



مدل سازی و پس آزمایی VaR از لحاظ موقعیت های کوتاه و بلند مدت با توجه به ارزش های دورن و برون نمونه: کاربردی از مدل های خانواده GARCH انباشته کسری

منصور کاشی^۱

سیدحسن حسینی^۲

عطیه السادات نیازخانی^۳

سیدامین عبدالهی^۴

تاریخ پذیرش: ۹۵/۲/۱۸

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۲/۱۵

چکیده

در پژوهش حاضر علاوه بر محاسبه موقعیت های معاملاتی کوتاه و بلند مدت به بررسی ارزش های درون نمونه و برون نمونه VaR که برای ارزیابی کیفیت پیش بینی مدل برآورد شده در نظر گرفته شده است، می پردازیم. قبل از تخمین VaR، نتایج مدل های خانواده انباشته کسری GARCH (حافظه بلندمدت) نشان از این دارد که مدل HYGARCH(1,d,1) با توزیع چوله Student-t، نتیجه ایی شبیه مدل FIGARCH(1,d,1) با توزیع چوله Student-t را در مورد پدیده دم پهن به نمایش می گذارد. از مقایسه دو مدل مذکور با توزیع های مختلف مدل HYGARCH(1,d,1) با توزیع چوله Student-t بر اساس معیار AIC و ارزش های حداکثری لگاریتم راست نمایی، مدلی برتر شناخته شد. آزمون های نرخ شکست، LR_{cc} ، LR_{cc} ، بر اساس طول و DQ که برای پس آزمایی VaR درون نمونه تهیه شده اند، نشان از این دارند که مدل VaR درون نمونه با student-t و مدل HYGARCH(1,d,1) عملکرد قابل قبول تری از توزیع های دیگر مدل HYGARCH(1,d,1) و مدل FIGARCH(1,d,1) خواهد داشت. از این رو به بررسی VaR برون نمونه با student-t HYGARCH(1,d,1) پرداخته ایم. نتایج تابع زیان VaR نیز نشان از این دارد که در کلیه سطوح کوانتیل ها مدل FIGARCH(1,d,1) کمترین زیان بدست آمده را در بر دارد. در نهایت یافتیم مدلی که ویژگی حافظه بلند مدت در واریانس شرطی را داراست، کمترین زیان و یا عملکرد مناسب تری در ارزیابی پیش بینی را ارائه می دهد.

واژه های کلیدی: ارزش در معرض ریسک، موقعیت های معاملاتی کوتاه و بلند مدت، HYGARCH، FIGARCH، آزمون پس آزمایی.

۱- کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی - مدیریت مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)

۲- دانشجوی دکتری مدیریت بازرگانی گرایش رفتار و منابع انسانی دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۳- کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی کاشان، ایران

۴- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت صنعتی گرایش مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد نجف آباد، اصفهان، ایران

۱- مقدمه

در سال های اخیر، رشد عظیم فعالیت تجاری و زیان تجاری موسسات مالی به تکنیک های کمی مطلوبی منجر شده است که از طریق تنظیم کنندگان مالی^۱ و کمیته نظارت بانک ها^۲ به ارزیابی امکان زیان این نوع موسسات می پردازند (برای مطالعه تاریخچه این نوع وقایع به Jorion, 2000 رجوع کنید). ارزش در معرض ریسک^۳ یکی از بیشترین تکنیک های خاص در سنجش زیان است بطوریکه به این سوال پاسخ می دهد که: در ازاء احتمال معین (α) ، زیان پیش بینی شده در افق زمان معین به چه مقدار خواهد بود؟ پاسخ VaR در سطح α ، مقداری از وجه دارایی معامله شده را ارائه می دهد که به آسانی قابل فهم می باشد. تعریف آماری ساده VaR نیز چنین بیان می شود که: VaR در سطح α برای بازده نمونه به عنوان کوانتیل تجربی متناظر $\alpha\%$ است. به علت تعریف کوانتیل و در ازاء احتمال $1-\alpha$ (موقعیت های معاملاتی بلندمدت)، بازده از VaR بزرگتر خواهد شد. به عبارت دیگر در ازاء احتمال $1-\alpha$ زیان ها کوچکتر از مقدار معین بازده می باشند. در این رابطه اکثر مدل ها استفاده شده برای محاسبه VaR به بازده منفی پرتفولیو تمرکز کرده اند (van den Goorbergh and Vlaar, 1999 or Jorion, 2000). در حقیقت چنین محاسبه ایی فرض می گیرد که معامله گران یا مدیران پرتفولیو موقعیت های معاملاتی بلندمدت را اتخاذ می کنند به عبارت دیگر آنها دارایی مبادله شده و اقسام مربوط به آن را زمانی خریداری می کنند که قیمت دارایی افت پیدا کند. در مقاله حاضر، علاوه بر مدل سازی VaR از لحاظ موقعیت های معاملاتی بلندمدت به بررسی موقعیت های معاملاتی کوتاه مدت نیز پرداخته ایم. در موقعیت معاملاتی بلندمدت، ریسک از افت قیمت دارایی ناشی می شود در حالی که در موقعیت های معاملاتی کوتاه مدت، زمانی معامله گر زیان می بیند که قیمت ها افزایش پیدا کنند^۴. علاوه بر این، اهمیت مدل سازی حافظه بلندمدت در واریانس شرطی و شبیه سازی رفتار همبستگی نگاشت نوسانات مشاهده شده که توسط بابلی، بلرسلو و میکلس^۵ (۱۹۹۶) (به اختصار BBM) پیشنهاد شد، می تواند ارزش در معرض ریسک (از لحاظ محاسبه واریانس شرطی) را کارا تر بررسی کند. BBM با بسط دادن مدل IGARCH از مدل های خانواده GARCH و از طریق تخصیص دادن ماندگاری در واریانس شرطی، مدل GARCH (p,q) انباشته کسری^۶ (FIGARCH) را ارائه دادند. هر چند در چارچوب کلی تر، دلایل منطقی وجود دارد که ویژگی انباشته کسری واریانس شرطی را در دسته ایی از مدل هایی که محدودیت انباشتگی واحد را لحاظ می کنند، جا داد. در این راستا دیویدسون^۷ (۲۰۰۴) مدل هایپربولیک GARCH یا مدل HYGARCH را توسعه داد. بنابراین می توان هدف پژوهش حاضر را مدل سازی VaR از لحاظ موقعیت های معاملاتی بلندمدت و کوتاه مدت ذکر کرد که هم سو با بررسی مذکور، VaR های درون نمونه و برون نمونه توسط مدل های مناسب حافظه بلندمدت (FIGARCH و HYGARCH) در توزیع های نرمال، Student-t و چوله Student-t برای TEPIX محاسبه می شوند. همچنین مدل ها در ازاء VaR سطح α (۰.۵ تا ۰.۲۵) و (۰.۹۵ تا ۰.۹۹۷۵) آزمون می شوند و عملکرد VaR توسط محاسبه نرخ خطا ارزیابی می شود. بطوریکه اگر مدل های VaR تحت فرض صفر آزمون های LR_{uc} ، LR_{cc} ، بر اساس طول^۸ و کوانتیل پویا^۹ (DQ) درست تعیین شده باشند، می توان گفت نرخ خطا

بیش از بیش به VaR سطح α نزدیک می شود و یا به عبارت بهتر مدل VaR بیشتر به سرمایه گذاران در مورد پیش بینی امکان زیان تجاریشان کمک می کند. به علاوه برای توانایی رسیدن به رتبه بندی مدل ها از تابع زیان VaR گونزالز-ریورا و دیگران^{۱۰} (۲۰۰۴) که در چهارچوب ارزیابی پیش بینی ارائه شده است و بر قصور مقیاس های پس آزمایی بررسی VaR غلبه می کند، استفاده می شود. در ادامه مقاله به معرفی پیشینه تحقیق می پردازیم و در بخش سوم به روشناسی تحقیق و بکارگیری مدل ها پرداخته می شود. در بخش چهارم داده های استفاده شده بررسی می شود و بخش های پنجم و ششم به ترتیب به تحلیل نتایج مدلها و خلاصه و نتیجه گیری اختصاص می یابد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

روش های متعددی برای محاسبه ارزش در معرض ریسک ارائه شده است که می توان آن ها را در چهار گروه کلی طبقه بندی کرد: روش های پارامتریک، روش های ناپارامتریک، روش های شبه پارامتریک و روش شبیه سازی مونت کارلو^{۱۱}. می توان کاربردهای ارزش در معرض ریسک را به صورت زیر طبقه بندی کرد: انفعالی (گزارش دهی اطلاعات): ارائه اطلاعات ابتدایی ترین کاربرد VaR در اندازه گیری ریسک است. VaR می تواند جهت آگاه کردن مدیریت ارشد از جریان ریسک های ناشی از عملیات تجاری و سرمایه گذاری بکار رود. و همچنین ریسک های مالی یک شرکت سهامی را با اصطلاحات غیر تکنیکی به گوش سهامداران آن می رساند.

تدافعی (کنترل ریسک): مرحله بعدی در استفاده از VaR کنترل کردن ریسک و تنظیم محدودیت هایی برای معامله گرام و واحدهای بازرگانی است. مزیت VaR این است که درک مشترکی ایجاد کرده و با آن می توان فعالیت های مخاطره آمیز را در بازار های متعدد مورد سنجش قرار داد.

فعال (مدیریت ریسک): VaR اکنون به طور فزاینده ای برای تخصیص و تقسیم در میان واحدهای مختلف سرمایه گذاری بکار می رود. این فرایند، با موازنه برای ریسک انجام می شود. روش شناسی VaR همچنین می تواند با ارائه تصویری جامع از تاثیر یک معامله بر ریسک پرتفوی، به مدیران پرتفوی در تصمیم گیری بهتر کمک نماید (Jorion, 2001).

بر اساس هدف مقاله و استفاده از مدل های پارامتریک خصوصاً مدل های انباشته کسری برای محاسبه VaR در موقعیت های معاملاتی بلند مدت و کوتاه مدت و متقاعباً آزمون های پس آزمایی VaR، به بررسی این بخش خواهیم پرداخت. در این راستا از پر ارجاع ترین مقالات در این زمینه از لحاظ نظری و تجربی، مطالعات ذیل می باشند:

بایلی و دیگران^{۱۲} (۱۹۹۶) توانستند شبیه مدل ARFIMA، مدل FIGARCH را ارائه نمایند که بطور موفقیت آمیزی وجود ماندگاری بالا را در واریانس شرطی توصیف کردند. در ادامه وجود حافظه بلند مدت در واریانس شرطی، HYGARCH توسط دیویدسون (۲۰۰۴) پیشنهاد شد که مجوز وجود دومین گشتاور (واریانس) در میدان نوسانات کرانی را بیش از مجوز مدل های IGARCH و FIGARCH به مدل

HYGARCH داد. براساس دو مطالعه مذکور از اهم مطالعه ایی که برای محاسبه VaR از لحاظ پارامتریک شکل گرفت و نیز به بررسی موقعیت های معاملاتی بلند مدت و کوتاه مدت پرداخت، از مطالعه ی تانگ و شیه^۳ (۲۰۰۶) نام برد. آن ها با بررسی بازده روزانه ۳ شاخص S&P500، Nasdaq100 و Dow Jones به این نتیجه دست یافتند که مدل HYGARCH(1,d,1) در ازاء توزیع چوله Student-t عملکرد بهتری را از مدل FIGARCH در ازاء توزیع های مختلف نرمال، Student-t و چوله Student-t که با استفاده LR_{uc} آزمون شد، نشان می دهد. در موقعیت های معاملاتی بلند مدت و کوتاه مدت گیوت و لورنت^۴ (۲۰۰۳) مدل VaR را برای ۳ شاخص سهام (FTSE)(انگلیس)، NASDAQ(امریکا) و NIKKEI(ژاپن)) و ۳ سهام Alcoa، MacDonal و Merck) با استفاده از مدل APARCH در ازاء توزیع های نرمال، Student-t و چوله Student-t بکار برد که نتایج نشان داد مدل هایی که متکی هستند به توزیع چگالی متقارن از مدل های چگالی چوله عملکرد ضعیف تری را بروز می دهند. گراو^۵ (۲۰۰۲) به این نتیجه رسید که مدل های با توزیع Student-t برای تخمین VaR درون نمونه نتایج بهتری را در مقایسه با توزیع نرمال می دهند در حالی که توزیع نرمال در VaR برون نمونه عملکرد بهتری را در پی دارد. هیوانگ و لین^۶ (۲۰۰۴) در بررسی شاخص سهام تایوان دریافتند که مدل APARCH در ازاء توزیع نرمال (Student-t) برای محاسبه VaR باید سطح اطمینان (α) پایین تر (بالا تر) را بکار برد. انگلیدیس و دگیاناکیس^۷ (۲۰۰۵) نظر بر این داشتند که مدیر ریسک باید تکنیک های مختلف نوسان را برای صحت پیش بینی VaR در موقعیت های معاملاتی بلند مدت و کوتاه بکار برد. دگیاناکیس^۸ (۲۰۰۴) با کاربرد خانواده ARCH برای پیش بینی VaR به این نتیجه رسید که مدل FIAPARCH (1,d,1) نتایج دقیق تر را برای پیش بینی نوسان در ازاء توزیع نامتقارن Student-t ایجاد می کند. وو و شیه^۹ (۲۰۰۷) نشان دادند که در موقعیت های معاملاتی بلند مدت و کوتاه برای پیش بینی VaR مدل FIGARCH (1,d,1) در مقایسه با مدل GARCH (1,1) از صحت بیشتری بر خوردار است. در رابطه با آزمون های پس آزمایی VaR، آن ها را می توان بر اساس مفروضات UC، IND و CC به عنوان پیشامد احتمال ارزیابی پیش بینی، بررسی کرد و به صورت چهار نوع آزمون های اصلی اجرا نمود: اولین دسته از آزمون های پس آزمایی مربوط به کوپیک^{۱۰} (۱۹۹۵) و کریستوفرسن^{۱۱} (۱۹۹۸) که بر اساس نوع زنجیر مارکوف می باشند. دومین دسته بر طول بین دو نقطه تخطی متوالی هم، متکی هستند که توسط کریستوفرسن و پلتیر^{۱۲} (۲۰۰۴)، هاس^{۱۳} (۲۰۰۵) و کاندلون و دیگران^{۱۴} (۲۰۰۸) مطرح شدند. دسته بعدی مطالعات مستقیماً فرض تفاضل مارتینگل که توسط برکوویتز و دیگران^{۱۵} (۲۰۱۱)، هورلین و توکپاوی^{۱۶} (۲۰۰۷) و پریگنون و اسمیت^{۱۷} (۲۰۰۸) ارائه شدند را آزمون می کند. آخرین نوع پس آزمایی بر اساس مدل های رگرسیون هستند. در این نوع، معروف ترین آزمون پس آزمایی که اغلب به آن کوانتیل پویا (DQ) گویند، توسط انگل و منگانلی^{۱۸} (۲۰۰۳، ۱۹۹۹) پیشنهاد شد. همچنین برای تجزیه و تحلیل عملکرد پیش بینی مدل های گوناگون نوسان برای بازده سهام از تابع زیان VaR استفاده می شود. از مطالعاتی که در این زمینه صورت گرفته است می توان از تابع زیان لویز^{۱۹} (۱۹۸۸) و گونزالز-ریورا و دیگران^{۲۰} (۲۰۰۴) که در این حوزه طراحی شده است، نام برد. در زمینه مطالعات داخلی پژوهش های متعددی در زمینه محاسبه

VaR و آزمون های پس آزمایی VaR شکل گرفته است که هر کدام از طریقی به سنجش VaR پرداخته اند که از لحاظ پارامتریک به می توان به مطالعات ذیل اشاره کرد: شاهمدای و زنگنه (۱۳۸۶) به محاسبه VaR برای شاخص عمده بورس تهران با استفاده از روش های پارامتریک پرداختند. نتایج حاکی از آن است که این گروه مدل ها رفتار میانگین و واریانس داده ها را به نحوه ی مطلوبی توضیح می دهند. محمدی و دیگران (۱۳۸۷) به محاسبه VaR با استفاده از مدل های ناهمسانی شرطی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته اند. نتایج نشان می دهد که برآورد مقادیر VaR یک روزه و ده روزه با استفاده از توزیع های لپتو کورتیک از دقت بالایی برخوردار می باشند. کشاورز و صمدی (۱۳۸۸) با استفاده از چند مدل از خانواده GARCH، تلاطم شاخص بورس تهران را مدل سازی و سپس دقت آنها را در تخمین VaR، مقایسه کردند. نتایج تحقیق آن ها نشان می دهد که انجام پیش بینی در دوره ی خارج از دوره ی نمونه ARFIMA-FIGARCH با توزیع نرمال نسبت به توزیع Student-t دقیق ترین مدل بوده و نتایج بهتری را ارائه می دهد. همچنین مقایسه مدل ها نشان می دهد که در سطوح اطمینان متفاوت برای تخمین VaR مدل های مختلف نتایج متفاوتی ارائه می دهد، ولی می توان گفت مدل FIGARCH در سطح معنی دار ۲/۵ درصد بهترین عملکرد را در میان مدل های GARCH دارد.

۳- روش شناسی پژوهش

مدل FIGARCH(1,d,1)

در بسیاری از ادبیات اقتصاد سنجی، اثرات شوک زمان قابل بررسی را برای کاهش در می گیرند و تشخیص میان فرایندهای $I(0)$ و $I(1)$ بسیار محدودکننده بنظر می رسد. بایلی و همکاران (۱۹۹۶) فرایند FIGARCH برای پوشش حافظه بلندمدت نوسان مشاهده در بازده سهام و نرخ ارز معرفی کرد، بطوریکه این نوع مدل رخنه بین ماندگاری کوتاه و کامل را پر می کند. بر خلاف سری های زمانی $I(0)$ که شوک ها با نرخ نمایی از بین می روند و یا سری های $I(1)$ که در آن پدیده بازگشت به میانگین وجود ندارد، شوک ها با سری های زمانی $I(d)$ در ازاء $0 < d < 1$ با نرخ هیپربولیکی کاهش پیدا می کنند. مدل FIGARCH(1,d,1) به صورت معادله (۱) تعریف می شود:

$$[\phi(L)(1-L)^d] \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)](\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2). \quad (1)$$

عملگر تفاضل کسری $(1-L)^d$ چنین تعریف می شود:

$$\begin{aligned} (1-L)^d &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d+1)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} \\ &= 1 - dL - \frac{1}{2}d(1-d)L^2 - \frac{1}{6}d(1-d)(2-d)L^3 \dots \quad (2) \\ &= 1 - \sum_{k=1}^{\infty} c_k(d)L^k, \end{aligned}$$

که $c_1(d) = d, c_2(d) = \frac{1}{2}(1-d)$ ، و مانند آن. بطوریکه:

$$\sigma_t^2 = \omega^* + \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i L^i \varepsilon_t^2 = \omega^* + \lambda(L) \varepsilon_t^2 \quad (3)$$

مدل HYGARCH(1,d,1)

دیویدسان^{۳۰} (۲۰۰۴) در تحقیق خود به نتیجه جالب و برخلاف بینش واقع دست یافت که پارامتر حافظه بلندمدت در واریانس شرطی (d-FIGARCH) -d می باشد و پارامتر حافظه بلندمدت هنگامی که -d به صفر نزدیک شود، افزایش پیدا می کند. در صورتیکه در مدل ARFIMA حافظه افزایش پیدا می یابد زمانی که k افزایش پیدا کند. بر اساس دیویدسان (۲۰۰۴)، رفتار غیر قابل انتظار مدل FIGARCH ممکن است، به علت پارادوکس ذاتی از این حقیقت که محدودیت های مقتضی در برگزیده بر حسب سطح های مدل، در درون نوسان مدل جاگرفته باشد، ناشی شود. به عبارتی دیگر مدل HYGARCH تعمیم یافته ی مدل FIGARCH است و همچنین مجوز وجود دومین گشتاور (واریانس) در میدان نوسانات کرانی بیش از مجوز مدل های IGARCH و FIGARCH را می دهد. مدل HYGARCH زمانی احراز می شود که $\lambda(L)$ در معادله (۴) جایگزین شود:

$$\lambda(L) = 1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L) \{1 + k [(1-L)^d - 1]\} \quad (4)$$

هنگامی که $k=1$ باشد، مدل HYGARCH خصوصیات FIGARCH را در بر خواهد گرفت. این نوع مدل زمانی ایستا است که $0 < k < 1$ باشد و نایستایی را هنگامی که $k > 1$ باشد، نمایش می دهد.

تعریف VaR

بررسی سری زمانی بازده دارایی یا بازده پرتفولیو روزانه r_t و مطابق آن سری زمانی پیش بینی شده ارزش در معرض ریسک $VaR(\alpha)$ با نرخ همگرایی α چنین تعریف می شود:

$$\Pr(r_t < -VaR(\alpha)) = \alpha \quad (5)$$

علت علامت منفی VaR در تابع بالا، عرف گزارش VaR می باشد بطوریکه آن را به صورت عدد مثبت نشان دهد. در ادامه برای تعریف توالی نقاط تخطی^{۳۱} VaR خواهیم داشت:

$$I_t(\alpha) = \begin{cases} 1, & \text{if } r_t < -VaR_t(\alpha) \\ 0, & \text{else} \end{cases} \quad (6)$$

در پژوهش حاضر، سه نوع مطالعه متفاوت با کاربرد ML تقریبی تحت توزیع های نرمال، Student-t و چوله Student-t تخمین زده می شود و VaR یک گام رو به جلو^{۳۲} در ازاء نتایج مدل های تخمین زده شده با

های تخصیص داده شده مربوط به هر مدل، محاسبه خواهند شد. کوانتیل VaR_{α} (ها) بواسطه ی وضعیت معاملاتی بلند مدت و کوتاه مدت پیرو زیر تعریف می شود:
تحت توزیع نرمال:

$$\begin{aligned} VaR_{long} &= \bar{\mu} - z_{\alpha} \hat{\sigma}_t, \\ VaR_{short} &= \bar{\mu} + z_{\alpha} \hat{\sigma}_t, \end{aligned} \quad (7)$$

که z_{α} کوانتیل چپ یا راست در $\alpha\%$ بواسطه ی توزیع نرمال می باشد.
تحت توزیع Student-t:

$$\begin{aligned} VaR_{long} &= \bar{\mu} - ST_{\alpha, \nu} \hat{\sigma}_t, \\ VaR_{short} &= \bar{\mu} + ST_{\alpha, \nu} \hat{\sigma}_t, \end{aligned} \quad (8)$$

که $ST_{\alpha, \nu}$ کوانتیل چپ یا راست در $\alpha\%$ بواسطه توزیع Student-t در ازا درجه آزادی ν می باشد.
تحت توزیع چوله Student-t:

$$\begin{aligned} VaR_{long} &= \bar{\mu} - SKST_{\alpha, \nu, k} \hat{\sigma}_t, \\ VaR_{short} &= \bar{\mu} + SKST_{\alpha, \nu, k} \hat{\sigma}_t, \end{aligned} \quad (9)$$

که $SKST_{\alpha, \nu, k}$ کوانتیل چپ یا راست در $\alpha\%$ بواسطه توزیع چوله Student-t در ازا درجه آزادی ν و ضریب نامتقارن k می باشد.

آزمون های پس آزمایی VaR

تست های همگرایی شرطی و غیر شرطی

بواسطه پیش بینی های متوالی VaR که توسط مدل مربوط محاسبه شده است، $\{V_t^{\alpha}\}_{t=1}^T$ هر عنصر متوالی تخطی، $\{I_t^{\alpha}\}_{t=1}^T$ به واسطه توزیع برنولی در ازا احتمال ایجاد شده تخطی که برابر با α هستند، می توانند به شکل مستقل مدل سازی شوند. در این راستا و از جنبه ی دیگر کوپیک (۱۹۹۵) آزمون نسبت راستنمایی را بواسطه $H_{0,uc} : \hat{\alpha} = \alpha$ پیشنهاد داد که $\hat{\alpha}$ تخمین ML α می باشد (فرض صفر آزمون کوپیک (۱۹۹۵) به این مضمون می باشد که نرخ تخطی برابر با VaR سطح α از پیش تعیین شده می باشد). راستنمایی توزیع متوالی برنولی iid می تواند بصورت زیر بیان شود:

$$L(\alpha) = \prod_{t=1}^T (1 - \alpha)^{1 - I_t^{\alpha}} \alpha^{I_t^{\alpha}} = (1 - \alpha)^{T_0} \alpha^{T_1} \quad (12)$$

که T_0 تعداد روزهای محاسبه شده را در بر می گیرد و T_1 بر تعداد تخطی ها دلالت دارد. تخمین ML $\hat{\alpha}$ چنین تعریف می شود:

$$\hat{\alpha} = \frac{T_1}{(T_0 + T_1)} = \frac{T_1}{T} \quad (13)$$

اکنون ما براحتی راستنمایی نمونه را توسط جایگزین کردن تخمین ML $\hat{\alpha}$ در درون معادله ۱۴ محاسبه می کنیم:

$$L(\hat{\alpha}) = \left(1 - \frac{T_1}{T}\right)^{T_0} \left(\frac{T_1}{T}\right)^{T_1} \quad (14)$$

در ادامه ما می توانیم آزمون نسبت راستنمایی را بواسطه آماره همگرایی غیر شرطی چنین تعریف کنیم:

$$LR_{uc} = 2(l(\hat{\alpha}) - l(\alpha)) \sim \chi_1^2 \quad (15)$$

که $l(\cdot)$ تابع لگاریتم راستنمایی است که به صورت $\ln(L)$ تعریف شده است. همچنین آماره LR_{uc} دارای توزیع چی دو با یک درجه آزادی می باشد. آزمون غیر شرطی تلویحاً فرض می کند که تخطی ها در طول زمان مستقل هستند. این فرض، خوشه بندی تخطی را نادیده می گیرد به این معنا که خوشه بندی ها می توانند نزدیک بهم رخ دهند. اگر تخطی ها حالت خوشه بندی داشته باشند، احتمال بودن یک تخطی بعد از تخطی دیگر بالاتر از α خواهد بود. لذا برای آزمون چنین اثری، ما می توانیم از تعریف متوالی مرتبه اول مارکوف در ازاء ماتریس انتقالی $A = \begin{pmatrix} \alpha_{00} & \alpha_{01} \\ \alpha_{10} & \alpha_{11} \end{pmatrix}$ استفاده کنیم که α_{ij} احتمال وقوع تخطی ها را به ترتیب در زمان $t-1$ و t نشان می دهند. به طوریکه:

$$\alpha_{ij} = \Pr\{I_{t-1} = i | I_t = j\} (i, j = 0, 1), \hat{\alpha}_{01} = \frac{T_{01}}{T_{00} + T_{01}}, \hat{\alpha}_{11} = \frac{T_{11}}{T_{10} + T_{11}}, \hat{\alpha}_{00} = 1 - \hat{\alpha}_{01}, \hat{\alpha}_{10} = 1 - \hat{\alpha}_{11} \quad (16)$$

با این مقدمه، فرض صفر مستقل بودن در عبارت زیر چنین تعریف می شود:

$$H_{0,ind} : \alpha_{01} = \alpha_{11} \quad (17)$$

در ادامه تابع راستنمایی مرتبه اول فرایند مارکوف می تواند به صورت زیر بیان شود:

$$L(A) = \alpha_{00}^{T_{00}} \alpha_{01}^{T_{01}} \alpha_{10}^{T_{10}} \alpha_{11}^{T_{11}} \quad (18)$$

با کاربرد تخمین ML پارامترها ما راستنمایی نمونه را می توانیم محاسبه کنیم. اکنون ما فرض صفر مستقل بودن را با کاربرد آزمون نسبت راستنمایی دیگر که توسط کریستوفرسن (۱۹۹۸) پیشنهاد شد، آزمون می کنیم:

$$LR_{ind} = 2(l(\hat{A}) - l(\hat{\alpha})) \sim \chi_1^2 \quad (19)$$

همانند آزمون LR_{uc} کوپیک (۱۹۹۵)، آزمون LR_{ind} دارای توزیع چی دو با یک درجه آزادی است. در آخر، آزمون صحیح همگرایی شرطی که از ترکیب دو آزمون LR_{uc} و LR_{ind} بدست می آید، عبارت از:

$$LR_{cc} = 2(l(\hat{A}) - l(\alpha)) = LR_{uc} + LR_{ind} \sim \chi_2^2 \quad (20)$$

که فرض صفر آن برابر است با $\alpha_{01} = \alpha_{11} = \alpha$. $H_{0,cc}$

آزمون بر اساس طول

هر چند آزمون همگرایی شرطی کریستوفرسن (۱۹۹۸) رویه ایی مقصدانه برای ارزیابی مدل VaR تهیه کرد، اما این نوع ارزیابی بواسطه مرتبه اول وابستگی محدود شده است. اگر تخطی پی در پی ساختار وابستگی دیگری را غیر از وابستگی مرتبه اول مارکوف نمایش دهد، تست مزبور برای ارزیابی شکست می خورد. اخیراً کریستوفرسن و پلتیر (۲۰۰۴) آزمون جدیدی را بر اساس طول (بین تخطی ها) ارائه دادند. انگیزه پشت این نگرش چنین است که اگر تخطی ها خوشه ایی باشند، تعداد بسیاری از طول زمان بالنسبه کوتاه و بالنسبه بلند No-hitها^{۳۳} مطابق با تلاطم و رکود بازار می شود که عملاً برخلاف توزیع طول واقعی (صحیح) می باشد. طول زمان میان دو تخطی VaR (و یا به عبارتی طول No-hitها) چنین تعریف می شود:

$$D_i = t_i - t_{i-1} \quad (21)$$

که t نمایانگر روز تخطی است و i شماره تخطی را نشان می دهد. تحت فرض صفر ((مدل ریسک به درستی تبیین شده است))، طول زمان No-hitها نباید حافظه ایی را در بر داشته باشند و میانگین طول برابر با $\frac{1}{\alpha}$ روزها است. برای بررسی خصوصیت عدم حافظه تحت فرض صفر، توزیع (هندسی) گسسته احتمال زیر را چنین خواهیم داشت:

$$\Pr(D = d) = (1 - \alpha)^{d-1} \alpha \quad (22)$$

در چالش های تعریف توزیع طول، تابع های hazard به بهترین نحو مشخصات توزیع طول را تشخیص می دهند. بطوریکه توزیع احتمال بالا تابع ثابت گسسته hazard را ایجاب می کند:

$$\lambda(d) = \frac{\Pr(D = d)}{1 - \Pr(D < d)} \quad (23)$$

که توزیع هندسی تابع ثابت hazard پیرو عبارت زیر تعریف می شود:

$$\lambda(d) = \frac{(1 - \alpha)^{d-1} \alpha}{1 - \sum_{i=0}^{d-2} (1 - \alpha)^i \alpha} = \alpha \quad (24)$$

توزیع (پیوسته) تصادفی فاقد حافظه و یا همان توزیع پیوسته تابع ثابت hazard، حالت نمایی^{۳۴} دارد، بنابراین توزیع طول های No-hit چنین بیان می شوند:

$$f_{exp}(D; \alpha) = \alpha \exp(-\alpha D). \quad (25)$$

همانطور که گفته شد تابع ثابت hazard دلالت بر این دارد که توزیع طول فاقد حافظه است و از آنجایی که ما در پی آماره ایی برای آزمون استقلال طول هستیم که بر خلاف تابع ثابت hazard وابستگی طول را هم پذیرا (قابل آزمون) باشد، پیرو کریستوفرسن و پلتیر (۲۰۰۴) از توزیع Weibull استفاده می کنیم :

$$f_w(D; a, b) = a^b b D^{b-1} \exp(-(aD)^b). \quad (26)$$

توزیع Weibull نسبت به تابع hazard که شکل بسته ایی دارد، برتری دارد، بطوریکه:

$$\lambda w(D) \equiv \frac{f_w(D)}{1 - F_w(D)} = a^b b D^{b-1}, \quad (27)$$

وقتی $b=1$ باشد، توزیع Weibull به عنوان مورد خاص با تابع ثابت hazard آشکار می شود^{۳۵}. از سوی دیگر زمانی که $b < 1$ باشد Weibull تابع hazard را کاهش می دهد که با تعداد گسترده ایی از طول های بسیار کوتاه (دوره های پر نوسان) و تعداد گسترده ایی از طول های بسیار بلند (دوره های رکود) تطابق دارد^{۳۶}. در این جهت به علت خطر وجود تخطی خوشه ایی VaR، فرض صفر استقلال زیر نیز مورد بررسی قرار می گیرد:

$$H_{0,ind} : b = 1, \quad (28)$$

برای انجام آزمون بر اساس طول بین تخطی ها ما نیاز به انتقال توالی hit در درون یک سری خواهیم داشت. در حالیکه انجام این عمل انتقال به نوبه ی خود سری های C_i را ایجاد می کند که نشان دهنده این است که اگر طول سانسور شده باشد C_i برابر یک می شود و در غیر این صورت C_i برابر صفر خواهد بود. بجز برای اولین و آخرین طول، شاخص C_i مقدار صفر را برای همه ی طول ها در نظر می گیرد^{۳۷}. در اولین مشاهده اگر توالی hit با یک شروع شود $C_1 = 0$ خواهد شد و در غیر این صورت (توالی تخطی hit با صفر شروع شود) $C_1 = 1$ می شود. به طور مشابه اگر آخرین عنصر توالی تخطی برابر باشد برابر با یک باشد، $C_N = 0$ می شود و در غیر این صورت C_N برابر با مقدار یک خواهد شد. تابع لگاریتم راست نمایی طول های سانسور شده و نشده به صورت زیر تعریف می شود:

$$l_{cn} = C_1 \ln(1 - \Pr(D < d)) + (1 - C_1) \ln(\Pr(D = d)) + \sum_{i=2}^{N-1} \ln(\Pr(D = d)) + C_N \ln(1 - \Pr(D < d)) + (1 - C_N) \ln(\Pr(D = d)) \quad (29)$$

که $1 - \Pr(D < d)$ به عنوان تابع ابقاء^{۳۸} شناخته شده است و به صورت $S(d) = (1 - \alpha)$ تعریف می شود. برای راست نمایی نامحدود Weibull فقط یک پارامتر به طور عددی ماکزیمم می شود از این رو بواسطه ی ارزش معین b و پیرو رابطه بین a و b خواهیم داشت:

$$\hat{a} = \left(\frac{N - C_1 - C_N}{\sum_{i=1}^N D_i^b} \right)^{\frac{1}{b}} \quad (30)$$

بنابراین فرض صفر آزمون بر اساس طول تلوياً چنین بیان می شود که $D_i \sim Exponential(\hat{a})$.

آزمون کوانتیل رگرسیون پویا (DQ):

آزمون DQ توسط انگل و مانگانلی (۱۹۹۹) برای تست فرض صفر همگرایی شرطی معرفی شد. آنان بر حسب این مورد که توالی توابع شاخص (و یا همان تخطی های پی در پی VaR) مدل متناسب VaR، باید ویژگی عدم همبستگی را در بر داشته باشد، متغیرهای جدید $Hit_t(\alpha) = I(y_t < VaR_t(\alpha)) - \alpha$ و $Hit_t(1-\alpha) = I(y_t > VaR_t(1-\alpha)) - \alpha$ را برای آزمون مشترک زیر معرفی کردند:

$$A1: E(Hit_t(\alpha)) = 0$$

$$A2: Hit_t(\alpha)$$

(31)

در مورد توضیح A1 چنین خواهیم داشت که: با فرض گرفتن $Hit_t(\alpha) = I(y_t < VaR_t(\alpha)) - \alpha$ به عنوان رفتار فرایند تخطی، هر زمانی که $y_t < VaR_t(\alpha)$ باشد، ارزش $1 - \alpha$ را اتخاذ می کند در غیر این صورت ارزش $-\alpha$ را در بر خواهد گرفت و بواسطه تعریف VaR، امید شرطی $Hit_t(\alpha)$ در t-1 باید برابر با صفر باشد. A2 نیز در آزمون بالا غیر همبسته بودن متغیرها را بررسی می کند. در این خصوص، تحت فرض CC متغیر $Hit_t(\alpha)$ باید با ارزش های وقفه دار خود و متغیرهای وقفه دار شده دیگر مانند بازده گذشته، VaR گذشته و همبستگی نداشته باشد. بر طبق نظر انگل و مانگانلی (۱۹۹۹) آزمون های A1 و A2 می تواند به صورت رگرسیون ساختگی $Hit_t = X\lambda + \varepsilon_t$ انجام گیرد که X ماتریس $N \times k$ است که در آن ستون اول برابر با یک، p ستون دیگر برای ارزش های وقفه دار $Hit_t(\alpha)$ و k-p-1 ستون های باقیمانده برای متغیرهای اضافی مستقلی چون بازده گذشته، VaR گذشته و می باشند. همچنین انگل و مانگانلی (۱۹۹۹) تحت فرض صفر A1 و A2 آماره آزمون DQ را چنین نشان دادند $\frac{\hat{\lambda}' X' X \hat{\lambda}}{\alpha(1-\alpha)} \sim \chi_k^2$ که $\hat{\lambda}$ تخمین OLS λ می باشد.

تابع زیان بر اساس VaR:

رویه ای دیگر برای بررسی VaR استفاده از تابع زیان است. این نگرش نگرانی های موسسات مالی را منعکس می کند. در واقع تابع زیان VaR هزینه پیش بینی را بررسی می کند. بنابراین بهترین مدل VaR از دید این نوع تابع، مدلی است که زیان مینیمم را در بر داشته باشد. تابع زیان VaR پیرو مطالعه گونزالز-ریورا

و دیگران (۲۰۰۴) بر خلاف مطالعات وست و دیگران^{۴۹} (۱۹۹۳)، لویز (۲۰۰۱)، بروکس و پرسند^{۴۰} (۲۰۰۳) تاکید بر دوری از ویژگی data-snooping^{۴۱} دارد که ما بر اساس چنین خصوصیتی از این نوع تابع (VaRE) در پژوهش حاضر مورد استفاده قرار می دهیم، بطوریکه:

$$\text{VaRE} = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\alpha - m_{\delta}(r_{t+1}, \text{VaR}_{t+1}^{\alpha})) (r_{t+1} - \text{VaR}_{t+1}^{\alpha}) \quad (32)$$

که T بر تعداد نقاط داده های پیش بینی اشاره دارد و $m_{\delta}(a, b)$ چنین تعریف می شود:

$$m_{\delta}(a, b) = \{1 + \exp[\delta(a - b)]\}^{-1} \quad (33)$$

که $m_{\delta}(a, b) = 1 - m_{\delta}(b, a)$ در بررسی تابع VaRE پارامتر $\delta > 0$ همواری^{۴۲} تابع را کنترل می کند^{۴۳} و ما پیرو گونزالز-ریورا و دیگران (۲۰۰۴) δ را برابر ۲۵ در نظر خواهیم گرفت.

۴- ویژگی های آماری متغیر پژوهش

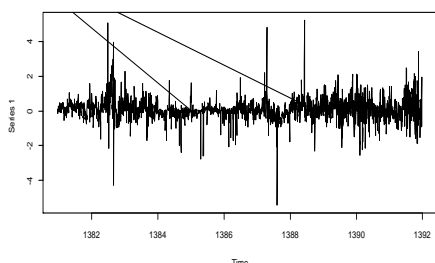
داده هایی که در پژوهش حاضر برای مدل سازی در بورس به کار برده شده است، شاخص قیمت بورس تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۰/۰۹/۰۴ تا ۱۳۹۱/۱۲/۲۸ بوده که شامل ۲۶۶۷ مشاهده می باشد. در این قسمت برای محاسبه بازده شاخص کل از لگاریتم درصد تغییرات $\left(r_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \right)$ استفاده شده که p_t مقدار شاخص قیمت بورس در زمان t است.

جدول شماره ۱: آزمون های ریشه واحد برای بازده TEPPIX

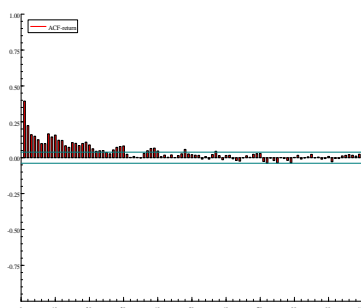
آماره ها	مقادیر تخمین زده
ADF	-۱۲,۵۶۰۶۹(۷) ^{***}
PP	-۴۱,۶۶۴۸۱(۲۷) ^{***}
KPSS	۰,۲۶۱۸۸۲(۳۰) ^{***}
توضیحات: ارزش حیاتی ۱٪ مکینان ^{۴۴} برای آزمون ADF و PP برابر با ۳,۴۳۵- است. برای آزمون KPSS ارزش حیاتی ۰,۷۳۹ برابر با سطح معنی داری ۱٪ می باشد. اعداد داخل پرانتز به ترتیب نمایانگر وقفه دوره ها و پهنای باند برای آماره ADF و آماره های PP و KPSS می باشد. ^{***} نشان دهنده رد معناداری فرض صفر آزمون ها در سطح معنی داری ۱٪ می باشد.	

با انجام آزمون های ایستایی (جدول شماره ۱) که توسط آماره دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)^{۴۵}، آماره فیلیپس- پرون (PP)^{۴۶}، آماره کوویت کووسکی-فیلیپس-اشمیت-شین (KPSS)^{۴۷} در سطح معنی داری ۱٪ صورت گرفته، فرض صفر این سه آزمون (فرض صفر دو آزمون ADF و PP وجود ریشه واحد می باشد؛ در

حالی KPSS فرض صفر مبنی بر عدم وجود ریشه را دارا می باشد) رد می شود. طبق مطالعات بایلی و همکاران^{۴۸} (۱۹۹۶)، رد شدن هر دو آماره PP و KPSS حاکی از این است که فرایند نه توسط I(0) و نه توسط I(1) توصیف می شود، بنابراین چنین فرایندی ممکن است توسط فرایند کسری جزئی بهتر توصیف شود. بعلاوه، شکل شماره ۱ تابع خودهمبستگی TEPIX را نشان می دهد که کاهش خودهمبستگی در حالی که وقفه ها افزایش می یابد، خیلی کند می باشد و تا حد زیادی از ویژگی تابع هیپربولیک پیروی می کند که بنابر ادبیات موجود نشانگر وجود حافظه بلندمدت خواهد بود و از سوی دیگر خط سیری سری بازده TEPIX (شکل شماره ۲) وجود تغییرات میان بعضی رژیم ها را نمایان می سازد.



شکل شماره ۲: بازده TEPIX



شکل شماره ۱: تابع خودهمبستگی

۵- نتایج تجربی محاسبات VaR

محاسبات درون نمونه VaR

نتایج تجربی محاسبات VaR یک گام رو به جلو درون نمونه برای بازده TEPIX و مطابق با مدل های HYGARCH و FIGARCH^{۴۹} در جداول ۲ و ۴ ارائه شده اند. این جداول حاوی نرخ شکست، LR_{uc} ، LR_{cc} ، بر اساس طول و DQ می باشد. اگر مدل VaR به درستی تخمین زده شده باشد، مشاهدات واقعی را خیلی خوب شرح می دهد. از این رو نرخ شکست^{۵۰} باید با سطح از پیش تعیین شده VaR برابر باشد و صفر آزمون های LR_{cc} ، LR_{uc} ، بر اساس طول و DQ رد نشده باشد. از نتایج درون نمونه VaR بدست آمده ی از جداول ۲ و ۴ ما می توانیم چنین استنباط کنیم که: زیان بحرانی پیش بینی مدل های VaR از طریق مدل HYGARCH با توزیع Student-t صحت بیشتری از مدل های با توزیع نرمال و توزیع چوله Student-t دارند. بطوریکه در آزمون VaR مدل Student-t با HYGARCH(1,d,1) بر اساس فرض صفر آزمون های LR_{cc} ، LR_{uc} و DQ در سطح خطای ۰.۱، موقعیت های معاملاتی کوتاه مدت رد نشده اند هر چند که در موقعیت های معاملاتی بلندمدت در سطح خطای ۰.۱، در چند کوانتیل فرض صفر آزمون های LR_{cc} و DQ رد شده است اما باز هم مدل VaR Student-t با HYGARCH(1,d,1) بهترین نتیجه را در میان توزیع

های نرمال و چوله Student-t در بر دارد. همچنین آزمون استقلال طول (جدول شماره ۳) که برای رهایی از محدودیت آزمون LR_{ind} طراحی شده است، نشان از پذیرش فرض صفر این آزمون در سطح خطای ۰.۱ و در تمام کوانتیل های معاملاتی بلندمدت در Student-t $HYGARCH(1,d,1)$ دارد که بیان می کند بین تخطی ها وابستگی و یا به عبارتی حافظه وجود ندارد. از نتایج محاسبات درون نمونه VaR که تحت مدل $FIGARCH(1,d,1)$ بررسی شده است، بیان از این دارد که تحت توزیع Student-t، مدل VaR با توجه به آزمون های پس آزمایی بهترین عملکرد را دارد بطوریکه فرض صفر آزمون های LR_{uc} و LR_{cc} در سطح ۰.۵ موقعیت های معاملاتی کوتاه مدت رد نشده است و فرض صفر آزمون DQ بجز در کوانتیل ۰.۹۵ مورد پذیرش قرار گرفته است. همچنین در موقعیت های معاملاتی کوتاه مدت مدل VaR با Student-t $FIGARCH(1,d,1)$ با توجه به اینکه در سطح خطای ۰.۱ فرض صفر آزمون های پس آزمایی در چندین مورد رد شده است اما با توجه به مقادیر بدست آمده در توزیع های نرمال و چوله student-t، همچنان مدل VaR با Student-t $FIGARCH(1,d,1)$ کارایی بهتری را از لحاظ پیش بینی زیان بحرانی از خود بروز می دهد. جدول ۵ که نمایانگر بررسی فرض صفر آزمون استقلال تخطی ها است، برای مثال نشان از این دارد که مدل VaR در آزمون توزیع Student-t مدل $FIGARCH(1,d,1)$ در سطح خطای ۰.۱ و در تمام کوانتیل مورد پذیرش قرار گرفته است که نمایانگر استقلال تخطی ها از هم می باشد. از مقایسه دو مدل VaR درون نمونه با Student-t $HYGARCH(1,d,1)$ و Student-t $FIGARCH(1,d,1)$ با توجه آزمون های پس آزمایی و مقادیر بدست آمده آن، بالطبع مدل VaR درون نمونه با Student-t $HYGARCH(1,d,1)$ عملکرد قابل قبول تری از خود نشان داد که در بخش بعدی به بررسی این مدل از لحاظ VaR برون نمونه با Student-t $HYGARCH(1,d,1)$ خواهیم پرداخت.

جدول ۲: محاسبات درون نمونه VaR مدل $HYGARCH(1,d,1)$

positions I Long							
Quantile	Failure ratio	LR Kupiec	p-value Kupiec	LR conditional	p-value conditional	DQ statistics	DQ value-p
0.05	0.028803	27.339	1.7071e-007	38.32343	4.766199e-09	62.931	1.1400e-011
0.025	0.020284	2.4017	0.12121	3.18579	0.2033361	6.5700	0.36245
0.01	0.015416	6.2667	0.012303	8.457894	0.01456772	13.125	0.041098
0.005	0.011765	16.392	5.1495e-005	29.23465	1.676789e-02	20.681	0.0020934
0.0025	0.0097363	29.714	5.0068e-008	31.13873	1.731057e-07	19.498	0.0034000
Short positions I							
0.95	0.96511	13.192	0.00028112	19.50543	5.813652e-05	35.470	3.4937e-006
0.975	0.97688	0.36503	0.54573	2.038298	0.3609019	5.4075	0.49271
0.99	0.98742	1.5276	0.21648	2.215372	0.3303225	10.847	0.093225
0.995	0.99108	6.1824	0.012903	7.890385	0.01934749	26.001	0.00022255
0.9975	0.99473	5.7522	0.016468	5.890072	0.05260016	3.9703	0.68070
positions II Long							
0.05	0.036511	10.377	0.0012760	10.40478	0.005503384	17.277	0.0083180
0.025	0.022718	0.54297	0.46120	0.9160048	0.6325459	4.3186	0.63365
0.01	0.010548	0.073368	0.78649	1.250312	0.535178	6.3984	0.38007

positions I Long							
Quantile	Failure ratio	LR Kupiec	p-value Kupiec	LR conditional	p-value conditional	DQ statistics	DQ value-p
0.005	0.0077079	3.1149	0.077578	3.410234	0.1817511	7.9598	0.24106
0.0025	0.0044625	3.0816	0.079182	3.180259	0.2038992	21.036	0.0018078
Short positions II							
0.95	0.95213	0.23864	0.62519	0.5710778	0.7516091	15.309	0.017983
0.975	0.97728	0.54297	0.46120	0.6088451	0.7375491	8.5821	0.19848
0.99	0.99189	0.94707	0.33047	1.274406	0.5287694	6.0875	0.41346
0.995	0.99594	0.47131	0.49238	0.5528106	0.7585055	0.75134	0.99332
0.9975	0.99757	0.0043339	0.94751	0.03362603	0.9833275	0.078703	0.99999
positions III Long							
0.05	0.025963	36.104	1.8705e-009	36.17225	1.397319e-08	59.055	7.0006e-011
0.025	0.014604	12.819	0.00034316	15.33843	0.0004669834	27.814	0.00010183
0.01	0.0060852	4.4363	0.035182	4.620058	0.09925838	15.773	0.015025
0.005	0.0044625	0.14856	0.69992	0.2472129	0.8837276	19.043	0.0040920
0.0025	0.0036511	1.1456	0.28447	1.21162	0.5456322	30.017	3.9024e-005
Short positions III							
0.95	0.94158	3.4968	0.061489	3.541651	0.1701924	15.504	0.016681
0.975	0.97160	1.1191	0.29012	1.119152	0.5714513	8.8775	0.18058
0.99	0.98783	1.0970	0.29493	1.836508	0.3992154	4.3124	0.63448
0.995	0.99432	0.21912	0.63971	0.3791181	0.8273239	0.61407	0.99616
0.9975	0.99757	0.0043339	0.94751	0.03362603	0.9833275	0.078703	0.99999

توضیحات: I، II و III به ترتیب نشان دهنده توزیع نرمال، Student-t و چوله Student-t می باشد.

جدول ۳: نتایج آزمون استقلال طول مدل HYGARCH(1,d,1)

positions I Long				
	B	uLL	p-value	Decision
0.05	0.8022562	-316.2275	0.01315439	رد
0.025	0.8613965	-240.0051	0.1608412	قبول
0.01	0.7518972	-189.4559	0.01587822	رد
0.005	0.7623461	-137.4325	0.0867896	قبول
0.0025	0.7789157	-129.2259	0.1087007	قبول
Short positions I				
0.95	3.633521	-146.3804	0	رد
0.975	4.107435	208.7617	0	رد
0.99	4.740814	646.2919	0	رد
0.995	4.948727	810.3951	0	رد
0.9975	5.949163	1279.423	0	رد
positions II Long				
0.05	0.9553993	-384.4412	0.5771221	قبول
0.025	0.8801633	-263.3525	0.2084097	قبول
0.01	0.7256394	-137.4103	0.02959118	رد

positions I Long				
	B	uLL	p-value	Decision
0.005	0.001	-210.8181	1	قبول
0.0025	0.001	-118.0432	1	قبول
positions III Long				
0.05	0.9437975	-293.8302	0.5496634	قبول
0.025	0.695342	-179.3108	0.002419671	رد
0.01	0.001	-164.9576	1	قبول
0.005	0.001	-118.0432	1	قبول
0.0025	0.001	-97.6692	1	قبول

توضیحات: I، II و III به ترتیب نشان دهنده توزیع نرمال، Student-t و چوله Student-t می باشد. بر اساس نتایج بدست آمده از نرم افزار و برای امانت داری و عدم تحریف نتایج محاسبه شده، اعداد محاسبه شده و تفسیر نرم افزار را بدون تغییری در جدول ارائه نمودیم در صورتی که ما برای تفسیر نتایج بجای سطح معناداری ۰.۵٪ که نرم افزار محاسبه نموده، سطح معناداری ۰.۱٪ را در پژوهش حاضر در نظر گرفته ایم.

جدول ۴: محاسبات درون نمونه VaR مدل FIGARCH(1,d,1)

Quantile	Failure ratio	LR Kupiec	p-value Kupiec	LR conditional	p-value conditional	DQ statistics	DQ value-p
0.05	0.027992	29.692	5.0637e-008	31.50834	1.438968e-07	57.421	1.5014e-010
0.025	0.019878	2.8500	0.091376	3.719581	0.1557053	7.5958	0.26923
0.01	0.015416	6.2667	0.012303	8.457894	0.01456772	15.665	0.015667
0.005	0.011359	14.703	0.00012587	15.66327	0.0003969762	13.973	0.029941
0.0025	0.0097363	29.714	5.0068e-008	31.13873	1.731057e-07	21.386	0.0015634
Short positions I							
0.95	0.96592	14.743	0.00012318	17.59657	0.0001509915	35.697	3.1565e-006
0.975	0.97809	1.0091	0.31511	1.500566	0.472233	5.6807	0.45990
0.99	0.98702	2.0235	0.15488	2.632748	0.2681057	10.416	0.10819
0.995	0.99351	1.0062	0.31582	1.215349	0.5446159	9.0722	0.16956
0.9975	0.99513	4.3330	0.037379	4.450504	0.1080402	3.1552	0.78913
positions II Long							
0.05	0.044625	1.5533	0.21266	4.609063	0.09980555	10.714	0.097626
0.025	0.022312	0.75746	0.38413	1.187447	0.552267	2.8444	0.82811
0.01	0.014604	4.6223	0.031559	7.141987	0.0281279	13.631	0.034044
0.005	0.0097363	8.6940	0.0031926	10.11861	0.006349972	13.708	0.033068
0.0025	0.0052738	5.7522	0.016468	5.890072	0.05260016	16.717	0.010383
Short positions II							
0.95	0.94767	0.27831	0.59781	5.479233	0.0645951	18.076	0.0060446
0.975	0.97282	0.46778	0.49401	0.4856485	0.7844094	9.5646	0.14423
0.99	0.99026	0.017466	0.89486	0.4896045	0.7828593	5.8739	0.43746
0.995	0.99391	0.54553	0.46015	0.7292826	0.6944457	9.9859	0.12525
0.9975	0.99675	0.50172	0.47875	0.5538349	0.7581171	0.55609	0.99709
positions III Long							
0.05	0.039757	5.8388	0.015676	9.509413	0.008611072	16.111	0.013173
0.025	0.021501	1.2987	0.25445	1.856135	0.3953169	5.3837	0.49562
0.01	0.012982	2.0235	0.15488	5.302306	0.07056979	15.696	0.015485

Quantile	Failure ratio	LR Kupiec	p-value Kupiec	LR conditional	p-value conditional	DQ statistics	DQ value-p
0.005	0.0089249	6.1824	0.012903	7.890385	0.01934749	14.401	0.025467
0.0025	0.0052738	5.7522	0.016468	5.890072	0.05260016	16.717	0.010383
Short positions III							
0.95	0.94158	3.4968	0.061489	9.77916	0.007524583	18.179	0.0057990
0.975	0.97079	1.7010	0.19215	1.706565	0.4260143	11.191	0.082658
0.99	0.98783	1.0970	0.29493	1.836508	0.3992154	4.3124	0.63448
0.995	0.99391	0.54553	0.46015	0.7292826	0.6944457	9.9859	0.12525
0.9975	0.99675	0.50172	0.47875	0.5538349	0.7581171	0.55609	0.99709

توضیحات: I، II و III به ترتیب نشان دهنده توزیع نرمال، Student-t و چوله Student-t می باشد.

جدول ۵: نتایج آزمون استقلال طول مدل FIGARCH(1,d,1)

positions I Long				
	B	uLL	p-value	Decision
0.05	0.8158303	-309.5878	0.02359617	رد
0.025	0.8558298	-236.0203	0.1493361	قبول
0.01	0.7066767	-187.9249	0.002885557	رد
0.005	0.749014	-146.8061	0.04164152	رد
0.0025	0.6694337	-126.7233	0.005907721	رد
positions II Long				
0.05	0.8963026	-447.78	0.1298295	قبول
0.025	0.9064257	-259.8829	0.343263	قبول
0.01	0.7312185	-180.6037	0.01011552	رد
0.005	0.7561112	-128.9342	0.07562884	قبول
0.0025	0.6822607	-74.37389	0.08057893	قبول
positions III Long				
0.05	0.8836424	-409.5241	0.1076985	قبول
0.025	0.9187949	-252.3365	0.4265585	قبول
0.01	0.6978642	-162.7298	0.005082448	رد
0.005	0.6736931	-117.8585	0.01121562	رد
0.0025	0.6822607	-74.37389	0.08057893	قبول

توضیحات: I، II و III به ترتیب نشان دهنده توزیع نرمال، Student-t و چوله Student-t می باشد. بر اساس نتایج بدست آمده از نرم افزار و برای امانت داری و عدم تحریف نتایج محاسبه شده، اعداد محاسبه شده و تفسیر نرم افزار را بدون تغییری در جدول ارائه نمودیم در صورتی که ما برای تفسیر نتایج بجای سطح معناداری ۰.۵، که نرم افزار محاسبه نموده، سطح معناداری ۰.۱ را در پژوهش حاضر در نظر گرفته ایم.

محاسبات برون نمونه VaR

در محاسبات درون نمونه VaR در بخش قبلی، بهترین مدل تخمین زده شده برای محاسبه درون نمونه VaR اتخاذ شد و بوسیله مقایسه VaR با نمونه تخمین، اطلاعاتی در مورد عملکرد گذشته VaR بدست آمد. با این وجود کمک حقیقی محاسبات VaR، توانایی پیش بینی آن می باشد که برای سرمایه گذاران و موسسات مالی اطلاعاتی در زمینه بزرگترین زیان آن ها که در آینده رخ می دهد، تهیه می کنند. پیش بینی VaR برای دوره $[t+1, t+h]$ انجام شده است که h افق زمانی پیش بینی ها می باشد. در این بخش ما این رویه آزمون را برای VaR بلندمدت و کوتاه مدت در ازاء $h=1$ اجرا می کنیم و از یک رویه تکراری در جایی که مدل $HYGARCH(1,d,1)$ برای پیش بینی یک روز به جلو VaR تخمین زده شده است را استفاده می کنیم. در i -امین تکرار که i از ۲ تا پایان داده ها جریان دارد، نمونه تخمین بر حسب در برداشتن یک روز بیشتر (نسبت به i) تکمیل یافته که در آن VaR ها پیش بینی و ثبت می شوند. هرگاه i ضریبی از ۵۰ باشد مدل تخمین دوباره ایی برای بروز کردن پارامترهای $HYGARCH(1,d,1)$ انجام می دهد و یا به عبارت ساده تر همان rolling (در اینجا rolling regression) با پنجره ثابت ۵۰ می باشد که در ازاء یک روز این پنجره را رو به جلو غلتان می کنیم. این رویه تکرار برای تمام روزهایی که در نمونه تخمین گنجانده شده است، انجام می پذیرد. شبیه تجزیه و تحلیل درون نمونه VaR، VaR های برون نمونه با بازه مشاهده شده مورد مقایسه قرار می گیرد و نتایج بدست آمده توسط آزمون های LR_{uc} و DQ ارزیابی می شوند. نتایج تجربی محاسبات برون نمونه VaR در جدول ۶ ارائه شده است. در این بخش به علت مقدار محدود VaR ها، نرخ شکست صفر در بعضی از سطوح از پیش تعیین شده VaR شبیه کوانتیل ۰/۰۰۵ و ۰/۰۰۲۵ به راحتی امکان پذیر است. در واقع این امر بدین معناست که مدل VaR بسیار خوب تخمین زده شده است، بطوریکه مدل، دم پهن نمایش داده شده در سری را بطور کامل در بر گرفته است^{۵۱}. از بررسی آزمون های پس آزمایی VaR در ازاء Student-t $HYGARCH(1,d,1)$ به این نتیجه می رسیم که با کوچکتر شدن کوانتیل α (یا همان محافظه کاری بیشتر)، مدل حافظه بلندمدت با تغییرات توزیع مناسب، پدیده دم پهن نمایش داده شده در سری ها (منظور سری VaR های بدست آمده در هر کوانتیل است) را در بر می گیرد.

جدول ۶: محاسبات برون نمونه VaR مدل Student-t $HYGARCH(1,d,1)$

positions II Long					
Quantile	Failure ratio	LR Kupiec	p-value Kupiec	DQ statistics	DQ value-p
0.05	0.044000	0.39424	0.0014086	8.0716	0.23291
0.025	0.022000	0.19228	0.66103	6.0028	0.42287
0.01	0.0060000	0.94312	0.33148	1.4369	0.96358
0.005	0.00000	.NaN	0.00000	8.3243e+036	0.00000
0.0025	0.00000	.NaN	0.00000	2.0811e+036	0.00000
Short positions II					
0.95	0.91600	10.194	0.0014086	13.244	0.039327
0.975	0.95800	4.9384	0.026266	7.2503	0.29832

positions II Long					
Quantile	Failure ratio	LR Kupiec	p-value Kupiec	DQ statistics	DQ value-p
0.99	0.98600	0.71870	0.39657	1.1200	0.98065
0.995	0.99800	1.1719	0.27900	2.2650	0.89379
0.9975	1.0000	.NaN	0.00000	2.0811e+036	0.00000

توضیحات: II نشان دهنده توزیع Student-t می باشد.

نتایج تابع زیان VaR

تابع زیان VaR که در چهارچوب ارزیابی پیش بینی ارائه شده است بر قصور مقیاس های پس آزمایی، غلبه می کند. این نوع تابع توانایی رسیدن به رتبه بندی مدل ها وجود دارد و تابع کاربردی را تعیین می کند که نگرانی های خاص مدیران مالی و سرمایه گذاران را اصلاح می کند. نتایج نوسان پیش بینی تابع زیان VaR علاوه بر مدل HYGARCH، مدل های FIGARCH، IGARCH و GARCH را نیز بررسی می کنیم و این مدل ها را از نظر تابع زیان طبق مطالعه ی گونزالز-ریورا و دیگران (۲۰۰۴) مورد مقایسه قرار می دهیم تا صحت مدل HYGARCH(1,d,1) که بخش قبل مورد تایید قرار گرفت، نیز مورد ارزیابی گیرد. انتخاب مدل های FIGARCH(1,d,1)، IGARCH(1,d,1) و GARCH(1,d,1) در توزیع های مختلف بر اساس معیار AIC انجام پذیرفته است. آنچه از جدول ۷ مشهود است در کلیه سطوح کوانتیل ها (چه در موقعیت های معاملاتی بلندمدت و چه در کوتاه مدت) بر خلاف نتایج پس آزمایی بخش قبلی، مدل FIGARCH(1,d,1) کمترین زیان بدست آمده را در بر دارد و نکته بسیار جالب اینکه مدل ساده IGARCH(1,d,1) در موقعیت معاملاتی بلندمدت از نظر مینیمم بودن زیان بر مدل HYGARCH(1,d,1) که از پیچیدگی بیشتری برخوردار است، عملکرد بهتری را نشان می دهد.

جدول ۷: نتایج تابع زیان VaR

positions Long				
Quantile	GARCH	IGARCH	FIGARCH	HYGARCH
0.05	5.67580575	3.95873108	2.767895e+00	4.37899270
0.025	4.52969733	3.209010e+00	2.39288173	3.67517583
0.01	2.859415e+00	2.00458298	1.53340411	2.38915669
0.005	1.904119e+00	1.31252167	1.008379e+00	1.610256e+00
0.0025	1.23269616	8.321532e-01	0.63827005	1.05068386
Short positions				
0.95	13.59877755	13.10828608	11.90743672	1.200589e+01
0.975	8.146584e+00	7.783788e+00	6.962653e+00	7.087810e+00
0.99	4.085828e+00	3.83449398	3.36131245	3.498463e+00
0.995	2.415721e+00	2.22747717	1.92233325	2.047216e+00
0.9975	1.427826e+00	1.289631e+00	1.095247e+00	1.199007e+00

۶- نتیجه‌گیری و بحث

ارزش در معرض ریسک روش جدیدی برای اندازه‌گیری و سنجش خطر احتمالی موجود در بازار سرمایه و از خانواده معیاره‌های ریسک نامطلوب می‌باشد که تا به حال در بسیاری از موسسات نفوذ داشته و روش دست‌یابی آن‌ها را به میزان ریسک مالی خود، کاملاً تغییر داده است. در این پژوهش ما تحلیل فوق را در جهت محاسبه زیان‌های ناشی از موقعیت‌های بلندمدت و کوتاه مدت بسط می‌دهیم. در این جهت وجود حافظه بلندمدت در واریانس شرطی و در نظر گرفتن آن با مدل‌هایی چون FIGARCH و HYGARCH، نتایج VaR کارآمدی بیشتری را از خود بروز خواهند داد. بنابراین هم‌سو با هدف مطالعه، VaR های درون نمونه و برون نمونه توسط مدل‌های مناسب حافظه بلندمدت (FIGARCH و HYGARCH) در توزیع‌های نرمال، Student-t و چوله Student-t برای TEPIX محاسبه شدند. نتایج مدل‌های واریانس شرطی کسری نشان از این دارد که مدل HYGARCH(1,d,1) با توزیع چوله Student-t، نتیجه‌ای شبیه مدل FIGARCH(1,d,1) با توزیع چوله Student-t را در مورد پدیده دم‌پهن به نمایش می‌گذارد. مقایسه مدل‌های FIGARCH(1,d,1) با مدل‌های HYGARCH(1,d,1) که در توزیع‌های مختلف تخمین زده شده است، مدل HYGARCH(1,d,1) با توزیع چوله Student-t بر اساس معیار AIC، ارزش‌های حداکثری لگاریتم راست‌نمایی و باقیمانده‌های بدست آمده‌ی مدل برآزش شده که پیرو آن فرض صفر نوفه‌ی سفید را رد می‌شود، مدلی برتر شناخته می‌شود، همانطور که این نوع مدل در توزیع نرمال و Student-t برتر است. بنابراین با تایید وجود حافظه بلندمدت در واریانس شرطی از پسماندهای مدل HYGARCH(1,d,1) در ازاء توزیع‌های نرمال، Student-t و چوله Student-t برای پیش‌بینی درون نمونه و برون نمونه VaR استفاده شدند. آزمون‌های نرخ شکست، LR_{ic} ، LR_{cc} ، بر اساس طول و DQ که برای پس‌آزمایی VaR درون نمونه تهیه شده‌اند نشان از این دارند که مدل VaR درون نمونه با student-t HYGARCH(1,d,1) عملکرد قابل قبول تری از توزیع‌های دیگر مدل HYGARCH(1,d,1) و مدل FIGARCH(1,d,1) خواهد داشت که از این رو به بررسی VaR برون نمونه با student-t HYGARCH(1,d,1) پرداخته شد. از بررسی آزمون‌های پس‌آزمایی VaR برون نمونه در ازاء student-t HYGARCH(1,d,1) به این نتیجه می‌رسیم که با کوچکتر شدن کوانتیل α (یا همان محافظه‌کاری بیشتر)، چیرگی پدیده دم‌پهن و مدل حافظه بلندمدت با تغییرات توزیع مناسب، دم‌پهن‌نمایش داده شده در سری‌ها (منظور سری VaR‌های بدست آمده در هر کوانتیل است) را در بر خواهد گرفت. از سوی دیگر نتایج تابع زیان VaR گونزالز-ریورا و دیگران (۲۰۰۴) چنین بیان می‌دارند که مدل FIGARCH(1,d,1) کمترین زیان بدست آمده را در بر دارد و نکته بسیار جالب این‌که مدل ساده IGARCH(1,d,1) در موقعیت معاملات بلندمدت از نظر مینیمم بودن زیان بر مدل HYGARCH(1,d,1) که از پیچیدگی بیشتری برخوردار است، عملکرد بهتری را نشان می‌دهد. در راستای نتایج مطالعه می‌توان از مطالعه‌ی تانگ و شیه (۲۰۰۶)، گیوت و لورنت (۲۰۰۳)، گرائو (۲۰۰۲)، انگلیدیس و دگیاناکیس (۲۰۰۵)، وو و شیه (۲۰۰۷) نام برد. از مطالعات داخلی که از GARCH انباشته کسری برای محاسبه VaR استفاده نموده است می‌توان از

کشاورز و صمدی (۱۳۸۸) نام برد که مانند تحقیق حاضر به این نتیجه رسیدند که مدل های واریانس شرطی که حافظه بلند مدت را در بردارند کارایی بهتری و خطای کمتری را برای تخمین VaR از خود نشان می دهند. در نهایت و با استدلال از نتایج پژوهش به این نتیجه دست پیدا نمودیم که برای محاسبه ارزش در معرض ریسک مدل هایی که حافظه بلند مدت را در واریانس شرطی خود در نظر می گیرند کمترین زیان و یا عملکرد مناسب تری در ارزیابی پیش بینی را ارائه می دهند.

فهرست منابع

- * شاهمرادی، اصغر و زنگنه، محمد (۱۳۸۶)، محاسبه ارزش در معرض ریسک برای شاخص های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۹، ص ۱۴۹-۱۲۱.
- * کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر. (۱۳۸۸). برآورد و پیش بینی تلاطم بازده در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل های خانواده FIGARCH. تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، سال ۴۴، شماره ۸۶، صص ۱۹۳-۲۳۵.
- * محمدی، شاپور، راعی، رضا و فیض آباد (۱۳۸۷)، محاسبه ارزش در معرض ریسک پارامتریک با استفاده از مدل های ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، شماره ۲۵، ص ۱۰۹-۱۲۴.
- * Angelidis, T. and S. Degiannakis (2005). Modeling Risk for Long and Short Trading Positions, The Journal of Risk Finance, Vol. 6, No. 3, pp. 226 – 238.
- * Baillie, R.T., Bollerslev, T. and H.O. Mikkelsen (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 74, 3-30.
- * Berkowitz, J., P. F. Christo_ersen and D. Pelletier, Evaluating Value-at-Risk Models with Desk-Level Data, "Management Science, vol. 57, no. 12, December 2011, 2213-2227.
- * Brooks, C. and G. Persand (2003), "Volatility Forecasting for Risk Management", Journal of Forecasting, 22(1), 1-22.
- *
- * Candelon, B., G. Colletaz, C. Hurlin and S. Tokpavi (2011). Backtesting Value-at-Risk: A GMM Duration-Based Test, " forthcoming in Journal of Financial Econometrics
- * Christoffersen, P. (1998). "Evaluating Interval Forecasts. International Economic Review 39, 841-862.
- * Christoffersen, P. F. and D. Pelletier (2004). Backtesting Value-at-Risk: A Duration-Based Approach, " Journal of Financial Econometrics, vol. 2, no. 1, 84-108.
- * Davidson, J. (2004). Moment and Memory Properties of Linear Conditional Heteroscedasticity Models, and a New Model. Journal of Business and Economic Statistics, 22(1), 16-29.
- * Degiannakis, S. (2004). Volatility Forecasting: Evidence from a Fractional Integrated Asymmetric Power ARCH Skewed-t Model. Applied Financial Economics, 14, 1333-1342.
- * Engle R and S. Manganelli (1999). CAViaR: conditional autoregressive Value at Risk by regression quantiles, Mimeo, San Diego, Department of Economics.
- * Engle, R. F. and S. Manganelli (2004). CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles, " Journal of Business & Economic Statistics, vol. 22, 367-381.

- * Giot, P. and Laurent, S. (2003). VALUE-AT-RISK FOR LONG AND SHORT TRADING POSITIONS, JOURNAL OF APPLIED ECONOMETRICS, FORTHCOMING.
- * González-Rivera, G., Lee, T. H. and S. Mishra (2004) "Forecasting Volatility: A Reality Check Based on Option Pricing, Utility Function, Value-at-Risk, and Predictive Likelihood" International Journal of Forecasting 20(4), 629-645.
- * Grau, T.M.N., 2002. Modelling daily value-at-risk using FIGARCH type models, University of Alicnte working paper
- * Haas, M., Improved Duration-Based Backtesting of Value-at-Risk," Journal of Risk, vol. 8, no. 2, 2005, 17-36.
- * Huang, Y.C and B-J. Lin (2004). Value-at-Risk Analysis for Taiwan Stock Index Futures: Fat Tails and Conditional Asymmetries in Return Innovations. Review of Quantitative Finance and Accounting, 22, 79-95
- * Hurlin, C. et S. Tokpavi, Un Test de Validite de la Value-at-Risk," Revue Economique, vol. 58, no. 3, 2007, 599-608.
- * Jorion, P. (2000), Value at Risk, 2ed., McGraw Hill, New York.
- * Jorion, P.(2001), Value At Risk: the new benchmark for managing financial risk, Second edition, New York, McGraw-Hill
- * Koenker, R. and G. Bassett (1978), "Regression Quantiles", Econometrica, 46(1), 33-50.
- * Kupiec, P. 1995. Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. Journal of Derivatives 2: 173-84.
- * Lambert P, Laurent S (2000) Modelling Skewness Dynamics in Series of Financial Data. Discussion Paper, Institut de Statistique, Louvain-la-Neuve
- * Lopez, J.A. (2001), "Evaluating the Predictive Accuracy of Volatility Models", Journal of Forecasting, 20, 87-109.
- * Perignon C. and D.L.R. Smith, A New Approach to Comparing VaR Estimation Methods,"The Journal of Derivatives, vol. 16, no. 2, 2008, 54-66.
- * Ping-Tsung Wu a and Shwu-Jane Shieh (2007). Value-at-Risk analysis for long-term interest rate futures:Fat-tail and long memory in return innovations, Journal of Empirical Finance 14, 248-259.
- * Sharpe, W.F., Alexander, G.J. and J.V. Bailey (1999). Investments. New York: Prentice-Hall.
- * Tang, T.L. and Shieh, S.J. (2006). Long memory in stock index futures markets: a value at risk approach, Physica A, 366: 437-448.
- * van den Goorbergh, R.W.J. and P.J.G. Vlaar (1999), "Value-at-Risk Analysis of Stock Returns Historical Simulation, Variance Techniques or Tail Index Estimation?", DNB Staff Reports, No. 40, De Nederlandsche Bank
- * West, K.D., H.J. Edison, and D. Cho (1993), "A Utility Based Comparison of Some Models of Exchange Rate Volatility", Journal of International Economics, 35, 23-45

یادداشت‌ها

¹ Financial Regulators

² Supervisory Committee Of Banks

³ Value-at-Risk

⁴ . موقعیت های معاملاتی کوتاه مدت معامله گر بدین صورت است که مبادله گر در ابتدا وجه قرض می کند و متعاقباً به فروش می رساند. با انجام این عمل، مبادله گر امید دارد قیمت افت پیدا خواهد کرد، بطوریکه او دارایی ای را در قیمت پایین تری خریداری کند و به قرض دهنده باز گرداند. برای اطلاعات بیشتر در این زمینه به مطالعه Sharpe et al (1999) رجوع کنید.

⁵ Baillie, Bollerslev and Mikkelsen

⁶ Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

⁷ Davidson

⁸ duration-based

⁹ Daynamic Quantile

¹⁰ González-Rivera et al

¹¹ Monte Carlo

¹² Baillie

¹³ Tang and Shieh

¹⁴ Giot and Laurent

¹⁵ Grau

¹⁶ Huang and Lin

¹⁷ Angelidis and Degiannakis

¹⁸ Degiannakis

¹⁹ Wu and Shieh

²⁰ Kupic

²¹ Christoffersen

²² Christoffersen and Pelletier

²³ Haas

²⁴ Candelon et al

²⁵ Berkowitz et al

²⁶ Hurlin and Tokpavi

²⁷ Perignon and Smith

²⁸ Engle and Manganelli

²⁹ Lopez

تابع زبان لویز دو نگرانی را منعکس می کند. اولین مورد آن تعداد تخطی ها می باشد و دومین مورد که از اهمیت بیشتری برخوردار است اندازه تخطی ها خواهد بود.

³⁰ Davidson

³¹ violation

³² one-step ahead

پیش بینی یک گام رو به جلو میانگین شرطی $\bar{\mu}_t$ و واریانس شرطی $\hat{\sigma}_t^2$ محاسبه شده مشروط به اطلاعات گذشته می باشند.

³³ منظور طول میان دو تخطی VaR است که در میان آن دو، تخطی دیگر وجود نداشته باشد.

³⁴ Exponential

³⁵ به عبارت دقیق تر رابطه (۲۷) نمایانگر تابع hazard توزیع Weibull می باشد و زمانیکه $b=1$ باشد، تابع hazard تابعی ثابت می شود در غیر این صورت ($b < 1$) توزیع Weibull تابع hazard را کاهش خواهد داد.

این امر می تواند به شواهد پویایی های نوسان نادرست تعیین شده، مربوط باشد. ³⁶

³⁷ در اینجا فقط تعداد روز های بین هر تخطی محاسبه می شود و بر اساس آنچه گفته شد شاخص C_t مقدار صفر را برای همه ی طول ها را

بجز برای اولین و آخرین مشاهده در نظر می گیرد.

³⁸ Survival Function

³⁹ West et al

⁴⁰ Brooks and Persaud

⁴¹ data-snooping زمانی رخ می دهد که مجموع داده ها بیشتر از یک بار برای هدف استنباط یا انتخاب مدل بکار گرفته شود. این امر به احتمال اینکه هر نتیجه بدست آمده در مطالعه آماری به علتی بیش از هر شایستگی ذاتی در بازده روش نتایج، تغییر یابد، منجر شود.

⁴² smoothness

⁴³ تابع زبان VaR پیرو مطالعه González-Rivera et al (2004) از مطالعه Koenker and Bassett (1987) نشأت گرفته است و اساس تعریف Koenker and Bassett (1987) از تابع زبان، این نوع تابع به علت تابع شاخص VaR، مشتق پذیر نیست در این جهت

González-Rivera et al (2004) پیرو رابطه (۳۳) مشکل مربوطه را با در نظر گرفتن $\delta > 0$ رفع کردند.

⁴⁴ Mackinnon

⁴⁵ Augmented Dickey–Fuller

⁴⁶ Phillips & Perron

⁴⁷ Kwiatkowski, Philips, Schmidt, Shin

⁴⁸ Baillie & et al

^{۴۹} با تایید وجود حافظه بلندمدت در واریانس شرطی از پسماندهای مدل HYGARCH(1,d,1) و FIGARCH(1,d,1) در ازاء توزیع های نرمال، Student-t و چوله Student-t برای پیش بینی درون نمونه و برون نمونه VaR استفاده می شوند. نتایج آزمون مذکور به دلیل زیاد شدن صفحات مقاله از آوردن آن خودداری شده است. در صورت نیاز نتایج و جداول مربوطه قابل ارائه خواهد بود.

^{۵۰} در مطالعه تجربی این مقاله، ما نرخ شکست f_1 را برای موقعیت های معاملاتی بلند مدت تعریف می کنیم که با درصدی از بازده منفی کوچکتر از VaR یک گام رو به جلو برابر است. همانطور متقابلاً ما نرخ شکست f_s را برای موقعیت های معاملاتی کوتاه مدت تعریف می کنیم که با درصدی از بازده مثبت بزرگتر از VaR یک گام رو به جلو برابر است. در این ارتباط فرض ذیل آزمون می شود:

$$\begin{cases} H_0 : f = \alpha \\ H_1 : f \neq \alpha \end{cases}$$

^{۵۱} علامت NaN برای نشان دادن چنین موقعیتی بکار گرفته شده است.