > \chi^2_{c.1}$ باشد ، فرض صفر به نفع به فرض عدم رد می‌شود و در اینصورت مدل از لحاظ تعداد تخطی ها فاقد دقت است(کمپل، ۲۰۰۵)

۴-۲- تخمین پارامترهای مدل های ارزش در معرض ریسک

مدل‌های مورد استفاده در این پژوهش در قالب ۵ دسته مدل شامل شبیه‌سازی تاریخی(HS)، مدل‌های خانواده ARMA-GARCHبا مدل‌های نوسان(GARCH، GJR GARCH و EGARCH) و توابع توزیع نرمال(N) و تی استیودنت(T)، شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده با مدل‌های نوسان مختلف، فراتر از آستانه شرطی(CPOT) با مدل‌های نوسان مختلف و شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک با مدل‌های نوسان مختلف و توابع موجک مختلف(Haar، syms6 و dubacheies6) می‌باشد.

به منظور برآورد پارامترهای مدل‌هایی که از مدل خانواده ARMA-GARCH استفاده می‌کنند باید وقفه‌های این مدل ها معین گردند و بدین منظور بر روی داده های خام و داده‌های حاصل از تجزیه موجک در سطوح فرکانسی مختلف درون نمونه از معیار اطلاعاتی بیزین آکائیک(BIC) [3] در یک دامنه جستجوی با مقدار ۵ برای انواع وقفه ها(دو وقفه مدل میانگین و دو وقفه مدل واریانس) و سپس مشخص نمودن مدلی با کمترین مقدار BIC استفاده شده است.

برای مدل‌سازی در این پژوهش چهار فرض توزیعی شامل توزیع نرمال، تی- استودنت، تجربی و توزیع تعمیم‌یافته پرتو مد نظر قرار گرفته است. توزیع تجربی از فراوانی داده های گذشته استخراج و برای توزیع نرمال و تی- استودنت، صدک آلفا به‌راحتی ازطریق جداول مربوطه استخراج می‌گردد. اما استخراج صدک آلفای توزیع تعمیم‌یافته پرتو نیازمند برازش این توزیع بر باقیمانده‌های استاندارد شده، و برآورد پارامترهای این توزیع می‌باشد. قبل از برآورد پارامترها در این توزیع ابتدا باید آستانه را تعیین شود. بطور معمول برای تعیین آستانه از نمودار هیل استفاده می‌شود. در جایی که نمودار حالت افقی پیدا می‌کند، بدان معناست که آستانه باید مشاهده‌ای در

[1] exceedance
[2] kupice
[3] Bayesian Information Criterion

www.SID.ir

Archive of SID

این فاصله باشد. مطابق پیشنهاد مک‌نیل و فری، مقدار آستانه بهتر است به گونه‌ای انتخاب شود که حدود ۱۰۰ مشاهده برای برازش مدل پارتو داشته باشیم. در این تحقیق از روشی که توسط دنیلسون و همکاران[1] (۲۰۰۱) برای تخمین آستانه پیشنهاد شده است، استفاده خواهیم شد. این روش مبتنی بر شبیه‌سازی مونت‌کارلو و استفاده از نمودار هیل است و برای هر مدل مقدار آستانه را بطور جداگانه تخمین می‌زند.

در مدل شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده و شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک برای محاسبه VaR برای دوره Kروزه، باید از K شوک استاندارد تاریخی گذشته استفاده نمود، هر شوک استاندارد انتخاب شده برای مسیر Kتایی به‌همراه پیش‌بینی واریانس شرطی برای آن روز یک شوک غیر استاندارد را حاصل می‌نماید. که این شوک غیر استاندارد به‌همراه میانگین شرطی آن روز یک بازدهی تاریخی برای آن روز را حاصل می‌نماید این فرآیند را برای M بار تکرار می‌شود(M تعداد تکرار شبیه‌سازی برای مسیر شوک استاندارد تاریخی گذشته که هر چه بیشتر باشد بهتر است)، در این تحقیق M را برابر ۱۰۰۰ در نظر می‌گیریم که تعداد بالایی به شمار می‌رود.

۵- پس‌آزمایی مدل‌های ارزش در معرض ریسک

در این بخش از تحقیق به پس‌آزمایی مدل‌های ارزش در معرض ریسک می‌پردازیم. در جداول ۲ تا ۴ نتایج حاصل از آزمون پس‌آزمایی کوپیک(LRuc) بصورت مقدار P-value آورده شده است، هر میزان که مقدار p-value بالاتر باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و به معنی صحت مدل است.

بر اساس نتایج جداول ۲ ، ۳ و ۴ در مدل شبیه سازی تاریخی و در افق زمانی کوتاه مدت ۱روزه در سطوح اطمینان پایین یعنی سطوح q=0.95 و تا حدودی q=0.975 مدل دقیق بوده است لیکن در سطح اطمینان بالا یعنی q=0.99 فرض صفر رد شده است و مدل از منظر تعداد تخطی ها از دقت لازم برخوردار نبوده است، با افزایش افق زمانی در تمامی سطوح اطمینان، فرض صفر رد شده است و مدل از دقت لازم برخوردار نبوده است.

در مدل های خانواده ARMA-GARCH و در افق زمانی کوتاه مدت ۱روزه برای حالت مدل نوسان GARCH در سطح اطمینان پایین یعنی سطح q=0.95 در توزیع نرمال، فرض صفر رد شده است و مدل از منظر تعداد تخطی ها از دقت لازم برخوردار نبوده است در همین حالت نتایج توزیع تی استیودنت نسبت به نرمال بهتر بوده است و مدل بصورت مرزی تایید شده است. در سایر فواصل اطمینان و همه مدل‌های نوسان برای افق ۱ روزه نتایج به نحوی بوده است که فرض صفر رد نشده است و مدل‌ها از دقت لازم برخوردار بوده اند، یک مشاهده جالب در این افق زمانی این است که در سطح اطمینان q=0.99 نتایج با توزیع استیودنت نسبت به توزیع نرمال بهتر شده است ولی در سطح اطمینان q=0.95 اینطور نبوده است، این موضوع نشان دهنده آن است که مدلسازی با استفاده از توزیع تی استیودنت در انتهای دنباله ها(فواصل اطمینان بالاتر) برای داده های غیرنرمال بازدهی بورس تهران منطبق با ادبیات موضوعی مرتبط، بهتر بوده است. در افق زمانی ۲ روزه فواید استفاده از توزیع تی نمایان تر است بطوریکه در حالت مدل GARCH و توزیع نرمال فرض صفر رد شده است

[1] Danielsson et al.

www.SID.ir

Archive of SID

ولی در حالت توزیع تی اینگونه نبوده است، برای حالات مدل‌های نوسان GJRGARCH و EGARCH فرض صفر برای توزیع نرمال و تی رد نشده اند و مدل‌ها هرچند با مقادیر P نه چندان بالا ولی تایید شده اند، در این حالات هم بکارگیری توزیع تی نتایج را بهبود بخشیده است، ضمن آنکه توجه به این نکته ضروری است که نتایج این دو افق زمانی حکایت از وجود اثرات اهرمی در بورس تهران دارد چراکه نتایج مدل‌های نوسان GJRGARCH و EGARCH بطورکلی از مدل GARCH بهتر بوده اند. با افزایش افق زمانی در این مدل و در تمامی سطوح اطمینان، فرض صفر رد شده است و مدل از دقت لازم برخوردار نبوده است.

در مدل FHS و در افق‌های مانی زمانی کوتاه مدت ۱روزه تا ۴ روزه در تمامی سطوح اطمینان تعداد تخطی ها به نحوی بوده اند که ارزش در معرض ریسک به درستی تخمین زده شده است و فرض صفر رد نشده است، نتایج این افق‌های زمانی حکایت از وجود اثرات اهرمی در بورس تهران دارد چراکه بطورکلی مقادیر P مدل‌های نوسان GJRGARCH و EGARCH از مدل GARCH بالاتر بوده اند. در افق زمانی ۸ روزه از دقت مدل‌ها کاسته شده است و بصورت مرزی در سطوح اطمینان پایین فرض صفر رد نشده است ولی در سطح اطمینان ۹۹٪ فرض صفر رد شده است. با افزایش افق زمانی در این مدل و در تمامی سطوح اطمینان، فرض صفر رد شده است و مدل از دقت لازم برخوردار نبوده است.

در مدل CPOT و در افق‌های مانی زمانی کوتاه مدت ۱روزه تا ۸ روزه در تمامی سطوح اطمینان تعداد تخطی ها به نحوی بوده اند که ارزش در معرض ریسک به درستی تخمین زده شده است و فرض صفر رد نشده است، نتایج این افق‌های زمانی حکایت از وجود اثرات اهرمی در بورس تهران دارد چراکه بطورکلی مقادیر P مدل‌های نوسان GJRGARCH و EGARCH از مدل GARCH بالاتر بوده اند. در افق زمانی ۱۶ روزه از دقت مدل‌ها کاسته شده است و بصورت مرزی در سطوح اطمینان پایین فرض صفر رد نشده است ولی در سطح اطمینان ۹۹٪ فرض صفر رد شده است. با افزایش افق زمانی در این مدل و در تمامی سطوح اطمینان، فرض صفر رد شده است و مدل از دقت لازم برخوردار نبوده است.

در مدل شبیه سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک(WFHS) در تمامی افق‌های زمانی ۱روزه تا ۳۲ روزه و در سطوح اطمینان مختلف و حالات مختلف بکارگیری سه مدل نوسان و توابع موجک مختلف ارزش در معرض ریسک به درستی تخمین زده شده است و فرض صفر رد نشده است، روند بسیار خفیفی در کاهش مقادیر P با افزایش افق زمانی مشاهده می شود لیکن این کاهش در حدی نیست که از دقت مدل WFHS از نظر تعداد تخطی ها بکاهد، همچنین نتایج بهره گیری از سه تابع موجک مختلف(Haar، syms6 و Dubacheies6) به منظور تجزیه سری زمانی به تفاوت خاصی در نتایج منجر نگردیده است.

با توجه به مقادیر P جداول ۲ ، ۳ و ۴ می‌توان دریافت که از نظر پس‌آزمون صورت پذیرفته به ترتیب عملکرد مدل WFHS در تمامی افق‌های زمانی و سپس مدلCPOT و FHS در برخی افق‌های زمانی نسبت مدل های خانواده ARAMA-GARCH و شبیه سازی تاریخی بهتر است و البته عملکرد مدل خانواده ARAMA-GARCH هم نسبت به شبیه سازی تاریخی بهتر می‌باشد. همچنین نتایج استفاده از توزیع‌های تی نسبت به نرمال و نیز مدل‌های نوسان اهرمی نسبت به غیر اهرمی نیز بطور کلی بهتر بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- پس‌آزمون کوپیک مدل‌های ارزش در معرض ریسک در افق زمانی ۱ و ۲ روزه

دسته	نام مدل		افق زمانی H=1			H=2		
			۰,۹۹	۰,۹۸	۰,۹۵	۰,۹۹	۰,۹۸	۰,۹۵
HS			۰,۰۱	۰,۰۹	۰,۹۶	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
ARMA-GARCH	AR-GARCH-N		۰,۵۸	۰,۴۱	۰,۰۱	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۵
	AR-GJRGARCH-N		۰,۷۱	۰,۵۱	۰,۱۶	۰,۰۱	۰,۱۰	۰,۳۲
	AR-EGARCH-N		۰,۲۴	۰,۸۹	۰,۷۲	۰,۰۲	۰,۱۵	۰,۴۰
	AR-GARCH-T		۰,۹۸	۰,۴۳	۰,۰۷	۰,۰۳	۰,۱۹	۰,۴۹
	AR-GJRGARCH-T		۰,۹۸	۰,۵۱	۰,۰۸	۰,۰۶	۰,۲۶	۰,۷۱
	AR-EGARCH-T		۰,۲۴	۰,۹۳	۰,۴۳	۰,۱۰	۰,۳۶	۰,۹۰
FHS	GARCH		۰,۵۹	۰,۶۷	۰,۱۹	۰,۴۸	۰,۴۹	۰,۵۴
	GJRGARCH		۰,۹۸	۰,۷۶	۰,۵۴	۰,۵۹	۰,۶۳	۰,۷۱
	EGARCH		۰,۷۱	۰,۹۳	۰,۷۲	۰,۵۹	۰,۷۱	۰,۷۷
CPOT	GARCH		۰,۷۳	۰,۷۶	۰,۴۸	۰,۷۱	۰,۵۶	۰,۷۷
	GJRGARCH		۰,۸۷	۰,۸۴	۰,۶۰	۰,۴۸	۰,۷۱	۰,۹۰
	EGARCH		۰,۷۱	۰,۸۹	۰,۸۴	۰,۷۱	۰,۸۰	۰,۸۳
WFHS	GARCH	Haar	۰,۷۱	۰,۸۴	۰,۶۰	۰,۸۴	۰,۹۴	۰,۴۴
		syms6	۰,۸۵	۰,۷۶	۰,۵۴	۰,۸۴	۰,۹۷	۰,۴۹
		dubacheies6	۰,۸۵	۰,۸۴	۰,۵۴	۰,۷۱	۰,۹۷	۰,۴۴
	GJRGARCH	Haar	۰,۸۵	۰,۸۴	۰,۶۵	۰,۸۴	۰,۸۸	۰,۶۰
		syms6	۰,۹۸	۰,۷۶	۰,۶۰	۰,۸۴	۰,۹۷	۰,۶۰
		dubacheies6	۰,۸۵	۰,۸۴	۰,۶۰	۰,۸۴	۰,۹۷	۰,۶۰
	EGARCH	Haar	۰,۸۷	۰,۹۳	۰,۹۱	۰,۷۱	۰,۹۴	۰,۸۵
		syms6	۰,۸۷	۰,۹۸	۰,۹۱	۰,۸۴	۰,۹۷	۰,۷۸
		dubacheies6	۰,۸۵	۰,۹۳	۰,۸۴	۰,۸۴	۰,۹۷	۰,۷۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳- پس‌آزمون کوپیک مدل‌های ارزش در معرض ریسک در افق زمانی ۴ و ۸ روزه

دسته	نام مدل		افق زمانی					
			H=4			H=8		
			۰,۹۹	۰,۹۸	۰,۹۵	۰,۹۹	۰,۹۸	۰,۹۵
HS			۰	۰	۰	۰,۹۹	۰,۹۸	۰,۹۵
ARMA-GARCH	AR-GARCH-N		۰	۰	۰	۰	۰	۰
	AR-GJRGARCH-N		۰	۰	۰,۰۱	۰	۰	۰
	AR-EGARCH-N		۰	۰	۰,۰۲	۰	۰	۰
	AR-GARCH-T		۰	۰,۰۱	۰,۰۳	۰	۰	۰
	AR-GJRGARCH-T		۰	۰,۰۲	۰,۰۶	۰	۰	۰
	AR-EGARCH-T		۰	۰,۰۳	۰,۰۹	۰	۰	۰
FHS	GARCH		۰,۰۸	۰,۱۸	۰,۱۳	۰	۰	۰
	GJRGARCH		۰,۱۴	۰,۲۶	۰,۱۷	۰,۰۱	۰,۰۵	۰,۰۳
	EGARCH		۰,۱۴	۰,۳۱	۰,۱۹	۰,۰۱	۰,۰۷	۰,۰۴
CPOT	GARCH		۰,۱	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۰۱	۰,۰۸	۰,۰۵
	GJRGARCH		۰,۱۴	۰,۳۱	۰,۴	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۵
	EGARCH		۰,۱۸	۰,۳۶	۰,۴۴	۰,۰۳	۰,۰۷	۰,۱
WFHS	GARCH	Haar	۰,۸۴	۰,۵۱	۰,۵۵	۰,۰۵	۰,۱	۰,۲۱
		syms6	۰,۸۴	۰,۴۴	۰,۶	۰,۹۷	۰,۴۴	۰,۸
		dubacheies6	۰,۷۱	۰,۵۱	۰,۵۵	۰,۳۶	۰,۳۷	۰,۸۶
	GJRGARCH	Haar	۰,۸۴	۰,۵۹	۰,۶۶	۰,۸۸	۰,۳۷	۰,۸
		syms6	۰,۸۴	۰,۵۱	۰,۶۶	۰,۹۷	۰,۶	۰,۸۶
		dubacheies6	۰,۸۴	۰,۵۱	۰,۶	۰,۹۷	۰,۵۲	۰,۸۶
	EGARCH	Haar	۰,۷۱	۰,۵۹	۰,۶۶	۰,۹۷	۰,۶	۰,۸
		syms6	۰,۸۸	۰,۵۱	۰,۶۶	۰,۹۷	۰,۶	۰,۸۶
		dubacheies6	۰,۹۸	۰,۵۱	۰,۶	۰,۹۷	۰,۵۲	۰,۸۶

منبع: یافته‌های پژوهشگر

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- پس‌آزمون کوپیک مدل‌های ارزش در معرض ریسک در افق زمانی ۱۶ و ۳۲ روزه

دسته	نام مدل		افق زمانی					
			H=16			H=32		
			۰,۹۹	۰,۹۸	۰,۹۵	۰,۹۹	۰,۹۸	۰,۹۵
HS			۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
ARMA-GARCH	AR-GARCH-N		۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
	AR-GJRGARCH-N		۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
	AR-EGARCH-N		۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
	AR-GARCH-T		۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
	AR-GJRGARCH-T		۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
	AR-EGARCH-T		۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
FHS	GARCH		۰,۰۰	۰,۰۱	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
	GJRGARCH		۰,۰۰	۰,۰۲	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
	EGARCH		۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
CPOT	GARCH		۰,۰۰	۰,۱۰	۰,۰۴	۰,۰۰	۰,۰۱	۰,۰۲
	GJRGARCH		۰,۰۱	۰,۱۷	۰,۱۰	۰,۰۰	۰,۰۲	۰,۰۶
	EGARCH		۰,۰۱	۰,۲۱	۰,۱۱	۰,۰۱	۰,۰۷	۰,۰۷
WFHS	GARCH	Haar	۰,۸۲	۰,۴۶	۰,۸۳	۰,۵۵	۰,۸۲	۰,۸۰
		syms6	۰,۸۲	۰,۵۳	۰,۸۳	۰,۶۷	۰,۸۲	۰,۸۶
		dubacheies6	۰,۸۲	۰,۵۳	۰,۷۶	۰,۵۵	۰,۷۳	۰,۸۶
	GJRGARCH	Haar	۰,۹۶	۰,۴۶	۰,۹۵	۰,۵۵	۰,۷۳	۰,۷۴
		syms6	۰,۸۲	۰,۵۳	۰,۸۹	۰,۸۰	۰,۸۲	۰,۸۰
		dubacheies6	۰,۹۶	۰,۵۳	۰,۸۹	۰,۶۷	۰,۸۲	۰,۸۶
	EGARCH	Haar	۰,۸۲	۰,۶۱	۰,۹۵	۰,۶۷	۰,۸۲	۰,۷۴
		syms6	۰,۹۶	۰,۶۱	۰,۸۹	۰,۵۵	۰,۷۳	۰,۷۴
		dubacheies6	۰,۹۶	۰,۵۳	۰,۸۹	۰,۶۷	۰,۷۳	۰,۸۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- نتیجه گیری و پیشنهادات

این تحقیق با ارائه مدلی ترکیبی جدید ارزش در معرض ریسک شبیه سازی تاریخی فیلتر شده(FHS) مبتنی بر تبدیل موجک با رویکرد استفاده از مزایای مدل FHS و مزایای تبدیل موجک به عنوان یک پیش پردازشگر بر روی داده خام پرداخت. به منظور انتخاب دقیقترین مدل تخمین ارزش در معرض ریسک از بین مدل‌های شبیه سازی تاریخی(HS)، خانواده ARMA-GARCH، شبیه سازی تاریخی فیلتر شده(FHS)، فراتر از آستانه

www.SID.ir

Archive of SID

شرطی(CPOT) و مدل ترکیبی جدید شبیه سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک در اشکال مختلف استفاده از مدل‌های نوسان و فروض توزیعی مختلف در بورس اوراق بهادار تهران، از پس آزمایی کوپیک(LRuc) استفاده شد . نتایج پس‌آزمون حاکی از دقت بالاتر مدل ارزش در معرض ریسک شبیه سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک(WFHS) در تمامی افق‌های زمانی و سطوح اطمینان مختلف نسبت به سایر مدل‌ها می باشد. مدل های ارزش در معرض ریسک مبتنی بر مدل های نوسان اهرمی GJRGARCH و EGARCH عملکرد نسبتا" بهتری نسبت به مدل GARCH که نشان دهنده وجود اثرات اهرمی در بورس تهران می‌باشد، از بین دو مدل نوسان GJRGARCH و EGARCH نیز با تفاوت اندکی مدل‌های مبتنی بر EGARCH بهتر عمل نموده اند، لذا مدل شبیه سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک با مدل نوسان EGARCH برترین مدل تحقیق می‌باشد. همچنین بین نتایج مدل های شبیه سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک(WFHS) با بهره گیری از سه تابع موجک مختلف(Haar، syms6 و Dubacheies6) تفاوت معناداری مشاهده نمی‌شود و از این رو بکارگیری توابع موجک مختلف تاثیری در دقت نتایج ندارد.

نتایج این پژوهش از حیث تئوریک حکایت از آن دارد که بهره گیری از تبدیل موجک در کنار مدل‌های سنتی بصورت ترکیبی باعث ارتقاء دقت مدل‌ها خواهد شد، این موضوع در پژوهش حاضر در قالب بهبود دقت تخمین سنجه ارزش در معرض ریسک در بورس اوراق بهادار تهران نشان داده شد و لذا پیشنهاد استفاده از این ابزار ریاضی در سایر مدل‌سازی های کمی حوزه مالی برای انواع پیش‌بینی های میانگین، واریانس، ریسک های نامطلوب و... سودمند بنظر می‌رسد. در زمینه کاربردی نیز این تحقیق توانست یک مدل ارزش در معرض ریسک کاملا" بادقت ارائه نماید و توصیه می گردد مراجع نظارتی و قانونی در حوزه بازار پول و سرمایه از مدل ارائه شده این پژوهش به عنوان ابزاری در جهت محاسبه کفایت سرمایه مورد نیاز، بودجه‌بندی ریسک و مدیریت ریسک یکپارچه برای نهادهای مالی تحت نظارت استفاده نمایند.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

* ابونوری, اسمعیل, تهرانی, رضا, شامانی, مسعود. (۱۳۹۷). عملکرد پورتفولیوهای مبتنی بر ریسک تحت شرایط مختلف در بازارسهام . اقتصاد مالی ,۱۲(۴۵)، ۷۱-۵۱.
* اسدی نیا, پرستو, عبدالهی کیوانی, سید محمد, حیدر زاده هنزائی, علیرضا ,موسوی روح بخش, سید شایان. (۱۳۹۸). پیش بینی نوسانات بازده با استفاده از مدل ترکیبی تبدیلات موجک گسسته و گارچ .فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۲(۴۷)، ۱۲۷-۱۱۰.
* دهقان خاوری, سعید, میر جلیلی, سید حسین. (۱۳۹۸). تعامل ریسک سیستماتیک با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران .اقتصاد مالی، ۱۳(۴۹)، ۲۸۲-۲۵۷.
* رستمی نوروزآباد, مجتبی, شجاعی, عبدالناصر, خضری, محسن, رحمانی نوروزآباد ,سامان. (۱۳۹۴). تخمین ارزش در معرض ریسک بازده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آنالیز موجک .تحقیقات مالی، ۱۷(۱)، ۸۲-۵۹.
* صادقی, حجت اله, نظری زاده دهکردی, سمیه. (۱۳۹۳). محاسبهٔ ارزشهای در معرض ریسک با بهره‌گیری از آنالیز موجک .راهبرد مدیریت مالی، ۲(۱)، ۱۲۴-۹۷.
* کریمی, مجتبی, صراف, فاطمه, امام وردی, قدرت اله, باغانی, علی. (۱۳۹۸) .همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی .اقتصاد مالی، ۱۳(۴۹)، ۱۳۰-۱۰۱.
* کشاورز, غلامرضا, صمدی, باقر. (۱۳۸۸). برآورد و پیش بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانوادهFIGARCH ، تحقیقات اقتصادی، ۴۴(۱).
* محمدیان امیری, احسان, ابراهیمی, سیدبابک (۱۳۹۷). پیش‌بینی چندگام به‌جلوی ارزش در معرض خطر برمبنای روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی .راهبرد مدیریت مالی، ۶ (۱)، ۱۱۴-۹۳.
* Andrew J. Patton, Johanna F. Ziegel, Rui Chen (2019). Dynamic semiparametric models for expected shortfall (and Value-at-Risk), Journal of Econometrics, Volume 211, Issue 2, Pages 388-413,
* Bollerslev. T, Engle. R, & Wooldridge. J (1988) "A capital-asset pricing model with time-Varying coVariances",Journal of Political Economy, 96, 116–131.
* Christian Francq, Jean-Michel Zakoïan (2018). Estimation risk for the VaR of portfolios driven by semi-parametric multivariate models, Journal of Econometrics, Volume 205, Issue 2, Pages 381-401.
* Christian Francq, Jean-Michel Zakoïan (2020). Virtual Historical Simulation for estimating the conditional VaR of large portfolios, Journal of Econometrics, Volume 217, Issue 2 , Pages 356-380.
* Cifter.Atilla (2011) "Value-at-risk estimation with wavelet-based extreme value theory: Evidence from emerging markets", Physica A,390 ,2356–2367.
* D.Campbell. Sean (2005). "A Review of Backtesting and Backtesting Procedures", Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, 21, Washington, D.C.

www.SID.ir

Archive of SID

* Fernandez.Viviana (2006). "The CAPM and value at risk at different time-scale" ,International Review of Financial Analysis,15,203– 219.
* Gencay.R, Whitcher.B, & Selcuk.F (2002). An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics, San Diego7 Academic Press.
* Gencay.R, Whitcher.B, & Selcuk.F (2005). "Multiscale systematic risk",Journal of International Money and Finance,24(1), 55– 70.
* Hamburger.Yuri (2003). "Wavelet-based Value At Risk Estimation",Master thesis Informatics & Economics,Erasmus University Rotterdam.
* He K., Wang L., Zou Y., Lai K.K. (2014). Value at risk estimation with entropy-based wavelet analysis in exchange markets Physica A, 408 pp. 62-71.
* He.Kaijian,Kin Keung.Lai,Jerome.Yen (2011). "Ensemble Forecasting of Value at Risk via Multi Resolution A naly sis based Meth od ology in Metals Markets" Journal of Expert Systems with Applications.
* Iglesias.Emma M (2015). "Value at Risk and expected shortfall of firms in the main European Union stock market indexes from 2000 until nowadays: a detailed analysis by economic sectors and geographical situation",Journal of Economic Modelling, Volume 50, November (2015). Pages 1-8.
* Jorion.Philippe (2009). Financial Risk Manager Handbook (5th edn),Wiley finance series,United states of America.
* Kupiec.P.H (1995) "Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models", The Journal of Derivatives 73–84. winter.
* Masih.Mansur,Alzahrani.Mohammed,Al-Titi.Omar (2010). "Systematic risk and time scales: New evidence from an application of wavelet approach to the emerging Gulf stock markets", International Review of Financial Analysis,19 ,10–18.
* Mensi, Walid, Shahzad, Syed Jawad Hussain, Hammoudeh, Shawkat, Zeitun, Rami, Rehman, Mobeen Ur (2017). Diversification Potential of Asian frontier, BRIC emerging and major developed stock markets: A wavelet-based Value at Risk approach, Emerging Markets Review, 32, pp. 130-147.
* Percival.Donald B,Walden,Andrew ,T (2000). Wavelet Methods for Time Series Analysis.Cambridge University Press.
* Rubaiyat Ahsan Bhuiyan, Maya Puspa Rahman, Buerhan Saiti (2019). Gairuzazmi Bin Mat Ghani, Does the Malaysian Sovereign sukuk market offer portfolio diversification opportunities for global fixed-income investors? Evidence from wavelet coherence and multivariate-GARCH analyses, The North American Journal of Economics and Finance, Volume 47, Pages 675-687.
* Tan.Zhongfu,Zhang.Jinliang,Wang.Jianhui,Xu.Jun (2010). "Day-ahead electricity price forecasting using wavelet transform combined with ARIMA and GARCH models", Journal of Applied Energy ,87 ,3606–3610.

www.SID.ir

Archive of SID

Financial Economics
Vol. (15) Issue (57) February 2022

Abstract

Wavelet based Filtered historical simulation value at risk model in different time horizons in Tehran Stock Exchange

Vahid Veisizadeh[1]
Javad Shekarkhah[2]
Meysam Amiri[3]

Received: 23/ September /2021 Accepted: 24/ November /2021

Abstract

Abstract: Value at risk is applied as a downside risk measure to quantify risk and as a basis for calculating the regulatory purpose capital of financial institutions. The present study seeks to select the most accurate models for estimating value at risk, both simple and advanced, and to present a new wavelet based model on Tehran Stock Exchange. Filtered historical simulation(FHS), Conditional extreme value theory model(CPOT) and a new hybrid semiparametric model called "Wavelet based Filtered historical simulation" in various forms using different volatility models and distribution assumptions were estimated and on the Tehran Stock Exchange. The backtest finding of research conducted in a period of about 11 years of the total index of Tehran Stock Exchange(TSE) from 2010/4/7 to 2020/4/1 (more than 2400 daily of index return data) indicate the higher accuracy of the filtered historical wavelet-based simulation (WFHS) VaR model in comparison to other models at all-time horizons and different confidence levels.

Keywords: Value at risk, wavelet theory, Extreme value theory, Wavelet based Filtered historical simulation, backtest.
JEL Classification: C02 ، C22 ، C52،G32

1- Phd in Finance, Tehran University,vahidvaice@gmail.com
2- (corresponding autor)Assistant Professor, Department of Accounting, AllamehTabatabai University, Tehran, j_shekarkhah@yahoo.com
3- Assistant Professor, Department of Finance, AllamehTabatabaiUniversity,Tehran, amiry82@yahoo.com

www.SID.ir