فصلنامه علمی پژوهشنامه اقتصادی
سال بیستم، شماره ۷۷، تابستان ۱۳۹۹، مقاله پژوهشی، صفحات ۲۸-۱

ارزیابی روش‌های محاسبه ارزش در معرض ریسک طلا با لحاظ جریمه برای بیش‌برآورد ریسک

غلامرضا کشاورز حداد* و محمدامین زابل**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۱/۲۶

چکیده

در سال‌های اخیر نوسانات طلا بیش از پیش افزایش یافته که منجر شده سرمایه‌گذاران در این حوزه به دنبال دقیق‌ترین معیار اندازه گیری تلاطم طلا به منظور اتخاذ تصمیمات مناسب باشند. یکی از معیارهای برآورد تلاطم دارایی‌های مالی، ارزش در معرض ریسک بوده که بیانگر حداکثر زیان مورد انتظار در دوره زمانی مشخص و سطح اطمینان معین است. مزیت این روش نسبت به سایر سنجه‌های ریسک این است که برمبنای ارزش پورتفو محاسبه شده و بنابراین قابل درک است. ارزش در معرض ریسک با روش‌های متفاوتی قابل اندازه گیری است که در این مقاله به دنبال یافتن دقیق‌ترین روش پارامتریک برای برآورد ارزش در معرض ریسک طلا با استفاده از روش نظریه ارزش فرین و مدل پارامتریک با فرض توزیع نرمال و توزیع تی‌استیودنت و ترکیب آن با مدل‌های واریانس شرطی GARCH(1,1)، TGARCH، EGARCH، PGARCH، FIGARCH و FIEGARCH هستیم. ارزش در معرض ریسک برای موقعیت فروش و خرید طلا با این روش‌ها محاسبه و برای بررسی کفایت و دقت روش‌های محاسبه شده از پس‌آزمایی دو مرحله‌ای استفاده می‌شود. همچنین در این پژوهش از تابع زیان جدیدی برای رتبه‌بندی مدل‌ها استفاده شده است. بدین منظور از داده‌های روزانه بازده لگاریتمی طلا طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶ استفاده شد. یافته‌ها نشان می‌دهد دقیق‌ترین روش با استفاده از تابع زیان اشاره شده با فرض توزیع تی‌استیودنت برای بازده طلا به‌دست می‌آید. این روش از ترکیب توزیع تی‌استیودنت با مدل PGARCH بهترین عملکرد را برای موقعیت خرید و عملکرد قابل قبولی برای موقعیت فروش دارد.

طبقه‌بندی JEL: *C52, C53, C58, G32.*

کلیدواژه‌ها: *ارزش در معرض ریسک، نظریه ارزش فرین، تابع زیان شنر، پس‌آزمایی، ریسک طلا.*

---

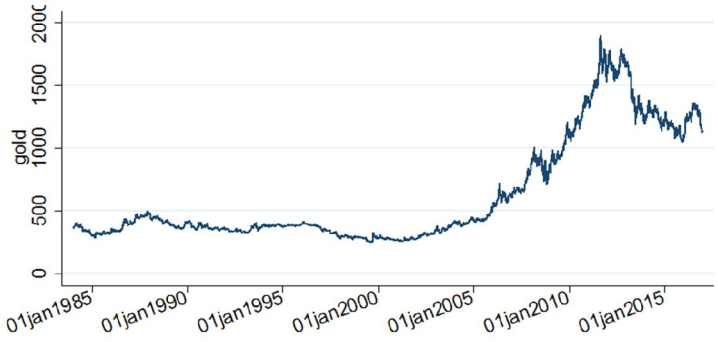
* دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران- نویسنده مسئول، پست‌الکترونیکی: G.K.haddad@sharif.edu

** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، پست‌الکترونیکی: m.zabol@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر، نوسانات اونس طلا نسبت به دوره بلندمدت آن افزایش یافته است. نوسانات اندک طلا موجب شده بود تا مردم از آن به عنوان دارایی امن و مطمئنی برای سرمایه‌گذاری و پوشش ریسک ناشی از تورم و اتفاقاتی نظیر جنگ، بحران ارزی و... استفاده کنند، اما نوسانات چند سال اخیر موجب شد تا طلا از یک دارایی مطمئن به یک دارایی پرتلاطم تبدیل شود. برای مثال، می‌توان از نوسانات شدید طلا در سپتامبر ۲۰۱۱ یاد کرد؛ صبح روز ۲۱ سپتامبر ۲۰۱۱ درحالی که قیمت طلا نسبت به قیمت آن در روز قبل روند فزاینده داشت و از ۱۷۹۹ دلار به ازای هر اونس در بعدازظهر روز قبل به ۱۸۱۰ دلار در صبح آن روز رسید، شاید کمتر کسی پیش‌بینی یک افت شدید قیمت، تنها در فاصله سه روز معاملاتی را داشت. در صبح روز ۲۶ سپتامبر که بازار پس از دو روز تعطیلات پایان هفته گشایش یافت، قیمت طلا به رقم ۱۶۱۵ دلار کاهش پیدا کرد. این در حالی بود که در صبح روز معاملاتی قبل، طلا در بازار لندن به قیمت ۱۷۳۰ دلار معامله می‌شد. این ارقام نشان می‌دهد بازده طلا طی روز آخر ۶/۶- درصد و برای یک بازه سه روزه ۱۰/۷- درصد بوده است. سری زمانی اونس طلا در نمودار (۱) نمایش داده شده است.

نمودار (۱): سری زمانی اونس طلا



منبع: https://finance.yahoo.com

ریزش‌های سنگین در بازارهای مالی دور از انتظار نیست؛ ریزش‌ها به‌ندرت رخ می‌دهد، اما ممکن است زیان‌های بزرگی را برای سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی به دنبال

داشته باشد. این‌گونه حوادث به دلیل افت شدید بازار، بلایای طبیعی، جنگ، بحران‌های مالی و هر عامل دیگری که بتواند بر قیمت دارایی به طور قابل ملاحظه‌ای تاثیر بگذارد، می تواند رخ دهد. بروز چنین اتفاقاتی، مدیران سبد دارایی را به استفاده از ابزاری مناسب برای سنجش ریسک ملزم می‌کند و یکی از معیارهای سنجش ریسک، ارزش در معرض ریسک است.

ارزش در معرض ریسک بیانگر حداکثر زیان موردانتظار برای دارایی مالی در زمان مشخص و سطح اطمینان معین است. به عبارت دیگر، X درصد انتظار داریم که در n روز آینده، زیانی بیشتر از V دلار متحمل نخواهیم شد. مزیت ارزش در معرض ریسک در مقابل سایر سنجه‌های ریسک این است که ریسک را با مقدار پولی بیان می‌کند.

روش‌های مختلفی برای محاسبه ارزش در معرض ریسک وجود دارد به همین دلیل یک مدیر ریسک باید با یک چارچوب مشخص بتواند این روش‌ها را با هم مقایسه کند. معمولا برای پس‌آزمایی ارزش در معرض ریسک از یک روش دو مرحله‌ای استفاده می‌شود که در مرحله اول، کفایت هر مدل در مقایسه با خود، مورد سنجش قرار گرفته و در مرحله دوم، مدل‌های موفق در مرحله اول، توسط یک تابع زیان با یکدیگر مقایسه می‌شوند. توابع زیان مختلفی در مرحله دوم می‌تواند به‌کار گرفته شود که اغلب این توابع زیان، تنها هنگام تخطی مقدار بازده از مقدار ارزش در معرض ریسک برآوردی، زیان را توسط تابعی از انحراف این دو مقدار، محاسبه می‌کند. با این حساب چنانچه مدلی به طور سیستماتیک ارزش در معرض ریسک را به اشتباه بیش از مقدار واقعی آن برآورد کند، مقدار این فاصله در زمان تخطی کمتر بوده و بنابراین در رتبه‌بندی توسط چنین تابع زیانی در رتبه بالاتری نسبت به سایر مدل‌ها قرار می‌گیرد. حال از آنجا که برای پوشش ریسک، بنگاه یا سرمایه‌گذار متحمل هزینه می‌شود، بیش‌برآورد آن نیز هزینه پوشش ریسک بالاتر از نیاز را به فرد تحمیل می‌کند. بنابراین، استفاده از تابع زیانی که برای بیش‌برآورد ریسک نیز هزینه‌ای در نظر گیرد در عمل کاراتر بوده و باید در محاسبات لحاظ شود.

در پژوهش حاضر، با استفاده از روش نظریه ارزش فرین[1]، مدل پارامتریک با فرض توزیع نرمال و مدل پارامتریک با فرض توزیع تی‌استیودنت، ارزش در معرض ریسک برای

1- Extreme Value Theory

موقعیت فروش و خرید طلا محاسبه شده است. واریانس شرطی نیز از روش‌های GARCH(1,1)[1]، TGARCH[2]، EGARCH[3]، PGARCH[4]، FIGARCH[5] و FIEGARCH[6] با طول پنجره ۱۰۰۰ روز تخمین زده شد. برای بررسی کفایت و دقت روش‌های محاسبه شده، پس‌آزمایی دو مرحله‌ای به‌کار برده شد که در مرحله اول، کفایت مدل‌ها بررسی شده و روش‌هایی که دارای کفایت لازم بوده در مرحله دوم به وسیله تابع زیان مقایسه شده است. از نکات قابل توجه این پژوهش، استفاده از تابع زیان شنر[7] (۲۰۱۲) بوده که در آن برای بیش‌برازش ارزش در معرض ریسک نیز جریمه در نظر گرفته می‌شود.

مقاله حاضر در ادامه به این ترتیب سازماندهی می‌شود؛ در بخش دوم به بیان مباحث نظری و پیشینه پژوهش پرداخته شده است. در بخش سوم روش تحقیق شرح داده شده و در بخش چهارم نتایج محاسبه ارزش در معرض ریسک طلا و مقایسه دقت و کفایت آن بیان شده است.

۲- مروری بر پیشینه پژوهش و ادبیات نظری

۲-۱- ادبیات نظری

در این بخش روش محاسبه ارزش در معرض ریسک به‌کار برده شده در این مقاله شرح داده شده است. برای این منظور، متغیرهای هم‌توزیع نابسته $X_1 . \ldots . X_n$ را به عنوان بازده دارایی در نظر می‌گیریم و $F(x) = Pr(x_t < x|\Omega_{t-1})$ را توزیع تجمعی شرطی X با اطلاعات موجود در زمان $t-1$ معرفی می‌کنیم. فرض کنید $\{X_t\}$ فرآیند تصادفی را به صورت رابطه (۱) دنبال کند.

$$X_t = \mu + \sigma_t \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim iid(0.1) \qquad (۱)$$

1- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2- Threshold GARCH
3- Exponential GARCH
4- Power GARCH
5- Fractionally Integrated GARCH
6-Fractionally Integrated EGARCH
7- Sener, *et al.*

که در آن $\sigma_t = \sqrt{E(\varepsilon_t{}^2|\Omega_{t-1})}$ و ε_t دارای توزیع شرطی به فرم $J(\varepsilon) = \Pr(\varepsilon_t < \varepsilon|\Omega_{t-1})$ است. VaR_α که تعریفی از کوانتیل α توزیع احتمال بازده دارایی است را به صورت رابطه (۲) نمایش می‌دهند.

$$F(VaR_\alpha)= Pr(x_t< VaR_\alpha)=\alpha \text{ یا } VaR_\alpha= \inf\{v|P(x_t<v)=\alpha\} \qquad (۲)$$

حال دو راه برای محاسبه ارزش در معرض ریسک وجود دارد؛ روش اول اینکه تابع توزیع بازده دارایی؛ یعنی $F(x)$ را معکوس کرد که روش‌های شبیه‌سازی تاریخی، شبیه‌سازی مونت کارلو و نظریه ارزش فرین بر این روش تمرکز می‌کنند. روش دوم اینکه تابع توزیع $J(\varepsilon)$ را معکوس کنیم که روش‌های پارامتری و روش نظریه ارزش فرین شرطی بر این روش تمرکز دارند. رابطه (۳) چگونگی محاسبه ارزش در معرض ریسک را به وسیله این دو روش نشان می‌دهد.

$$VaR^t{}_\alpha = F^{-1}(\alpha) = \mu + \sigma_t J^{-1}(\alpha) \qquad (۳)$$

بنابراین برای محاسبه ارزش در معرض ریسک در روش‌های پارامتریک نیاز به تخمینی از σ_t داریم که می‌توان از مدل‌های GARCH آن را محاسبه کرد. همچنین روش‌های پارامتریک، یک فرض اولیه راجع به توزیع ε مطرح می‌کند که معمولا توزیع نرمال و یا تی‌استیودنت هستند. با جایگذاری توزیع مربوطه به جای $J(\alpha)$ در رابطه (۳)، VaR مربوطه محاسبه خواهد شد.

دو روش برای محاسبه ارزش در معرض ریسک با استفاده از نظریه ارزش فرین وجود دارد؛ این روش‌ها به جای اینکه روی کل توزیع متمرکز شود، تمرکز خود را به توزیع دم بازده دارایی مورد نظر معطوف می‌کند. در نظریه اول که بیشینه دسته[1] نام دارد، داده ها به چند دسته مساوی تقسیم شده و بیشینه هر دسته به عنوان داده نهایی برای مدل‌سازی دم بازده دارایی به‌کار می‌رود. در این روش ممکن است مشاهدات فرین متعددی در یک

1- Block Maxima

دسته قرار بگیرد؛ از این رو، استفاده از این روش موجب کنار گذاشتن این مشاهدات (به غیر از مقدار بیشینه) می‌شود. روش دیگر، روش فراتر از آستانه[1] است. در این روش یک مقدار آستانه مناسب برای بازده دارایی در نظر گرفته و مشاهدات فزونی یافته از آن به عنوان مشاهدات فرین در نظر گرفته می‌شود. به دلیل اینکه در این روش تمامی مشاهدات فرین برای مدل‌سازی دم، موجود بوده و در واقع با دم بازده تجربی سروکار دارد (نه موارد ماکزیمم آن)، این روش، مدلی کاراتر برای محاسبه ارزش در معرض ریسک است. اگر برای داده‌های فزونی یافته از آستانه u، توزیع تعمیم یافته پرتو را متصور شویم، ارزش در معرض ریسک را می‌توان به صورت رابطه (۴) محاسبه کرد.

$$\mathrm{VaR}_{\alpha} = \mathrm{q}_{\alpha}(\mathrm{F}) = \mathrm{u} + \frac{\beta}{\xi}\left(\left(\frac{1-\alpha}{\overline{\mathrm{F}}(\mathrm{u})}\right)^{-\xi} - 1\right) \qquad (۴)$$

VaR به‌دست آمده از رابطه (۴)، ارزش در معرض ریسک به روش نظریه ارزش غیرشرطی است. برای محاسبه VaR به روش نظریه ارزش فرین شرطی، کافی است VaR غیرشرطی به‌دست آمده برای بازده استاندارد شده بازده دارایی را از رابطه (۴) جایگزین $\mathrm{J}^{-1}(\alpha)$ در رابطه (۳) کنیم.

۲-۲- ادبیات تجربی

طلا علاوه بر ایفای نقش ذخیره ارزش به پوشش ریسک در مقابل تورم نیز کمک می‌کند. شرمن[2] (۱۹۸۳) و بیکر و ون تسل[3] (۱۹۸۵) بیان کردند که قیمت طلا تاثیر گرفته از تورم آتی است. کافمن و وینترز[4] (۱۹۸۹) به این نتیجه رسیدند که قیمت طلا با تغییرات نرخ تورم آمریکا مرتبط است. دیوید کریستی و دیگران[5] (۲۰۰۰) دریافتند که قیمت طلا علاوه بر نرخ بیکاری و تولید ناخالص داخلی به اخبار مربوط به شاخص قیمت

1- Peaks Over Threshold
2- Sherman
3- Baker and Van-Tassel
4- Kaufmann and Winters
5- Christie-David

ها هم واکنش نشان می‌دهد. ایگان[1] (۲۰۰۱) نشان داد که طلا همبستگی شدید منفی با شاخص سهام دارد ، این در حالی است که لارنس[2] (۲۰۰۳) نشان داد هیچ همبستگی معنی‌داری بین بازده طلا و تغییرات متغیرهای اقتصادی از جمله تورم، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره وجود ندارد. تالی[3] (۲۰۰۷) تاثیرات اقتصادی مختلف را روی طلا توسط مدل‌های ناپارامتریک گارچ توانی (APGARCH) برای قیمت نقدی و آتی طلا طی یک دوره ۲۰ ساله بررسی کرد و نتایج نشان داد قیمت طلا به طور معنی‌داری از دلار آمریکا تاثیر می‌پذیرد و مدل APGARCH بهترین عملکرد را برای مدل‌سازی تلاطم طلا به همراه دارد.

با وجود این مطالعات روی عوامل موثر بر قیمت طلا، کمتر پژوهشی به بررسی تلاطم، مدل‌سازی ریسک و ارزش در معرض ریسک برای طلا پرداخته است به گونه‌ای که تراک و لیانگ[4] (۲۰۱۲) ادعا می‌کنند که مطالعه آنان در مورد محاسبه ارزش در معرض ریسک طلا پیشگام تمام مطالعات در این زمینه برای طلا است. شاید در نگاه اول ادعای ایشان کمی بزرگ جلوه کند، اما حقیقت این است که برخلاف بررسی‌های گسترده ارزش در معرض ریسک در سایر بازارها و دارایی‌های مالی برای طلا چنین بررسی‌هایی صورت نگرفته است. شاید دلیل چنین بی‌توجهی به بازار طلا این باشد که تا قبل از نوسانات شدید اخیر در قیمت طلا، مردم این فلز زرد را به عنوان یک دارایی کم‌تلاطم و مطمئن برای پوشش ریسک تورم و بحران می‌دانستند و بنابراین، لزوم مطالعه ریسک ناشی از سرمایه‌گذاری روی طلا چندان ملموس نبود. با اینکه تراک و لیانگ (۲۰۱۲) بر پیشگام بودن مطالعه خود تاکید داشتند، اما باید گفت که مطالعه آنان بیشتر برای انحراف معیار بازدهی طلا بود تا ارزش در معرض ریسک طلا. آن‌ها به چند روش RW، HM، MA(20)، MA(40)، MA(120)، AR(5)، MAD(5)، ARMA(1,1)، EWMA، GARCH(1,1)، GARCH-m و TARCH انحراف معیار طلا را محاسبه کردند، اما تنها یک فرض (نرمال) راجع به توزیع بازده طلا داشتند و با آن ارزش در معرض ریسک را محاسبه کردند. مدل انتخابی آنان، مدل پارامتریک با

1- Egan
2- Lawrence
3- Tully
4- Trück and Liang

فرض میانگین صفر و توزیع نرمال بود. می‌توان گفت با چنین ابزاری؛ یعنی بسنده کردن تنها به یک مدل آن هم با فرض توزیع نرمال برای بازدهی که برای دارایی‌های مالی معمولا مدل مناسبی نیست، تنها می‌توان انحراف معیارهای تخمین زده شده از روش‌های مختلف را مورد آزمون قرار داد تا اینکه بتوانیم روش‌های مختلف ارزش در معرض ریسک را با هم مقایسه کنیم. در پژوهش ایشان، مدل‌های AR(5) و TARCH عملکرد بهتری نسبت به سایر روش‌ها داشتند.

فلاح‌پور و احمدی (۱۳۹۳) با ترکیب توابع کاپیولا و گارچ، ارزش در معرض ریسک پورتفوی طلا و نفت را بررسی و مقایسه کردند که نتایج حاکی از بیشتر بودن دقت اندازه‌گیری این روش‌ها نسبت به روش‌های سنتی است.

فلاح پور و دیگران (۱۳۹۴) به برآورد ارزش در معرض ریسک طلا و نفت با ترکیب سه مدل ناهمسانی واریانس GARCH، EGARCH و TGARCH و دو توزیع نرمال و تی‌استیودنت پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برآورد ارزش در معرض ریسک شرطی در بازار نفت نسبت به بازار طلا از اعتبار بیشتری برخوردار است در میان سه مدل ناهمسانی واریانس، معتبرترین برآورد مربوط به ارزش برآوردی با مدل TGARCH و توزیع تی-استیودنت است.

کشاورزحداد و مفتخر دریائی (۱۳۹۷) به تاثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک پورتفو متشکل از طلا، ارز و سهام پرداخته و نتایج حاکی از آن است که سرایت اطلاعات بین بازده و تلاطم دارایی‌های موجود در یک سبد، برآورد ارزش در معرض ریسک را تحت تأثیر قرار داده و نادیده گرفتن این ویژگی سبب برآورد دست بالای ارزش در معرض ریسک سبد دارایی‌ها و در نتیجه، تخصیص ناکارای بخش زیادی از منابع جهت پوشش ریسک سبد دارایی‌ها می‌شود.

در این مقاله ضمن استفاده از نظریه ارزش فرین و مقایسه آن با توزیع نرمال و توزیع تی‌استیودنت و به‌کارگیری ۶ مدل ناهمسانی واریانس شرطی، ارزش در معرض ریسک برای موقعیت خرید و فروش طلا محاسبه شده و با استفاده از تابع زیان جدیدی که برای بیش برازش ارزش در معرض ریسک جریمه قائل می‌شود، بهترین و دقیق‌ترین مدل برآورد ارزش در معرض ریسک برای هر دو موقعیت خرید و فروش انتخاب شده است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در بخش قبل ضمن معرفی ارزش در معرض ریسک به توضیح چگونگی محاسبه آن پرداخته شد. در این پژوهش با استفاده از روش نظریه ارزش فرین، مدل پارامتریک با فرض توزیع نرمال و مدل پارامتریک با فرض توزیع تی‌استیودنت ارزش در معرض ریسک برای موقعیت فروش و خرید طلا محاسبه شده است. از روش های GARCH(1,1)، TGARCH، EGARCH، PGARCH، FIGARCH و FIEGARCH نیز برای برآورد واریانس شرطی مورد نیاز رابطه (۳) استفاده شد. با ترکیب این روش‌ها با سه توزیع بیان شده، ۱۸ روش متفاوت برای محاسبه ارزش در معرض ریسک طلا در این مقاله به کار رفته است.

اینکه این روش‌ها با چه دقتی ارزش در معرض ریسک را پیش‌بینی می‌کنند و کدام‌یک از روش‌های محاسبه ارزش در معرض ریسک برای سنجش ریسک دارایی یا سبد مورد نظر باید مورد استفاده قرار گیرد، دو سوال را در انتخاب مدل ارزش در معرض ریسک مطرح می کنند؛ اول اینکه آیا هر مدلی به تنهایی از دقت بالایی برخوردار و قابل اتکا است و دوم اینکه کدام مدل می‌تواند بهترین عملکرد را در مقابل سایر مدل‌ها داشته باشد. پاسخگویی به این سوالات نیازمند اتخاذ روشی برای سنجش عملکرد ارزش در معرض ریسک است که یکی از روش‌های آن پس‌آزمایی[1] است. این روش‌ها با مقایسه داده‌های تاریخی و ارزش در معرض ریسک برآورد شده برای آن دوره به بررسی عملکرد ارزش در معرض ریسک می‌پردازد. برای پس‌آزمایی ابتدا باید با تکنیک پنجره غلتان آشنا شد.

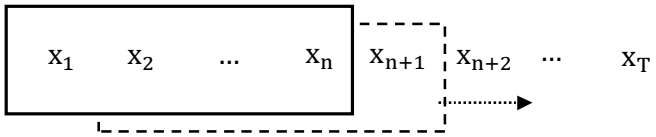
۳-۱- پنجره غلتان

در این بخش مفهوم تکنیک پنجره‌های غلتان[2] در پس‌آزمایی معرفی می‌شود. در پس آزمایی زیرمجموعه‌ای از اولین بازده دارایی‌ها با تعداد عناصر مشخص که تعداد عناصر آن «طول پنجره»[3] نامیده می‌شود را انتخاب کرده و با آن ارزش در معرض ریسک محاسبه می

1- Backtesting
2- Rolling Windows
3- Windows Size

شود. این ارزش در معرض ریسک محاسبه شده با اولین بازده بعدی خارج از مجموعه‌ای که ارزش در معرض ریسک با آن به‌دست آمده مقایسه می‌شود. پس از آن، نمونه را یک دوره جلو می‌بریم به‌طوری که طول پنجره ثابت باشد؛ یعنی اولین مشاهده را کنار گذاشته و مشاهده بعدی را به آن اضافه کرده و ضمن محاسبه ارزش در معرض ریسک با مجموعه جدید، آن را با بازده بعدی مقایسه کرده و این کار تا پایان کل مشاهدات تکرار می‌شود. این فرایند تا جایی ادامه می‌یابد که به زیرمجموعه‌ای به حجم n که شامل n مشاهده آخر باشد، ختم شود. در شکل (۱) چگونگی انتخاب داده‌های تخمین توسط پنجره غلتان قابل مشاهده است.

شکل (۱): چگونگی انتخاب داده‌های تخمین توسط پنجره غلتان



منبع: کشاورز حداد، ۱۳۹۶

۳-۲- آزمون‌های کفایت

از اولین روش‌هایی که در گام اول بتوان ارزش در معرض ریسک را مورد آزمون قرار داد، مقایسه درصد تخطی واقعی با تعداد نظری است. اگر بازده در دوره بعد؛ یعنی x_{t+1} کمتر از VaR_t باشد گفته می‌شود یک تخطی رخ داده است. شاخص تخطی را می‌توان به صورت رابطه (۵) تعریف کرد.

$$I_{t+1} = \begin{cases} 1 & \text{if } x_{t+1} < VaR_{t+1} \\ 0 & \text{if } x_{t+1} > VaR_{t+1} \end{cases} \qquad (۵)$$

با فرض استقلال VaRهای محاسبه شده در هر دوره، مجموع تخطی‌ها به یک توزیع دو جمله‌ای $B(T.\alpha)$ می‌گراید که T تعداد نمونه است. یک VaR با دقت باید پوشش

غیرشرطی[1] $\hat{\alpha} = \sum I_{t+1}/T$ را برابر α تولید کند (Kupiec, 1995). بنابراین، فرضیه صفر در آزمون پوشش غیرشرطی برابر $\alpha = \alpha_0$ و آماره نسبت راست‌نمایی[2] که یک توزیع مجانبی کای‌دو با درجه آزادی یک دارد به صورت رابطه (۶) است:

$$LR_{uc} = 2[\ln(\hat{\alpha}^{T_1}(1-\hat{\alpha})^{T-T_1} - \ln(\alpha^{T_1}(1-\alpha)^{T-T_1}] \qquad (۶)$$

که در آن T_1 تعداد تخطی‌های رخ داده شده است.

کریستوفرسن[3] (۱۹۹۸) با تعمیم آزمون پوشش غیرشرطی، آزمون پوشش شرطی[4] را ارائه داد. در واقع این آزمون ترکیبی از دو آزمون پوشش غیرشرطی و آزمون استقلال تخطی است. اهمیت آزمون استقلال به این دلیل است که روش محاسبه ارزش در معرض ریسکی را که دارای‌تخطی‌های متوالی بیش از اندازه‌ای است، رد می کند. در واقع اگر ارزش در معرض ریسک مورد استفاده نتواند اثرات یک تخطی را در تخطی روز بعد لحاظ کند که منجر به تخطی غیرقابل انتظار پی‌درپی می‌شود، می‌تواند ریسک ورشکستگی را به دنبال داشته باشد. آماره آزمون استقلال معرفی شده به صورت رابطه (۷) است.

$$LR_{ind} = -2\ln\left(\frac{(1-\pi)^{n_{00}+n_{10}}\pi^{n_{01}+n_{11}}}{(1-\pi_0)^{n_{00}}\pi_0^{n_{01}}(1-\pi_1)^{n_{10}}\pi_1^{n_{11}}}\right) \qquad (۷)$$

$$\pi = (n_{01}+n_{11})/T$$
$$\pi_1 = n_{11}/(n_{10}+n_{11})$$
$$\pi_0 = n_{01}/(n_{00}+n_{01})$$

در رابطه (۷)، n_{ij} تعداد موقعیت‌های j در شاخص تخطی است که بلافاصله بعد از موقعیت i ظاهر می‌شود. به عنوان مثال، n_{11} تعداد تخطی‌ها در شاخص تخطی است که بلافاصله بعد از یک تخطی دیگر اتفاق افتاده است. این آماره نیز دارای توزیع کای‌دو با

1- Unconditional Coverage
2- Likelihood Ratio Statistic
3- Christoffersen
4- Conditional Coverage

درجه آزادی یک است. بدین ترتیب کریستوفرسن، آزمون پوشش شرطی که دارای توزیع کای‌دو با درجه آزادی دو است را به صورت رابطه (۸) تعریف می‌کند.

$$LR_{cc} = LR_{ind} + LR_{uc} \qquad (۸)$$

۳-۳- آزمون‌های دقت

روش‌هایی که آزمون‌های کفایت را با موفقیت پشت سر می‌گذارند به مرحله دوم می رسند. در مرحله اول آزمون‌هایی لحاظ می‌شدند که فقط تعداد تخطی در آن مهم بود و بزرگی تخطی‌ها در انتخاب ورود مدل به مرحله دوم اثری نداشت. بنابراین، تابع زیانی که بتواند بزرگی تخطی‌ها را دربرگیرد به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود.

$$lf_{t+1} = \begin{cases} [x_{t+1} - VaR_t]^2 & \text{if } x_{t+1} < VaR_{t+1} \\ 0 & \text{if } x_{t+1} > VaR_{t+1} \end{cases} \qquad (۹)$$

تابع زیان مندرج در رابطه (۹)، بزرگی تخطی‌ها را با توان دو جریمه می‌کند. از این رو، روشی به روش‌های دیگر ترجیح دارد که متوسط زیان آن کمتر باشد. متوسط زیان نیز به صورت $\sum_{t=1}^{T} lf_t / N$ تعریف می‌شود.

مدل‌های پس‌آزمایی که توضیح داده شد، تنها برای تخطی که ارزش در معرض ریسک مرتکب می‌شد، جریمه‌ای قائل می‌شدند، اما چه می‌شود اگر ارزش در معرض ریسک توسط مدلی چنان بیش از حد برآورد شود تا هیچ‌گونه تخطی را مرتکب نشود. در این صورت با معیارهای پس‌آزمایی مطرح شده، چنین ارزش در معرض ریسکی مدل خوبی به‌شمار می‌رود.

شنر[1] و دیگران (۲۰۱۲) روش مبتنی بر تابع زیانی ارائه دادند که به وسیله آن بتوان ضمن در نظر گرفتن مقداری جریمه برای برآورد بیش از حد ارزش در معرض ریسک، روش‌های مختلف ارزش در معرض ریسک را رتبه بندی کرد. تابع زیان معرفی شده به صورت رابطه (۱۰) است.

1- Sener

$$l_{j.t} = \begin{cases} \Phi(x_t \,.\, VaR_{j.t}) & \text{if } x_{t+1} < VaR_{j.t+1} \\ \Psi(x_t \,.\, VaR_{j.t}) & \text{if } x_{t+1} > VaR_{j.t+1} \end{cases} \qquad (۱۰)$$

بر این اساس، تابع زیان به دو منطقه امن[1] و منطقه خطا[2] تقسیم می‌شود که در آن تابع Φ نمایانگر تابع زیان در منطقه خطا و Ψ بیانگر تابع زیان در منطقه امن است. منطقه امن بازده‌های بیشتری از ارزش در معرض ریسک تخمین زده شده و منطقه خطا زیان‌های پیش‌بینی نشده را دربر می‌گیرد. در منطقه خطا، داده‌ها به صورت یک یا چند خوشه با تعداد متناهی h تقسیم می‌شوند. یک خوشه به چند بازده که با هم همبستگی نسبی بالایی داشته و با سایر خوشه‌ها همبستگی چندانی ندارند، گفته می‌شود که دارای طول محدود z ($z \in \mathbb{R}^+$) هستند. در این تابع، خوشه‌ها به‌صورت تخطی‌های پشت هم و متوالی بدون فاصله تعریف شده‌اند و اگر هر تخطی به تنهایی ظاهر شد، خود یک خوشه محسوب می شود. اگر اندازه تخطی را به صورت $\epsilon_t=(VaR_t-x_t)$ در نظر بگیریم، کل زیان ناشی از منطقه خطا به صورت رابطه (۱۱) تعریف می‌شود.

$$\Phi = \sum_{i=1}^{h-1} \sum_{m=1}^{h-i} \left\{ \frac{1}{k_{i.i+m}} \left\{ \prod_{b=1}^{z_i} (1 + \varepsilon_{b.i}) \prod_{b=1}^{z_{i+m}} (1 + \varepsilon_{b.im}) - 1 \right\} \right\} \qquad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، z_i بیانگر طول خوشه iام و $k_{i,i+m}$ فاصله بین خوشه iام و (i+m)ام است. منظور از فاصله دو خوشه، فاصله بین آخرین مشاهده یک خوشه تا اولین مشاهده خوشه بعد است. ملاحظه می‌شود به دلیل رابطه معکوس بین فاصله دو خوشه و تابع زیان معرفی شده، هرچه فاصله خوشه‌ها کمتر باشد، جریمه لحاظ شده بیشتر می‌شود. در واقع این تابع زیان، تقابل بین خوشه‌ها را هم مدنظر گرفته است بدین صورت که اگر دو خوشه با فاصله زمانی کمی نسبت به هم موجود باشند در این صورت روش ارزش در معرض ریسک استفاده شده نتوانسته است پیش‌بینی درستی از ظهور خوشه‌های تلاطم ارائه کرده و

1- Safe Space
2- Violation Space

خود را با آن تطبیق دهد. بنابراین، در این تابع، زیان برای تخطی‌هایی با فاصله کم، جریمه بیشتری لحاظ شده است.

منطقه بالای ارزش در معرض ریسک؛ یعنی منطقه امن نیز می‌تواند برای بنگاه از اهمیت بالایی برخوردار باشد، چراکه تخصیص بیش‌از حد منابع به منظور پوشش ریسک باعث زیان برای بنگاه می‌شود. از آنجا که برای آزمون ارزش در معرض ریسک، بازده‌های منفی اهمیت دارد، تنها بازده‌های منفی در منطقه امن لحاظ می‌شود. لحاظ کردن بازده‌های مثبت باعث می‌شود زیان در نظر گرفته شده برای این منطقه بیش از حد تشدید شود در حالی که از نظر یک مدیر ریسک، اهمیت زیان این ناحیه به اندازه اهمیت زیان ناحیه خطا نیست، چراکه زیان در منطقه خطا یک زیان آشکار است. همچنین طبق تعریف ارزش در معرض ریسک، تنها مقادیر منفی با آن مقایسه می‌شود؛ به این صورت که در تعریف ارزش در معرض ریسک می‌توان گفت اگر فرد دچار زیان شود، این زیان با احتمال مشخصی بیشتر از ارزش در معرض ریسک برآورد شده نیست. بنابراین، وقتی زیانی صورت نمی‌گیرد، دلیلی برای مقایسه بازده با ارزش در معرض ریسک نیست (شنر، ۲۰۱۲). بنابراین، مجموع کل زیان در منطقه امن می‌تواند به صورت رابطه (۱۲) تعریف شود.

$$\Psi = \sum_{t=1}^{T}[1(x_t > VaR_t | x_t < 0)]\,(x_t - VaR_t) \qquad (۱۲)$$

رابطه (۱۲)، عبارت $1(x_t > VaR_t | x_t < 0)$ یک تابع نشانگر است که مشاهدات منطقه امن را به مقادیر منفی بازده محدود می‌کند. اکنون دو تابع زیان برای دو منطقه بیان شده، موجود است. برای به‌دست آوردن یک تابع زیان کلی، رابطه (۱۳) ارائه شده است.

$$RM(\alpha.\Phi.\Psi) = \frac{1}{T}[(1-\alpha)\Phi + \alpha\Psi] \qquad (۱۳)$$

٤- تحلیل‌های تجربی

٤-۱- داده

داده‌های مورد بررسی از ابتدای سال ۱۹۸۰ تا پایان سال ۲۰۱۶ است. در جدول (۱) خصوصیات آماری بازده روزانه لگاریتمی طلا قابل مشاهده است. بیشترین بازده ثبت شده

برای بازده مثبت و منفی ۹/۵ درصد است. کشیدگی توزیع بسیار بالاتر از توزیع نرمال بوده و کمی چولگی منفی دارد.

جدول (۱): آمار توصیفی بازده روزانه لگاریتمی طلا

کمترین	بیشترین	میانگین	میانه	انحراف‌معیار	چولگی	کشیدگی
-۰/۰۹۶۰	۰/۰۹۶۴	۰/۰۰۰۱۴	۰/۰۰۰۱۳	۰/۰۱۰۳۰۷	-۰/۱۱۳۱	۱۵/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-۲- محاسبه ارزش در معرض ریسک

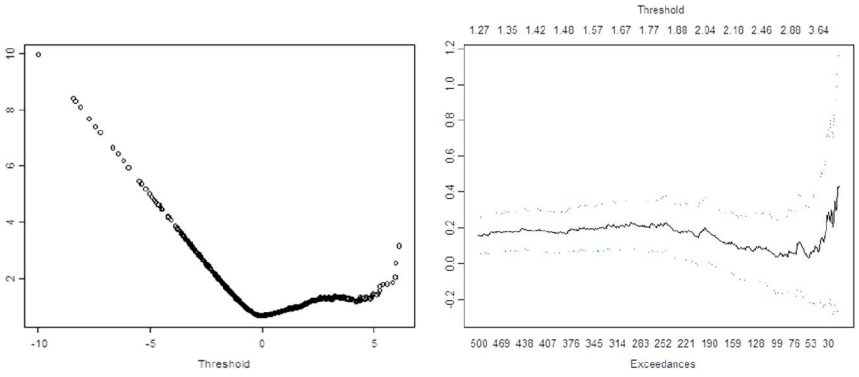
برای محاسبه ارزش در معرض ریسک ابتدا باید مقادیر σ و μ را در رابطه (۳) محاسبه شود. برای تخمین این دو مقدار از تکنیک پنجره غلتان شرح داده شده با طول پنجره ۱۰۰۰ روز برای موقعیت خرید و فروش استفاده و مقادیر مربوطه برای یک روز بعد با استفاده از روش‌های GARCH(1,1)، TGARCH، EGARCH، PGARCH، FIGARCH و FIEGARCH برآورد شده که به وسیله آن می‌توان ارزش در معرض ریسک را برای روز بعد محاسبه کرد.

برای محاسبه ارزش در معرض ریسک به روش نظریه ارزش فرین شرطی ابتدا باید پارامتر ξ برای مقادیر استاندارد شده بازده قیمت طلا در رابطه (۴) برآورد شود. به دلیل اینکه در این پژوهش برای هر دو موقعیت خرید و فروش طلا، ارزش در معرض ریسک محاسبه شده استباید برای هر دو سمت توزیع بازده، دم آن را مدل‌سازی کرد. بنابراین، منظور از بازده مثبت مدل‌سازی دم سمت راست یا موقعیت فروش و منظور از بازده منفی (زیان) دم سمت راست یا موقعیت خرید است. تخمین ξ نیازمند تعیین یک مقدار آستانه مناسب برای مدل‌سازی رویکرد فراتر از آستانه در روش ارزش فرین است. این مقدار آستانه از نظر قدرمطلق باید به اندازه کافی بزرگ باشد تا داده های غیر فرین زیادی را دربر نگیرد و نیز باید به اندازه کافی کوچک باشد تا تعداد مناسبی مشاهده از آن فزونی یابد.

در نمودار (۲) سمت چپ مقدار تابع میانگین فزونی به ازای هر مقدار آستانه u برای مقادیر زیان طلا در مقابل آن رسم شده است. به نظر می‌رسد تعیین مقدار آستانه نزدیک ۱/۵ و ۲؛ یعنی در آنجایی که تابع میانگین فزونی صعودی است، مقدار مناسبی باشد. در

نمودار (۲) سمت راست می توان مقدار ξ تخمین زده شده را به ازای هر مقدار آستانه، مقادیر زیان و تعداد مشاهدات فزونی‌یافته از آن را برای بازده منفی طلا مشاهده کرد. در این نمودار، خط پر نشان‌دهنده تخمین ξ بوده و خطوط نقطه‌چین دو طرف آن، فاصله اطمینان تخمین را در سطح اطمینان ۹۵ درصد نمایش می‌دهد. به نظر می‌رسد انتخاب مقدار آستانه ۱/۷۷ مقدار مناسبی برای آستانه باشد، چراکه اطراف آن تقریبا با مقدار ξ برابر بوده و برای آستانه‌های کوچک‌تر از این مقدار پایدار است. ۳/۴ درصد از کل مشاهدات از این آستانه فزونی می‌یابند.

نمودار (۲): سمت چپ تابع میانگین فزونی سمت راست مقدار تخمین برای ξ دم سمت چپ



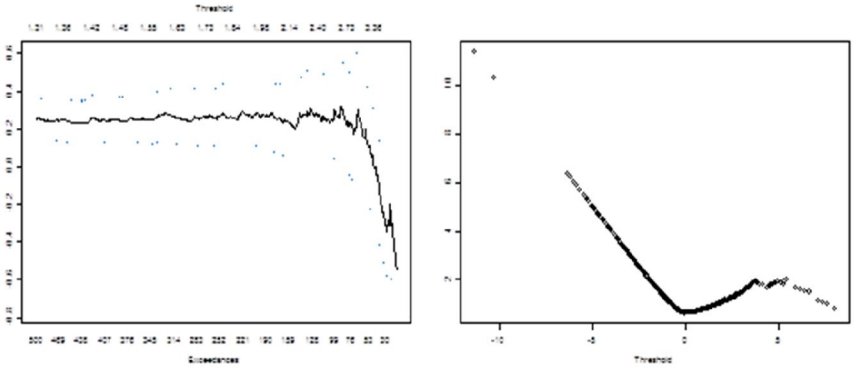
منبع: یافته‌های پژوهش

همانند آنچه برای دم مربوط به سمت چپ توزیع بازده طلا انجام شد، نمودار (۳) سمت چپ و راست به ترتیب تابع میانگین فزونی به ازای هر سطح از آستانه و مقادیر تخمین زده شده ξ را به ازای آستانه‌های متفاوت نشان می‌دهد. با توجه به این دو نمودار، مقدار پارامتر انتخابی برابر با ۲ در نظر گرفته شده است که حدود ۲/۴۱ درصد مشاهدات از آن فزونی می‌یابند.

مقادیر مربوط به تخمین پارامترها برای دم سمت راست و چپ در جدول (۲) قابل ملاحظه است. مشاهده می شود که مقدار برآورد شده ξ در سطح معنی‌دار ۵ درصد، اختلاف معنی‌داری از صفر داشته و با توجه به مقدار آن نوع توزیع -توزیع پارتو که یک

توزیع با دم پهن است- است. مقادیر مربوط به کوآنتیل ۹۹ درصد توزیع تخمین‌زده شده برای بازده‌های منفی استاندارد شده طلا برابر ۲/۷۸۹ و برای بازده‌های مثبت ۲/۸۷ بوده که با توجه به رابطه (۳) می توان مقادیر مربوط به ارزش در معرض ریسک را با استفاده از نظریه ارزش فرین شرطی محاسبه کرد.

نمودار (۳): سمت چپ تابع میانگین فزونی سمت راست مقدار تخمین برای ξ دم سمت راست



منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲): مقادیر مربوط به تخمین پارامترهای GPD برای بازده منفی طلا

مدل	پارامتر	مقدار	خطای معیار	آماره t
دم سمت چپ	ξ	۰/۲۰۷	۰/۰۸۰	۲/۵۸۳
	β	۰/۷۹۲	۰/۰۷۹	۱۰/۰۲۷
دم سمت راست	ξ	۰/۲۷۲	۰/۰۹۷	۲/۸۲۲
	β	۰/۷۸۹	۰/۰۹۴	۸/۴۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش

برای محاسبه ارزش در معرض ریسک با فرض توزیع نرمال برای بازده طلا تنها به کوانتیل ۹۹ درصد توزیع نرمال احتیاج داریم. کوانتیل مربوطه برای توزیع نرمال برابر ۲/۳۲ است.

محاسبه کوانتیل های توزیع تی‌استیودنت نیازمند داشتن درجه آزادی این توزیع است. در واقع درجه آزادی در توزیع t همانند پارامتر شکل توزیع است، چراکه هرچه این درجه

آزادی کوچک تر باشد، توزیع کشیده تر بوده و دارای دم پهن تری نسبت به توزیع نرمال است. یک راه استفاده از کشیدگی در توزیع تی‌استیودنت است که به صورت رابطه (۱۴) تعریف می‌شود (Rozga and Srneric, 2009).

$$k = \frac{6}{df-4} \Rightarrow \hat{df} = 4 + \frac{6}{\hat{k}} \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴) df، درجه آزادی و k کشیدگی توزیع تی‌استیودنت است. کشیدگی تخمین زده شده برای بازده طلا برابر ۱۵/۲ است که درجه آزادی مربوط به آن ۴/۴ می‌شود. کوانتیل ۹۹ درصد توزیع تی‌استیودنت با در نظر گرفتن ضریب تصحیح انحراف معیار؛ یعنی ($\sqrt{(df-2)/df}$) برابر با ۲/۶۳ است.

٤-۳- مدل‌های محاسبه شده

با ترکیب مقادیر تخمین زده شده برای واریانس شرطی دوره بعد و فرض سه توزیع نرمال، تی‌استیودنت و پرتو برای توزیع دم بازده طلا در مجموع ۱۸ مدل برای موقعیت خرید و ۱۸ مدل برای موقعیت فروش محاسبه شده است. برای نامگذاری این مدل‌ها ابتدا نام توزیع مفروض برای بازده دارایی و سپس با یک خط فاصله نام مدل گارچ استفاده شده برای محاسبه ارزش در معرض ریسک بیان شده است. به عنوان مثال، منظور از Normal-TGARCH روشی است که توزیع نرمال را برای توزیع دارایی فرض کرده و از واریانس شرطی به دست آمده از روش TGARCH برای محاسبه ارزش در معرض ریسک استفاده شده است.

٤-٤- پس‌آزمایی

در این بخش ابتدا به وسیله روش دو مرحله‌ای با استفاده از تابع زیان لوپز[1] پس‌آزمایی صورت پذیرفته و سپس توسط مدل رتبه‌بندی شنر و دیگران (۲۰۱۲) روش‌ها رتبه‌بندی شده است.

1- Lopez Loss Function

٤-٤-١- پس‌آزمایی دو مرحله‌ای با تابع زیان لوپز

جدول (۳) و (۴) به ترتیب آزمون های مربوط به پس‌آزمایی در دو مرحله را برای موقعیت خرید و فروش نمایش می‌دهد. در ستون اول این جدول‌ها اسم روش، ستون دوم تعداد تخطی‌ها، ستون سوم درصد تخطی، ستون چهارم مقادیر مربوط به آزمون پوشش غیرشرطی، ستون پنجم p- مقدار آزمون پوشش غیرشرطی، ستون ششم آماره آزمون استقلال، ستون هفتم p- مقدارآزمون استقلال، ستون هشتم آماره آزمون پوشش شرطی، ستون نهم p- مقدار آزمون پوشش غیرشرطی، ستون دهم مجموع مجذورات اندازه تخطی‌ها، ستون یازدهم رتبه‌بندی براساس پایین‌ترین مجموع مجذورات تخطی‌ها و در آخر ستون دوازدهم تعدیل شده رتبه‌بندی ستون یازدهم با حذف روش‌هایی که در آزمون پوشش غیر شرطی رد شده‌اند را نمایش می‌دهد.

با نگاهی به ستون تعداد و درصد تخطی‌ها برای موقعیت خرید درمی‌یابیم که روش‌های با فرض توزیع نرمال برای بازده طلا، ارزش در معرض ریسک را کمتر از حد برآورد کرده به طوری که درصد تخطی در این روش‌ها بسیار بالا است و آماره مربوط به آزمون پوشش غیرشرطی و به دنبال آن پوشش شرطی نیز بسیار بالا بوده که به این معنا است فرض صفر در این آزمون که کفایت مدل است، رد شده و مدل از کفایت برخوردار نیست.

همانگونه که در جدول (۳) نشان داده شده، روش مبتنی بر فرض توزیع تی‌استیودنت برای بازده طلا دارای درصد تخطی نزدیک به درصد تخطی انتظاری ارزش در معرض ریسک یک درصد است. آزمون پوشش غیرشرطی نیز کفایت مدل را برای این روش‌ها رد نمی‌کند. در بین روش‌های ارائه شده با فرض توزیع تی‌استیودنت برای بازده طلا تنها روش T-TGARCH توسط آزمون پوشش شرطی در سطح معناداری ۹۵ درصد رد می‌شود. روش‌های ارزش فرین نیز ارزش در معرض ریسک را به صورت محافظه‌کارانه برآورد کردند. درصد تخطی این روش‌ها آنچنان از میزان یک درصد کمتر است که آزمون پوشش غیرشرطی و شرطی تمامی مدل‌های مربوط به این روش را رد کرده است.

برای موقعیت فروش نیز همانند موقعیت خرید (جدول (۴))، روش‌ها با فرض توزیع نرمال، توسط آزمون پوشش شرطی و غیرشرطی رد شده‌اند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت فرض توزیع نرمال برای بازده طلا مناسب نیست و همواره ارزش در معرض ریسک را به

حدی کم برآورد می‌کند که درصد تخطی‌ها همواره به گونه معناداری بالای یک درصد است. در این میان در بین روش‌ها با فرض توزیع تی‌استیودنت برای بازده طلا دو روش T-FIEGARCH و T-PGARCH از کفایت لازم برخوردار نیستند. در روش‌های استفاده از نظریه ارزش فرین نیز دو روش EVT-GARCH و EVT-FIGARCH مجوز ورود به مرحله دوم را دریافت نمی‌کنند.

در ستون دهم مقدار زیان (تابع زیان لوپز رابطه (۹)) هر مدل ارائه شده است (اعداد در این ستون با مقیاس ۱۰ هزار برابر نمایش داده شده‌اند) و در ستون یازدهم رتبه مربوط به هر روش نوشته شده است به این صورت که مدل با پایین‌ترین زیان دارای رتبه یک است. علامت ستاره در کنار رتبه هر آزمون در ستون یازدهم به این معنا است که آزمون پوشش شرطی کفایت این مدل را رد کرده است؛ بنابراین، برای مدل‌هایی که کفایت آنان توسط آزمون پوشش شرطی رد نشده است، رتبه‌بندی جدیدی در ستون دوازدهم ارائه کرده‌ایم.

برای موقعیت خرید مدل T-FIEGARCH بهترین مدل و بعد از آن به ترتیب مدل های T-FIGARCH، T-PGARCH، T-GARCH و T-EGARCH با استفاده از تابع زیان رابطه (۹) رتبه‌بندی می‌شوند. همچنین برای موقعیت فروش روش EVT-FIGARCH که به عنوان بهترین روش توسط تابع زیان به‌کار می‌رود، شناخته می‌شود. رتبه‌بندی تعدیل شده در ستون دوازدهم جدول (۴) ارائه شده است.

جدول (۳): پس‌آزمایی توسط روش دو مرحله‌ای با تابع زیان لوپز برای موقعیت خرید

MODEL		Violation	Violation Rate	LR_{uc}	p-uc	LR_{ind}	p-in	LR_{cc}	p-cc	Lf	rank	Adjusted Rank
Normal	GARCH	۱۰۳	۱/٤۸	۱٤/۱۷	۰/۰۰	۵/۱٦	۰/۰۲	۱۹/۳۳	۰/۰۰	۱۳۸/۷۰	۱۷*	*
	EGARCH	۱۱٦	۱/٦۷	۲٦/۱۱	۰/۰۰	۱/۷۵	۰/۱۹	۲۷/۸٦	۰/۰۰	۱۵۲/۵۵	۱۸*	*
	TGARCH	۱۱۹	۱/۷۱	۲۹/۳۰	۰/۰۰	۳/۲۱	۰/۰۷	۳۲/۵۰	۰/۰۰	۱۳۷/۱۷	۱٦*	*
	PGARCH	۱۲۵	۱/۸۰	۳٦/۱۳	۰/۰۰	۱/۱٦	۰/۲۸	۳۷/۲۹	۰/۰۰	۱۳٦/٤٤	۱۵*	*
	FIGARCH	۱۰۵	۱/۵۱	۱۵/۸۰	۰/۰۰	۰/۱۰	۰/۷۵	۱۵/۹۰	۰/۰۰	۱۳۳/٦۸	۱٤*	*
	FIEGARCH	۱۱۰	۱/۵۸	۲۰/۲۱	۰/۰۰	۲/۲۳	۰/۱٤	۲۲/٤٤	۰/۰۰	۱۲۸/٦۸	۱۳*	*
T symetric	GARCH	٦٤	۰/۹۲	۰/٤٦	۰/۵۰	۵/۱۳	۰/۰۲	۵/۵۹	۰/۰٦	٦۹/۷۰	۱۱	٤
	EGARCH	۷۵	۱/۰۸	۰/٤۲	۰/۵۲	۳/٦۱	۰/۰٦	٤/۰٤	۰/۱۳	۱۰٤/۱٤	۱۲	۵
	TGARCH	۷۳	۱/۰۵	۰/۱۷	۰/٦۸	۷/۰۵	۰/۰۱	۷/۲۲	۰/۰۳	۹۳/٤۵	۱۰*	*
	PGARCH	۷۱	۱/۰۲	۰/۰۳	۰/۸٦	٤/۱۲	۰/۰٤	٤/۱۵	۰/۱۳	۹۱/٦۹	۹	۳
	FIGARCH	٦۵	۰/۹۳	۰/۳۱	۰/۵۸	۱/۲۳	۰/۲۷	۱/۵۳	۰/٤۷	۹۱/۳۷	۸	۲
	FIEGARCH	۷۱	۱/۰٦	۰/۲۸	۰/٦۰	۱/۳٤	۰/۲۵	۱/٦۳	۰/٤٤	۸٤/٤۵	۷	۱
EVT	GARCH	٤٤	۰/٦۳	۱۰/۹۰	۰/۰۰	٤/۵۸	۰/۰۳	۱۵/٤۸	۰/۰۰	۷۳/۱٦	۵*	*
	EGARCH	۵۳	۰/۷٦	٤/۳۳	۰/۰٤	۷/۱۰	۰/۰۱	۱۱/٤۳	۰/۰۰	۷۷/۲۲	٦*	*
	TGARCH	۵۲	۰/۷۵	٤/۹۰	۰/۰۳	۷/۳۱	۰/۰۱	۱۲/۲۰	۰/۰۰	٦۹/۳۹	٤*	*
	PGARCH	۵۳	۰/۷٦	٤/۳۳	۰/۰٤	۷/۱۰	۰/۰۱	۱۱/٤۳	۰/۰۰	٦۷/٤۸	۲*	*
	FIGARCH	٤۷	۰/٦۸	۸/۳۳	۰/۰۰	۰/٦٤	۰/٤۲	۸/۹۷	۰/۰۱	٦۷/٦٤	۳*	*
	FIEGARCH	٤٦	۰/٦٦	۹/۱٤	۰/۰۰	٤/۲۷	۰/۰٤	۱۳/٤۱	۰/۰۰	٦۳/٤۳	۱*	*

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (٤): پس‌آزمایی توسط روش دو مرحله‌ای با تابع زیان لوپز برای موقعیت فروش

MODEL		Violation	Violation Rate	LR_{uc}	p-uc	LR_{ind}	p-in	LR_{cc}	p-cc	Lf	rank	Adjusted Rank
Normal	GARCH	۱۱۰	۱/۵۸	۲۰/۲۱	۰/۰۰	٤/۲٤	۰/۰٤	۲٤/٤٤	۰/۰۰	۱۸۰/٤۸	۱۷*	*
	EGARCH	۱۱۰	۱/۵۸	۲۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۷۸	۰/۳۸	۲۰/۹۸	۰/۰۰	۱۷٤/۰٤	۱٤*	*
	TGARCH	۱۰۷	۱/۵٤	۱۷/۵۰	۰/۰۰	٤/٦۱	۰/۰۳	۲۲/۱۲	۰/۰۰	۱۷۵/۲۲	۱۵*	*
	PGARCH	۱۱٤	۱/٦٤	۲٤/۰۷	۰/۰۰	٦/۰۵	۰/۰۱	۳۰/۱۱	۰/۰۰	۱۸۳/۲۸	۱۸*	*
	FIGARCH	۱۱۰	۱/۵۸	۲۰/۲۱	۱/۰۰	۰/۳۸	۰/۵٤	۲۰/۵۹	۰/۰۰	۱٦۵/٦٤	۱۳*	*
	FIEGARCH	۱۱۵	۱/٦۵	۲۵/۰۸	۰/۰۰	۰/۵٦	۰/٤۵	۲۵/٦٤	۰/۰۰	۱۷۹/۲۱	۱٦*	*
T symetric	GARCH	٦۳	۰/۹۱	۰/٦٤	۰/٤۲	۲/۲۲	۰/۱٤	۲/۸۷	۰/۲٤	۱٤۳/۵٤	۱۱	*
	EGARCH	٦۲	۰/۸۹	۰/۸٦	۰/۳۵	۲/۳۲	۰/۱۳	۳/۱۸	۰/۲۰	۱۳٦/۸۳	۸	٦
	TGARCH	٦۷	۰/۹٦	۰/۱۰	۰/۷٦	۱/۸۷	۰/۱۷	۱/۹۷	۰/۳۷	۱۳۸/۷۹	۹	۷
	PGARCH	۷۰	۱/۰۱	۰/۰۰	۰/۹٦	۱/٦۳	۰/۲۰	۱/٦۳	۰/٤٤	۱٤۵/۸٤	۱۲	۱۰
	FIGARCH	۷۱	۱/۰۲	۰/۰۳	۰/۸٦	۰/۱۰	۰/۷٦	۰/۱۳	۰/۹٤	۱۲۸/۹۷	٦	٤
	FIEGARCH	۷۲	۱/۰٤	۰/۸۷	۰/۷٦	۳/۹۹	۰/۰۵	٤/۰۸	۰/۱۳	۱٤۱/۳۱	۱۰	۸
EVT	GARCH	٤۷	۰/٦۸	۸/۳۳	۰/۰۰	۰/۹۵	۰/۳۳	۹/۲۸	۰/۰۱	۱۲۸/۸۰	۵*	*
	EGARCH	٤۸	۰/٦۹	۷/۵٦	۰/۰۱	۰/۸۹	۰/۳۵	۸/٤۵	۰/۰۱	۱۲۲/۱۰	۲*	*
	TGARCH	۵٤	۰/۷۸	۳/۳۸	۰/۰۵	۰/۵۹	۰/٤٤	٤/۳۹	۰/۱۱	۱۲٤/۳۵	٤	۳
	PGARCH	٦۱	۰/۸۸	۱/۱۱	۰/۲۹	۰/۳۳	۰/۵۷	۱/٤۳	۰/٤۹	۱۳۱/۰۵	۷	۵
	FIGARCH	۵۹	۰/۸۵	۱/۷۰	۰/۱۹	۰/۳۹	۰/۵۳	۲/۱۰	۰/۳۵	۱۱٤/٤۳	۱	۱
	FIEGARCH	۵۷	۰/۸۳	۲/۰۵	۰/۱۵	۲/۷۳	۰/۱۰	٤/۷۸	۰/۰۹	۱۲٤/۲۸	۳	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-٤-٢- رتبه‌بندی با تابع زیان شنر

روش رتبه بندی دیگری که در این پژوهش برای رتبه‌بندی روش های ارزش در معرض ریسک از آن استفاده شده، روش رتبه‌بندی شنر (۲۰۱۲) است.

در جدول (۵) نتایج مربوط به مدل رتبه بندی شنر برای موقعیت خرید و فروش به نمایش در آمده است. در این جدول مجموع زیان در منطقه امن، مجموع زیان در منطقه خطا، مجموع کل زیان که جمع وزنی دو منطقه امن و خطا است به همراه رتبه و رتبه تعدیل شده، آورده شده است. رتبه‌هایی که در کنار آن علامت ستاره وجود دارد به این معنی است که این روش‌ها در آزمون پوشش شرطی رد شده‌اند.

این رتبه‌بندی برای موقعیت خرید، روش T-PGARCH را به عنوان بهترین روش تشخیص می دهد. نکته مهم در انتخاب بهترین روش این است که این روش توسط آزمون های پوشش شرطی و غیرشرطی رد نشده است. دومین روش در این رتبه بندی نیز روش T-GARCH است که این روش نیز در آزمون پوشش شرطی رد نشده است. برای موقعیت فروش نیز با کنار گذاشتن مدل‌هایی که کفایت لازم را نداشتند، دقیق ترین مدل‌ها به ترتیب مدل T-EGARCH، T-TGARCH و T-PGARCH هستند. در این میان، روش های مبتنی بر نظریه ارزش فرین به دلیل زیان بالای ناشی از منطقه امن رتبه خوبی به‌دست نیاوردند در صورتی که با تابع زیان لوپز دارای بهترین رتبه‌ها بودند. اینجا است که در نظر گرفتن تابع زیانی که بتواند اثرات تخمین بیش از حد ارزش در معرض ریسک را پوشش دهد، اهمیت پیدا می کند.

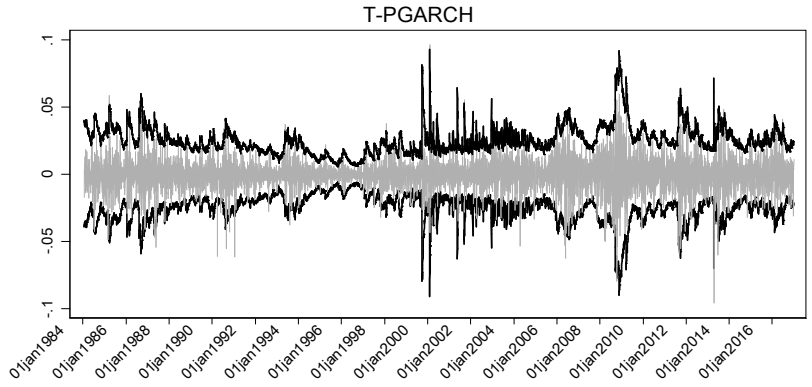
در نمودار (۵) ارزش در معرض ریسک طلا برای موقعیت‌های فروش و خرید برای مدل T-PGARCH و همچنین بازده دارایی رسم شده است. خط کمرنگ بازده، خط پررنگ بالای بازده طلا، ارزش در معرض ریسک موقعیت فروش و خط پررنگ پایین، ارزش در معرض ریسک را برای موقعیت خرید نمایش می‌دهد.

جدول (۵): نتایج مربوط به رتبه‌بندی شنر برای موقعیت خرید و فروش

موقعیت		خرید					فروش				
مدل		ناحیه امن	ناحیه خطا	کل	رتبه	رتبه تعدیل شده	ناحیه امن	ناحیه خطا	کل	رتبه	رتبه تعدیل شده
Normal	GARCH	۵۵/۵۸	۰/۱۸۹	۰/۷۴۵	۳*	*	۵۸/۵۰	۰/۱۸۳	۰/۷۶۶	۲*	*
	EGARCH	۵۴/۰۰	۰/۲۷۹	۰/۸۱۷	۱۸*	*	۵۷/۸۰	۰/۲۲۸	۰/۸۰۳	۸*	*
	TGARCH	۵۵/۰۵	۰/۲۴۸	۰/۷۹۶	۱۶*	*	۵۸/۴۱	۰/۱۷۰	۰/۷۵۲	۱*	*
	PGARCH	۵۳/۶۴	۰/۲۶۰	۰/۷۹۴	۱۵*	*	۵۷/۱۹	۰/۲۰۴	۰/۷۷۴	۳*	*
	FIGARCH	۵۷/۶۷	۰/۲۱۹	۰/۷۹۳	۱۴*	*	۶۰/۸۱	۰/۲۰۳	۰/۸۰۹	۱۱*	*
	FIEGARCH	۵۴/۵۴	۰/۲۲۲	۰/۷۶۵	۸*	*	۵۸/۵۰	۰/۲۵۵	۰/۸۳۷	۱۶*	*
T symetric	GARCH	۴۵/۸۶	۰/۰۸۱	۰/۷۳۹	۲	۲	۶۹/۰۵	۰/۱۰۹	۰/۷۹۸	۷	۴
	EGARCH	۶۳/۷۸	۰/۱۳۸	۰/۷۷۴	۱۰	۵	۶۸/۱۸	۰/۰۹۷	۰/۷۷۷	۴	۱
	TGARCH	۶۴/۹۸	۰/۱۱۳	۰/۷۶۹	۷*	*	۶۸/۸۸	۰/۱۰۱	۰/۷۸۹	۵	۲
	PGARCH	۶۳/۳۶	۰/۰۹۸	۰/۷۳۱	۱	۱	۶۷/۴۹	۰/۱۱۶	/۷۹۰	۶	۳
	FIGARCH	۶۷/۹۰	۰/۰۹۴	۰/۷۷۲	۹	۴	۷۱/۶۷	۰/۱۱۲	۰/۸۲۷	۱۵	۸
	FIEGARCH	۶۴/۹۴	۰/۱۰۹	۰/۵۷۵	۴	۳	۶۸/۳۶	۰/۱۲۲	۰/۸۰۵	۹	۵
EVT	GARCH	۷۴/۰۱	۰/۰۳۸	۰/۷۷۸	۱۱*	*	۷۴/۵۰	۰/۰۷۷	۰/۸۲۱	۱۴*	*
	EGARCH	۷۱/۷۷	۰/۰۶۷	۰/۷۸۴	۱۲*	*	۷۳/۵۴	۰/۰۷۴	۰/۸۰۸	۱۰*	*
	TGARCH	۷۳/۰۸	۰/۰۵۶	۰/۷۸۶	۱۳*	*	۷۴/۳۰	۰/۰۷۸	۰/۸۲۰	۱۳	۷
	PGARCH	۷۱/۳۰	۰/۰۴۶	۰/۷۵۹	۵*	*	۷۲/۸۱	۰/۰۹۲	۰/۸۱۹	۱۲	۶
	FIGARCH	۷۶/۲۵	۰/۰۴۵	۰/۸۰۷	۱۷*	*	۷۷/۲۷	۰/۰۸۳	۰/۸۵۵	۱۸	۱۰
	FIEGARCH	۷۲/۴۵	۰/۰۳۶	۰/۷۶۰	۶*	*	۷۴/۳۵	۰/۰۹۵	۰/۸۳۷	۱۷	۹

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۵): ارزش در معرض ریسک طلا برای موقعیت‌های فروش و خرید برای مدل **T-PGARCH**



منبع: یافته‌های پژوهش

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از روش نظریه ارزش فرین، مدل پارامتریک با فرض توزیع نرمال و توزیع تی‌استیودنت ارزش در معرض ریسک را برای موقعیت فروش و خرید طلا محاسبه شد. برای تخمین واریانس شرطی نیز از روش‌های GARCH(1,1)، TGARCH، EGARCH، PGARCH، FIGARCH و FIEGARCH استفاده شد.

به منظور مقایسه روش های محاسبه، دو روش پس‌آزمایی در دو مرحله با تابع زیان لوپز و رتبه‌بندی شنر (۲۰۱۲) به‌کار گرفته شد. در روش دو مرحله‌ای، در گام اول روش‌هایی که توسط آزمون پوشش شرطی رد شدند، کنار گذاشته و در گام دوم به رتبه‌بندی آنان توسط تابع زیان رابطه (۹) پرداخته شد که برای موقعیت خرید روش T-FIEGARCH بهترین روش و بعد از آن به ترتیب مدل‌های T-FIGARCH، T-PGARCH، T-GARCH و T-EGARCH رتبه‌بندی می‌شوند. برای موقعیت فروش نیز روش EVT-FIGARCH بهترین روش برای محاسبه ارزش در معرض ریسک معرفی شد.

از ایرادات وارده تابع زیان لوپز این است که برای بیش از حد برآورد کردن ارزش در معرض ریسک جریمه‌ای در نظر نمی‌گیرد. همچنین جریمه‌ای برای پیدایش تخطی‌ها به صورت خوشه‌ای لحاظ نمی‌کند. شنر و دیگران (۲۰۱۲) تابع زیانی را برای رتبه‌بندی ارزش

در معرض ریسک‌های محاسبه شده ارائه دادند که می تواند جدای از لحاظ جریمه‌ای برای بیش از حد برآورد کردن ارزش در معرض ریسک، همبستگی بین خوشه‌های تخطی را هم در مدل خود جای دهد. در این پژوهش از مدل رتبه‌بندی شنر (۲۰۱۲) نیز استفاده شد که برای موقعیت خرید بهترین روش T-PGARCH و برای موقعیت فروش T-EGARCH است. برای موقعیت فروش روش های مبتنی بر نظریه ارزش فرین به دلیل زیان بالای ناشی از منطقه امن رتبه خوبی به‌دست نیاوردند در صورتی که با تابع زیان لوپز دارای بهترین رتبه‌ها بودند. بنابراین، در نظر گرفتن تابع زیانی که بتواند اثرات تخمین بیش از حد ارزش در معرض ریسک را پوشش دهد، اهمیت پیدا می کند.

منابع

الف- فارسی

فلاح‌پور، سعید، فاطمه رضوانی و محمدرضا رحیمی (۱۳۹۴)، «برآورد ارزش در معرض ریسک شرطی با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن در بازار طلا و نفت»، *فصلنامه علمی-پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال هشتم، شماره ۲۸، صص ۱۸-۱.

فلاح‌پور، سعید و احسان احمدی (۱۳۹۳)، «تخمین ارزش در معرض ریسک پرتفوی نفت و طلا با بهره‌مندی از روش کاپیولا- گارچ»، *تحقیقات مالی*، دوره ۱۶، شماره ۲، صص ۳۲۶-۳۰۹.

کشاورز، غلامرضا و کبری مفتخر دریایی (۱۳۹۷)، «تاثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی، متشکل از طلا، ارز و سهام»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۳، شماره ۱، صص ۱۵۲-۱۱۷.

ب- انگلیسی

Abad, P., & Benito, S. (2013). A detailed comparison of value at risk estimates. *Mathematics and Computers in Simulation*, 94, 258-276.

Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996), "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.

Baker, S. A., & Van-Tassel, R. C. (1985), "Forecasting the Price of Gold: A Fundamental Approach", *Journal of Atlantic Economics*, 13, 43-52.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996), "Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility", *Journal of Econometrics*, 73, 151-184.

Christie-David, R. M. (2000), "Do Macroeconomic News Releases Affect Gold and Silver prices", *Journal of Economic Business*, 405-421.

Christoffersen, P. (1998), "Evaluating Interval Forecasting", *International Economic Review*, 39, 841-862.

Egan, P. a. (2001), "The Performance of Defensive Investments", *Journal of Alternative Investments*, 4, 49-56.

Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50 (4), 987-1007.

Fisher, R. A. (1928), "Limiting Forms of the Frequency Distribution of the Largest or Smallest Member of a Sample", *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society* 24, 180-190.

Genton, & Marchenko. (2010), "A Suite of Commands for Fitting the Skew-Normal and Skew-T Models", *The Stata Journal*, 10, 507–539.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993), "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48 (5), 1779-1801.

Kaufmann, T., & Winters, R. (1989), "The Price of Gold: A Simple Model", *Resource Policy*, 19, 309-318.

Kupiec, P. (1995), "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models", *Journal of Derivatives*, 2, 73-84.

Lawrence, C. (2003), Why is Gold Different from Other Assets? An Empirical Investigation. World Gold Council.

McNeil, A. J. (1999), "Extreme Value Theory for Risk Managers," *Internal Modeling and CAD II*, 93-113.

McNeil, A. J. (2005), Quantitative risk management: Concepts, techniques and tools. Princeton: Princeton University Press.

Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A Nee Approach", *Econometrica*, 59 (2), 347-370.

Rozga, A., & Arnerić, J. (2009), "Dependence Between Volatility Persistence, Kurtosis and Degrees of Freedom", *Revista Investigacion Operaconal*, vol 30, 32-39.

Şener, E., Baronyan, S., & Mengütürk, L. A. (2012), "Ranking the Predictive Performances of Value-at-risk Estimation Methods", *International Journal of Forecasting*, 28, 849-873.

Sherman, E. J. (1983), "A Gold Pricing Model", *Journal of Portfolio Management*, 9(3), 60-70.

Smith, R. L. (1987), "Estimating Tails of Probability Distributions", *Annals of Statistics*, 15, 1174-1207.

Trück, S., & Liang, K. (2012), "Modelling and Forecasting Volatility in the Gold Market", *International Journal of Banking and Finance*, 9, 48-80.

Tully, E., & Lucey, B. M. (2007), "A Power GARCH Examination of the Gold Market", *Research in International Business and Finance*, 21(2), 316-325.

Zivot, E., & Wang, J. (2010), *Modeling Financial Time Series with S-plus*, New York, NY: Springer.