فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار

شماره سی و هفتم / زمستان ۱۳۹۷

آزمون ارزش در معرض خطر بازار آتی سکه طلا با رویکرد آنالیز موجک

محمد حامد خان محمدی[۱]

مهرنوش ابراهیمی[۲]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۶/۱۲/۰۸ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۷/۰۱/۲۰

چکیده :

متداول ترین معیار سنجش ریسک بازار روش ارزش در معرض خطر می‌باشد. ارزش در معرض خطر حداکثر زیانی است که ممکن است در یک دوره زمانی معین و با در نظر گرفتن یک سطح اطمینان مشخص در پرتفویی از دارائی‌ها رخ دهد. در تحقیق حاضر اطلاعات شاخص قیمت بازار آتی سکه لحاظ شده است. بازه داده‌های روزانه استفاده شده از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است.

بر اساس نتایج تحقیق داده‌های قیمت آتی سکه توزیع نرمال نداشتند؛ بر این اساس با استفاده از روش (**TGARCH**) اقدام به برآورد ارزش در معرض خطر در این بازار نمودیم. قبل از برآورد مدل با استفاده از از آنالیز موجک در ۷ دوره زمانی ۲ تا ۱۲۸ روزه اقدام به تجزیه سری زمانی نمودیم. در دوره‌های زمانی کوتاه توزیع نرمال بهتر از سایر توزیع‌ها عمل نموده؛ اما در بازه‌های زمانی طولانی‌تر توزیع **t** چوله نسبت به سایر توزیع‌ها عملکرد بهتری دارد. در موقعیت فروش این رفتار آستانه در بازه زمانی طولانی‌تری مشاهده می‌شود. امید به رشد قیمت آینده از سوی سرمایه‌گذاران تا حدی می‌تواند این تغییرات رفتار در طی زمان را توجیه نماید.

کلمات کلیدی :

ارزش در معرض خطر (**VaR**)، آنالیز موجک، قیمت آتی سکه، **TGARCH**

۱ استادیار گروه حسابداری، واحد دماوند، دانشگاه آزاد اسلامی ، دماوند، ایران. Dr.khanmohammadi@yahoo.

۲ دانشجوی دکتری حسابداری ، واحد علوم تحقیقات- پردیس بین الملل قشم، دانشگاه آزاد اسلامی، قشم ، ایران-(نویسنده مسئول) Ghazalmehr2005@gmail.com

۱-مقدمه :

موسسات مالی که به فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری می‌پردازند، با ریسک‌های متنوعی مواجه هستند، یکی از انواع این ریسک‌ها که از اهمیت فراوانی برخوردار است ریسک بازار[۱] یا ریسک قیمت[۲] می‌باشد. ریسک بازار به مفهوم احتمال تغییر در ارزش بازاری سبد دارایی‌های مالی، در اثر تغییرات پیش‌بینی نشده در عوامل بازار (مانند قیمت سهام، نرخ بهره، و نوسانات این متغیرها) می‌باشد (**Resti, -A., Sironi ,A., 2007**).

ریسک بازار را می‌توان به ریسک نرخ بهره، ریسک دارایی، ریسک، ریسک قیمت کالا، ریسک قیمت سهم و یا سایر متغیرها، بسته به این که کدام عامل ریسک بر موقعیت[۳] اتخاذ شده موثر است، تقسیم‌بندی نمود. همزمان با رشد و توسعه فعالیت‌های تجاری، فضای بازارهای مالی نیز اغلب با نوسانات بیشتری همراه شده است. با افزایش نوسانات بازارهای مالی، نهادهای مالی در معرض ریسک بیشتری قرار گرفته‌اند و این مساله موجب شده است تا درصدد یافتن راه کارهای جدید و مطمئن‌تر به منظور مدیریت و پوشش ریسک برآیند.

معیاری که به صورت متداول توسط تحلیل گران مالی و موسسات برای اندازه‌گیری ریسک بازار به کار می‌رود ارزش در معرض خطر[۴] (**VaR**) می‌باشد. این معیار حداکثر کاهش در ارزش (زیان) یک سبد از دارایی‌های مالی را با احتمال مشخص (α -۱) و در یک افق زمانی[۵] معین (**h**) مشخص می‌نماید. ارزش در معرض خطر، می‌تواند به عنوان ابزاری مفید توسط سرمایه گذاران، پوشش دهندگان ریسک[۶]، معامله گران و مدیران پرتفو مورد استفاده قرار گیرد. با وجود آن که روش‌های آماری متعددی در زمینه اندازه‌گیری ریسک بازار و تخمین ارزش در معرض خطر در اکثر بازارهای مالی کشورهای پیشرفته مورد بررسی قرار گرفته است، در ایران این مساله به حد کافی مورد توجه قرار نگرفته و خلأ این نوع تحقیقات در بازارهای مالی کشور احساس می‌شود.

در تحقیق حاضر ابتدا با استفاده از برخی روش‌های شناخته شده و پایه مقدار **VaR** برآورد شده و سپس با به کارگیری یک روش باز نمونه‌گیری آماری، برآورد **VaR** تصحیح شده و در پایان بر اساس مقادیر برآورد شده، مقایسه‌ای روی مدل‌های مختلف انجام پذیرفته و با استفاده از آزمون‌های ارزیابی عملکرد، توان مدل‌ها در تخمین **VaR** مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفته است. لازم به ذکر است که، روش باز نمونه‌گیری بوت استرپ و تجزیه بازه زمانی به دوره‌های مختلف تاکنون در داخل کشور به منظور برآورد ریسک مورد استفاده قرار نگرفته و امید است این تحقیق زمینه‌ای برای معرفی و شناخت بیشتر این روش آماری توسط جامعه محققین کشور باشد.

۲-مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش :

مؤسساتی که به فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری می‌پردازند، به طـور عمـده بـا چهار نوع ریسک مواجه‌اند: ریسک اعتباری؛ که به ناتوانی طرف دیگـر تجـاری در ایفـای تعهداتش مربوط می‌شود. ریسک عملیاتی؛ زیان بالقوه است، که از طریق بـروز خطـا یـا تقلب در تسویهٔ قراردادها و مبادلهٔ اسناد ایجاد می‌شود. ریـسک نقـدینگی؛ زمـانی بـروز می‌کند که مؤسسه برای نیازهای فوری خود نقدینگی کـافی در اختیـار نـدارد ریـسک بازار؛ عدم اطمینان در مورد بازدهی آتی سبد دارایی‌ها، در نتیجهٔ تغییر در شرایط بـازار است (کریمی، ۱۳۸۶)

ریسک بازار، شامل اثر تغییرات بـازار بـر ارزش سـبد دارایـی‌هـا اسـت و لـذا بـرای مؤسسات مالی و سرمایه‌گذاری از اهمیت فراوانی برخوردار است. معیاری که هـم اکنـون برای اندازه‌گیری این ریسک بین تحلیلگران و مؤسـسات مـالی متـداول اسـت، معیـار ارزش در معرض خطریا **VaR** است. این معیار حـداقل کـاهش در ارزش (زیـان) یـک سبد دارایی با یک احتمال کوچک αطـی یـک دورهٔ زمـانی (معمـولاً ۱ روز) را نـشان می‌دهد. به‌عنوان مثال اگر ارزش در معرض خطر یک روزهٔ یک سـبد دارایـی در سـطح ۰/۰۵ = α، برابر با ۱۰ میلیون ریال باشد، به این معنی است که انتظـار مـی‌رود کـه در هر ۲۰، روز به طور متوسط ۱ روز زیان سـبد دارایـی بـیش از ۱۰ میلیـون ریـال باشـد. همچنین این معیار را می‌توان به صورت حداکثر کاهش در ارزش (زیان) یک سبد دارایی با احتمال $1-\alpha$طی یک دورهٔ زمانی (معمولاً ۱ روزه) بیان کرد. با این تعریف در مثال فوق، برای ۰/۹۵ = $1-\alpha$، انتظار می‌رود که در هر ۲۰ روز، بـه طـور متوسـط در ۱۹ روز زیان سبد کم‌تر از ۱۰ میلیون ریال شود. بنابراین ارزش در معرض خطـر بـا رابطـهٔ زیـر تعریف می‌شود:

$$p(\Pi_t - \Pi_{t-1}) \le VaR(t,k,\alpha)) = p(r_t \le VaR(t,k,\alpha)) = 1-\alpha$$

در این رابطه، Π_t (معمولاً لگاریتم) ارزش سبد دارایی در دورهٔ t,k دورهٔ زمـانی‌ای کـه ارزش در معرض خطر برای آن محاسبه می‌شـود، و α سـطح احتمـال اسـت (انس، ۲۰۰۳) یکـی از دلایل اصلی مقبولیت معیار ارزش در معرض خطر، سادگی مفهوم و تفسیر آن اسـت. بـا این معیار، ریسک بازار سبد دارایی‌های یک مؤسـسهٔ مـالی در یـک عـدد و یـک سـطح احتمال خلاصه می‌شود (حنیفی، ۱۳۸۰)

معیار ارزش در معرض خطر برای نهادهای نظارتی بر بازار سرمایه، در تعیین سـطوح سرمایهٔ مورد نیاز برای مؤسسات مالی نیز به کار می‌رود. با استفاده از این مدل‌ها حـداقل موجودی سرمایه برای مؤسساتی که دارایی‌هایشان ترکیبی از دارایی‌های مـالی (سـهام، اوراق قرضه و اوراق مشتقه) را شامل

می‌شود، از طریق محاسبهٔ ارزش در معـرض خطـر پرتفولیوی دارایی‌های این مؤسسات برای یک دورهٔ زمانی خاص، تعیین می‌شود. برخلاف مفهوم ساده و قابل درک ارزش در معرض خطر، محاسبهٔ آن با دشواری‌های فراوانی روبروست. محاسبهٔ ارزش در معرض خطر، از نظر آماری بـه معنـی یـافتن مقـدار بحرانی برای سطح احتمال مورد نظر α است. با توجه به این واقعیت که توزیع احتمال بازدهی در طول زمان ثابت نیست، مشکلاتی در محاسبه ارزش در معرض خطر به‌وجـود می‌آید. از لحاظ ریاضی می‌توان ارزش در معرض ریسک را به صورت زیر تعریف نمود (**Manganelli, S., Engel, R., 2001**). اگر $\{r_t\}_{t=1}^{T}$سری زمانی مربوط به بازده یک سبد دارایی و **T** حجم نمونه باشد. در این صورت **VaR** به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Pr[r_t < -VaR_t | I_{t-1}] = \theta\,, \qquad \text{رابطه ۱}$$

و یا می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\text{Prob}\left[\Delta\tilde{P}(\Delta t, \Delta\tilde{x}) > -VaR\right] = ۱ - \theta \qquad \text{رابطه ۲}$$

$\Delta\tilde{x}$: تغییر ارزش بازاری پرتفوی، در افق زمانی مورد نظر (Δt در بردار متغیرهای مورد نظر Δx) و $1 - \theta$ سطح اطمینان می‌باشد (**William, Fallon., 1996**).

۳- سابقه تحقیقات ارزش در معرض خطر :

تک روستا و مروت (۱۳۹۰) که نشان دادند بازدهی روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران دارای توزیع با دنباله ضخیم بوده و استفاده از مدل‌های گوناگون **GARCH** به عنوان مدل مناسب برای توضیح رفتار نوسانات بازده روزانه سهام انتخاب شد.

راهی و فلاح طلب (۱۳۹۲) که در تحقیقی کاربرد شبیه‌سازی مونت کارلو در پیش بینی ارزش در معرض ریسک پرداختند که نشان می‌دهد در سطوح اطمینان بالا شبیه سازی مونت کارلو روشی قابل اتکا در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک بوده و صلاحیت بیشتری در ارزیابی ریسک دارایی‌های مورد مطالعه دارد.

فلاح شمس و پناهی (۱۳۹۳) که به مقایسه کارایی مدل‌های هم خانواده **GARCH** در مدل‌سازی و اندازه‌گیری ریسک میزان نقد شوندگی بورس اوراق بهادار تهران پرداختند.

اصغرپور و فلاحی و صنوبر و رضازاده (۱۳۹۳) که با استفاده از روش‌های پارامتریک **MS-GARCH** به بهینه سازی سبد سهام در چارچوب ارزش در معرض خطر پرداختند و با روش‌های ناپارامتریک بوت

استرپینگ[7] هال[8]، ۱۹۹۴ مقایسه کردند که نتایج نشان داد که برای محاسبه **VaR** سرمایه گذاران روش‌های پارامتریک را نسبت به ناپارامتریک در الویت قرار دهند.

هفنر و رومباست[9] (۲۰۰۴)، در تحقیقات خود به مقایسه مدل شبیه سازی مونت کارلو و مدل **GARCH** جهت پیش بینی ارزش در معرض ریسک پرداختند و یافته‌های تحقیق آنها حاکی از کارایی بیشتر مدل **GARCH** در پیش بینی ریسک بازار می‌باشد(**Hefner, Rombast, 2004**).

مادالینا و استیلین[10] (۲۰۱۱)، که در تحقیقات خود به مقایسه روش‌های **ARCH** و **GARCH** در محاسبه ریسک پرتفولیوی‌های بزرگ امریکا در بحران‌های مالی جهانی پرداخته‌اند (**Madalina, Stelian, 2011**).

همچنین تحقیق نگوگا باب[11] (۲۰۱۳)؛ که در محاسبه ارزش در معرض ریسک با رویکرد **GARCH-EVT**از روش شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده کرده است (**Ngoga Bab, 2013,**).

آلالایا و بین تالال (۲۰۱۴)[12]؛ که به مطالعه موردی تغییرات بورس سهام عمان پرداخته‌اند و نتایج آن حاکی از گواه این مطلب است که مدل‌های هم خانواده **GARCH** در پیش بینی تغییرات و نرخ‌ها از عملکرد بیشتری در انتخاب پرتفولیوها و نرخ ریسک آن‌ها برخوردارند (**Alalaya, Bin Talal , 2014**).

نوآوری تحقیق حاضر در جنبه تفکیک سری زمانی به بازه‌های زمانی مختلف با استفاده از روش آنالیز موجک و شبیه‌سازی آن‌ها با استفاده از روش مونت کارلو جهت برآورد دقیق‌تر از روش ارزش در معرض خطر است. بر اساس این توضیحات؛ فرضیات تحقیق حاضر عبارت است:

فرضیه اول: ارزش در معرض خطر تابع دوره زمان پیش بینی است.

فرضیه دوم: افزایش دوره پیش بینی، موجب افزایش عدم تقارن توزیع ارزش در معرض خطر می‌گردد.

۴- روش تحقیق و برآورد مدل :

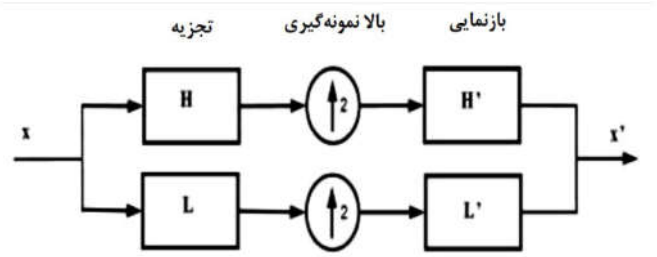
این تحقیق به جهت تکیه بر مبنای نظری و پیشینه تحقیق در ایران در راستای حل مسئله مربوط به این تحقیق در قلمرو تحقیق کاربردی است، و از جهت هدف از نوع تحلیلی (به روش همبستگی) است که با استفاده از داده‌های بازار بورس آتی سکه استخراج می‌شود.

تحقیق حاضر در حوزه تحقیقات کاربردی است. در این تحقیق از داده‌های بازار آتی سکه استفاده شده است. داده‌ها از تاریخ ۱۳۸۷/۰۱/۱ تا ۱۳۹۶/۰۴/۳۱ استخراج شده است.

آنالیز موجک :

موجک‌ها توابع ریاضی هستند که برای تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی که شامل متغیرها و غیرثابت‌ها است، شکل مقیاس -زمان سری‌های زمانی و روابط آن‌ها را ارائه می‌دهند. تحلیل موجکی برای اطلاعات دارای فرکانس پایین، استفاده از فاصله‌های زمانی طولانی‌مدت و برای اطلاعات دارای فرکانس بالا تناوب‌های کوتاه‌تر را ارائه می‌دهد. تحلیل موجکی قادر به نمایش جنبه‌های گوناگون داده‌های متفاوت، نقاط شکست و ناپیوستگی‌ها است که ممکن است دیگر روش‌های تجزیه‌وتحلیل سیگنال آن را نشان ندهد **(Bora, et.al.2009.)**.

شکل زیر بانک فیلتر تبدیل موجک ایستا را نمایش می‌دهد. در این شکل می‌توان مشاهده کرد که تبدیل موجک ایستا همانند تبدیل موجک گسسته است؛ غیر از اینکه در تبدیل موجک ایستا سیگنال هرگز دچار زیر نمونه‌گیری نمی‌شود و در عوض، در هر سطحی از تجزیه سیگنال با بالا نمونه‌گیری مواجه خواهد شد.بنابراین، تبدیل موجک ایستا ناوردایی تبدیل دارد و این دقیقاً همان چیزی است که ما می‌خواهیم.



نمودار ۱: فرآیند نویززدایی

منبع: طاعتی ۱۳۹۶

نویز زدایی عبارت است از حذف نویز؛ به طوری‌که تا حد امکان اطلاعات مفید حفظ شود. مدل اصلی سیگنال نویز دار به شکل زیر است:

$$S(x)=f(x)+e(x) \qquad \text{رابطه ۳}$$

S(x) سیگنال مشاهده شده، **f(x)** سیگنال اصلی و**e(x)** نویز سفید گوسی با میانگین صفر و واریانس است. هدف نویز زدایی حذف این قسمت از نویز سیگنال **S** و به دست آوردن **f** است. (طاعتی، ۱۳۹۶)

ارزش در معرض خطر :

با توجه به تعریف ارزش در معرض خطر، احتمال این که ارزش پرتفو با انحراف معیار معین و در سطح احتمال معلوم از ارزش مفروض کمتر باشد، با استفاده از معادله زیر قابل محاسبه خواهد بود (**JP Morgan .,1996**)

$$\mathbf{VaR = M.Z_{\alpha}.\sigma\sqrt{T}}$$ **رابطه ۴**

سطح اطمینان α:

M: ارزش بازار دارایی **T** : طول دوره زمانی محاسبه بازده

در معادله فوق با داشتن انحراف معیار روزانه σ، انحراف معیار **T** روز را می‌توان با استفاده از رابطه $\sigma\sqrt{T}$ محاسبه کرد. در روش پارامتریک پارامترهای ماتریس واریانس-کوواریانس، با استفاده از اطلاعات تاریخی محاسبه می‌شوند. در این روش برای محاسبه **VaR**، به ارزش تک تک دارایی‌های موجود در پرتفو نیازی نیست و تنها پارامترهای مورد نیاز، انحراف معیار و ضریب همبستگی دارایی‌ها هستند؛ بنابراین محاسبه **VaR** در این روش نسبتاً ساده است.

مدل‌های تخمین زننده **VaR**، در صورتی از کارایی لازم برخوردارند که از توانایی کافی در ارائه تخمین مناسب و در حد معقول دقیق، برخوردار باشند. از این رو همواره کاربرد این مدل‌ها با ارزیابی عملکرد آن‌ها همراه است. قضاوت در مورد نحوه عملکرد یک مدل مشخص، مستلزم سنجش و ارزیابی آن می‌باشد. از جمله شناخته شده ترین روش‌ها برای ارزیابی عملکرد مدل‌های تخمین **VaR** آزمون بازگشت (بازخور) است.

یک ارزیابی صحیح از کیفیت مدل **VaR** می‌بایست بر پایه دو رویکرد متفاوت باشد (**Resti, A.,Sironi ,A., 2007**):

۱- سازگاری میان فراوانی استثنائات و سطح اطمینان در نظر گرفته شده برای تخمین **VaR**.

۲- اندازه استثنائات، یعنی مقدار زیان‌های بیش از میزان **VaR**.

آزمون‌های ارزیابی عملکرد مدل‌های تخمین **VaR** را، به طور کلی می‌توان به سه دسته اصلی تقسیم نمود: ۱- آزمون‌هایی که بر اساس فراوانی استثنائات هستند (آزمون پوشش شرطی و غیر شرطی)، ۲ - آزمون‌هایی که بر اساس تابع زیان هستند و ۳- آزمون‌هایی که بر اساس کل توزیع سودها و زیان‌ها انجام می‌گیرند.

آزمون پوشش غیرشرطی :

از جمله اولین افرادی که یک آزمون آماری رسمی را برای ارزیابی کیفیت مدل‌های **VaR** پیشنهاد داد، کوپیک (۱۹۹۵) بود (**Kupiec, 1995**) آزمون او با عنوان " آزمون نسبت شکست‌ها" نیز شناخته می‌شود. ساده ترین راه برای ارزیابی صحت مدل‌ها، بر پایه محاسبه نرخ شکست[۱۳] می‌باشد. این نرخ، نسبتی از دفعات رویداد استثنائات را در یک نمونه مشخص گزارش می‌کند. به عنوان مثال اگر یک مدل مقدار **VaR** را در سطح اطمینان ۹۹٪ برآورد کند، بدین مفهوم خواهد بود که تنها در ۱٪ موارد ممکن است استثنائات رخ دهند. اگر **x** تعداد استثنائات مشاهده شده و **N** تعداد کل مشاهدات باشد، نرخ شکست برابر با نسبت **x/N** خواهد بود، این آزمون به دنبال پاسخ گویی به این سوال است که، آیا نرخ شکست تجربی با نسبت تضمین شده توسط مدل (۱٪) برابر است یا خیر؟ به عبارت ساده‌تر مدل مورد نظر تا چه حد توانسته است آنچه را که ادعا کرده در عمل پوشش دهد. در عمل فرضیه ای که به صورت تجربی آزمون می‌شود (فرض صفر) آن است که نسبت شکست‌های تجربی ($\boldsymbol{\pi = \frac{x}{N}}$) با نسبت تئوری در نظر گرفته شده در صورتی که مدل صحیح باشد (**α** =۱٪) منطبق است (نرخ **π** توسط **α** پوشش داده می‌شود).

$$LR_{un}(\alpha) = -2\ln\left[\frac{\alpha^x(1-\alpha)^{N-x}}{\pi^x(1-\pi)^{N-x}}\right], \qquad \textbf{رابطه ۵}$$

اگر فرض صفر صحیح باشد ($\boldsymbol{\pi = \alpha}$)، آماره $\boldsymbol{LR_{un}}$ دارای توزیع کای دو[۱۴] با یک درجه آزادی است.

$$LR_{un} \approx \chi^2_1 \quad \text{اگر } \pi = \alpha, \qquad \textbf{رابطه ٦}$$

و **p-value** قابل قبول برای این آزمون به صورت زیر می‌باشد:

$$p \equiv 1 - \Phi_{\chi^2_1}(LR_{un}), \qquad \textbf{رابطه ۷}$$

که در آن $\boldsymbol{\Phi_{\chi_1^2}(.)}$، نشان دهنده تابع توزیع تجمعی کای دو با یک درجه آزادی می‌باشد. هر چه **p-value** کوچکتر باشد، مدل مورد نظر از اعتبار کمتری برخوردار است. اگر **p-value** کوچکتر از **α** (سطح اطمینان مورد نظر-۱) باشد فرض صفر رد خواهد شد و مدل از اعتبار کافی برخوردار نیست.

آزمون پوشش شرطی :

کوپیک، کریستوفرسن (۱۹۹۸)، آماره **LRun** را به منظور سنجش استقلال سریالی شکست‌ها توسعه داد. در واقع او این احتمال را مورد آزمون قرار داد که مشاهده یک شکست در یک روز

مشخص مستقل از وجود یا عدم وجود شکست مشاهده شده در روز قبل باشد.

$$\mathbf{LR_{ind}} = -\mathbf{2ln}\left[\frac{\mathbf{L(X|\pi)}}{\mathbf{L(x|\pi_{0,0},\pi_{1,0},\pi_{0,1},\pi_{1,1})}}\right] \sim \boldsymbol{\chi}_{\mathbf{1}}^{\mathbf{2}}, \qquad \textbf{رابطه ۸}$$

$$\mathbf{p-value} = \mathbf{1} - \boldsymbol{\Phi}_{\boldsymbol{\chi}_{\mathbf{1}}^{\mathbf{2}}}(\mathbf{LR_{ind}})$$

اگر **p-value** کوچکتر از $\boldsymbol{\alpha}$ (سطح اطمینان مورد نظر-۱) باشد فرض صفر رد خواهد شد. با استفاده از این آماره تنها استقلال مشاهدات قابل آزمون خواهد بود. به عبارت دیگر میزان مطابقت نسبت شکست‌ها با مقدار در نظر گرفته شده $\boldsymbol{\alpha}$، از این طریق مورد بررسی قرار نمی‌گیرد. بنابراین همانطور که کریستوفرسن (۱۹۹۸) نشان داد، آزمون پوشش شرطی در برگیرنده دو فرض $\boldsymbol{\pi = \alpha}$(سازگاری نسبت شکست‌های تجربی با نسبت تئوری در نظر گرفته شده) و استقلال شکست‌ها می‌باشد. به این منظور آزمون‌های پوشش غیر شرطی و استقلال با یکدیگر ترکیب می‌شوند؛ لذا آزمون پوشش شرطی هر دو فرض صحیح بودن متوسط تعداد شکست‌ها و استقلال سریالی آن‌ها را مشترکا مورد سنجش قرار می‌دهد. آماره آزمون نسبت راست نمایی آن و **p-value** این آزمون به صورت زیر می‌باشد:

$$\mathbf{LR_{cc}} = -\mathbf{2ln}\left[\frac{\mathbf{L(X|\pi = \alpha)}}{\mathbf{L(\pi_{0,0},\pi_{1,0},\pi_{0,1},\pi_{1,1})}}\right] = \mathbf{LR_{un}} + \mathbf{LR_{ind}} \sim \boldsymbol{\chi}_{\mathbf{2}}^{\mathbf{2}}, \qquad \textbf{رابطه ۹}$$

$$\mathbf{p-value} = \mathbf{1} - \boldsymbol{\Phi}_{\boldsymbol{\chi}_{\mathbf{2}}^{\mathbf{2}}}(\mathbf{LR_{cc}})$$

به طور کلی آزمون ارائه شده توسط کریستوفرسن بسیار جامع‌تر و کاراتر از آزمون کوپیک می‌باشد. این آزمون استقلال شکست‌ها را نیز در ارزیابی کیفیت مدل مدنظر قرار می‌دهد و از این لحاظ از آزمون پوشش غیرشرطی جامع‌تر است (**Sironi&Resti , 2007**).

۵- یافته‌های پژوهش :

برآورد مدل در این تحقیق از دو بخش کلی تشکیل شده است. بخش اول مربوط به آمار توصیفی سری و بخش دوم مربوط به آمار استنباطی مدل است.

آمار توصیفی داده‌ها :

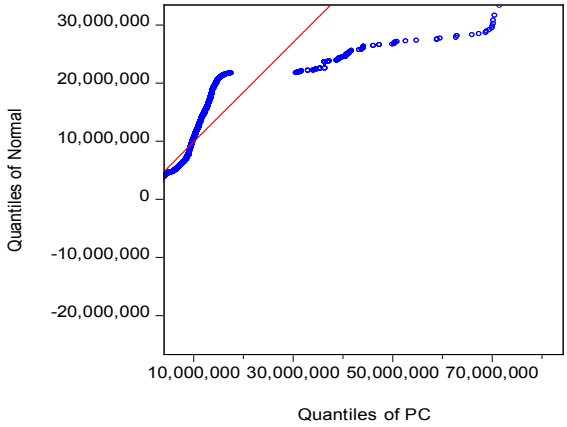
جدول (۱)، مشخصات آماری سری مربوطه به بازدهی‌ها را توصیف می‌کند.

جدول ۱: شاخص‌های آمار توصیفی

شاخص	PC	
میانگین	Mean	9145273.
میانه	Median	9549453.
ماکزیمم	Maximum	71500000
مینیمم	Minimum	13850.00
انحراف معیار	Std. Dev.	6194859.
چولگی	Skewness	3.079263
کشیدگی	Kurtosis	23.38684
آماره جارک برا	Jarque-Bera	195215.7
سطح احتمال	Probability	0.000000
تعداد مشاهده	Observations	10330

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۱)، برخی از آمارهای توصیفی قیمت سکه آتی را نشان می‌دهد. میانگین قیمت سکه آتی عدد ۹۱۴۵۲۷۳ را نشان می‌دهد که دارای انحراف از معیار حدود ۶۱۹۴۸۵۹ می‌باشد. همانگونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، انحراف معیار مشخص شده برای متغیرها حاکی از این است که در این بازارها نوسانات زیاد بوده است. معیار کشیدگی (**KU**) بسیار بزرگ می‌باشد و نشان دهنده دم پهن بودن توزیع قیمت سکه آتی است. معیار چولگی (**SK**) بزرگ و مثبت است که بیانگر چوله به راست بودن توزیع قیمت سکه آتی می‌باشد که بر این اساس، عاملان بازار، وقوع قیمت سکه آتی مثبت را غیر محتمل‌تر می‌دانند.



نمودار ۲: چارک- چارک قیمت سکه آتی در مقابل توزیع نرمال

منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه به بررسی شکل قیمت سکه آتی سهام پرداخته شده است. در نمودار (۲)؛ شکل چارک-چارک توزیع قیمت سکه آتی در مقابل شکل نظری توزیع نرمال ترسیم شده است. اگر توزیع قیمت سکه آتی دقیقاً ویژگی‌های توزیع گوسین را داشته باشد باید منحنی نمودار (۲)، منطبق بر خط می‌گردید؛ اما همان طور که مشاهده می‌شود توزیع نرمال نمی‌تواند برآورد دقیقی از توزیع قیمت سکه آتی باشد. زیرا دم‌های توزیع قیمت سکه آتی چاق‌تر از توزیع نرمال هستند. این شواهد آماری تأیید می‌کنند که برای برآورد قیمت سکه آتی به همراه نوسانات آن، نمی‌توان تنها به توزیع نرمال بسنده کرد و لازم است از توزیع‌های دم چاق نسبت به توزیع نرمال، همچون توزیع تی استیودنت و توزیع خطای تعمیم‌یافته استفاده کرد.

جدول ۲: آزمون نرمال بودن سری قیمت آتی سکه

روش	مقدار بحرانی	سطح احتمال
Lilliefors (D)	0.162947	0.0000
Cramer-von Mises (W2)	74.24241	0.0000
Watson (U2)	71.84152	0.0000
Anderson-Darling (A2)	482.0388	0.0000

منبع: محاسبات تحقیق .

آمارهای بررسی توزیع نرمال در جدول (۲)، بیانگر این واقعیت است که توزیع داده‌های تحقیق حاضر

نرمال نمی‌باشد. با توجه به اینکه توزیع داده‌های تحقیق نرمال نیست انتظار بر ان است که روش‌های نامتقارن از کارایی بالاتری برخوردار خواهد بود.

۶-۲-آمار استنباطی

قبل از ورود به مباحث استنباط آماری لازم است مانایی سری قیمت آتی سکه مورد بررسی قرار گیرد تا از جعلی بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصل گردد. جدول (۳)، وضعیت مانایی قیمت آتی سکه را نمایش می‌دهد.

جدول (۳): نتایج آزمون مانایی بر روی سطح متغیرهای مدل

نتیجه	فیلیپس پرون		دیکی فولر تعمیم یافته		دیکی فولر		نماد	متغیر
	کمیت بحرانی (٪۵)	آماره	کمیت بحرانی (٪۵)	آماره	کمیت بحرانی (٪۵)	آماره		
I(0)	-۲/۸۶	-۱۷۹/۲۵	-۱/۹۴	-۲/۸۵	۲/۸۶ -	-۲/۹۱	PC	قیمت آتی سکه

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۳)، متغیر قیمت آتی سکه در سطح ۵ درصد مانا و قیمت نقدی آن با یکبار تفاضل مانا شده است. در ادامه چون مبحث اصلی بر روی قیمت آتی سکه بوده و این متغیر در سطح معنادار است در نتیجه این تضمین وجود دارد که نتایج رگرسیون به رگرسیون کاذب منتهی نخواهد گردید. در ادامه بررسی مانایی داده‌های تحقیق با فرض وجود شکست ساختاری مورد تجزیه وتحلیل قرار گرفته است.

جدول (۴): نتایج آزمون مانایی با فرض وجود شکست ساختاری

نتیجه	دیکی فولر *min-t*		نماد	متغیر
	کمیت بحرانی (٪۵)	آماره		
مانا	-۴/۴۴	-۶۴/۸۵	PC	قیمت آتی سکه

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴)، مشاهده می‌شود مشکل شکست ساختاری در داده‌ها وجود ندارد که مانا بودن سری را با مشکل روبرو سازد. در این بخش به بررسی مارتینگل بودن سری زمانی پرداخته می شود. هر نوع بازی کاملاً منصفانه را مارتینگل می‌نامند. در اقتصادسنجی هر گام تصادفی بدون رانش نوعی مارتینگل خواهد بود.

برای مشخص ساختن مارتینگل‌ها از روش بودریج نلسون در سری زمانی استفاده می‌شود. در نهایت با استفاده از روش تجزیه واریانس اقدام به بررسی این تجزیه می‌نماییم. اگر یک سری مارتینگل باشد قطعاً نامانا است.

جدول ۵: آزمون مارتینگل سری قیمت آتی سکه

Null Hypothesis: PC is a martingale				
Joint Tests		Value	df	Probability
Max |z| (at period 2)*		9.841558	10329	0.0000
Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.583810	0.042289	-9.841558	0.0000
4	0.204265	0.082579	-9.636100	0.0000
8	0.100138	0.134745	-6.678281	0.0000
16	0.052519	0.200239	-4.731760	0.0000

با توجه به اینکه فرضیه صفر مارتینگل بودن سری رد شده است در نتیجه سری مورد نظر مارتینگل نبوده و در نتیجه سری قیمت آتی سکه با قطعیت مانا است.

قبل از ورود به مباحث استنباط آماری لازم است نوسانات سری قیمت آتی سکه استخراج گردد. از رابطه ذیل جهت بدست آوردن نوسانات سری زمانی قیمت آتی سکه بهره گرفته شده است.

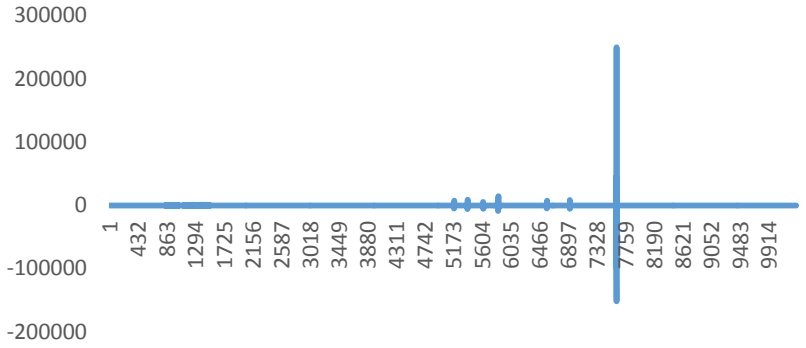
رابطه ۱۰

$$\hat{\sigma}^2_{rv,t} = \sum_{n=1}^{N} r^2_{t,n},$$

r2 توان دوم بازدهی روزانه سری قیمت آتی سکه است.

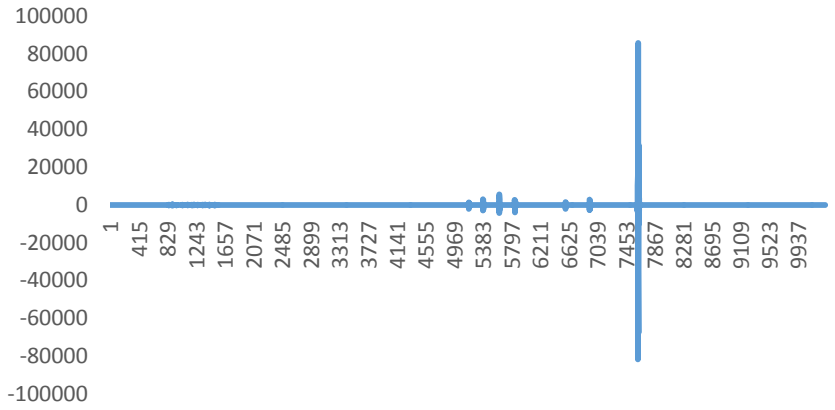
در این بخش اقدام به تفکیک نتایج سری زمانی قیمت آتی سکه نموده ایم. در ادامه دامنه تفکیک سری از یک دوره ۲ تا ۱۵۱۲۸ روزه به تصویر کشیده شده است. علت تفکیک سری پی بردن به این

واقعیت است که برخی از اجزای سری دارای بار اطلاعاتی مناسبی جهت تخمین نیستند و می‌توانند برآورد را دچار اشتباه و ضرایب را منحرف نمایند.



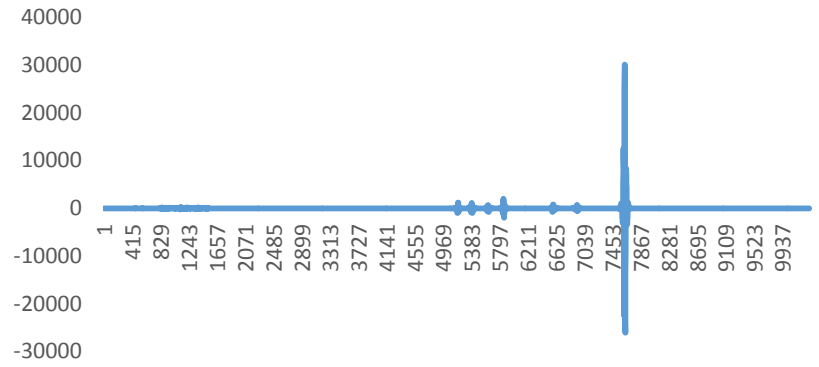
نمودار ۳: تفکیک سری قیمت آتی سکه به تغییرات ۲ تا ۴ روزه

منبع: محاسبات تحقیق



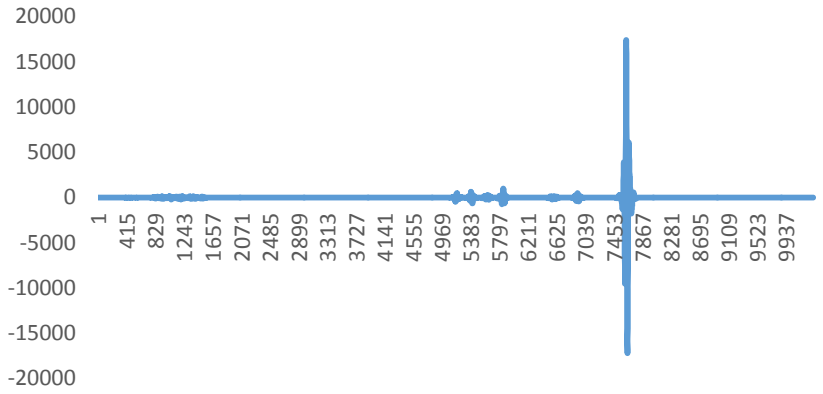
نمودار ۴: تفکیک سری قیمت آتی سکه به تغییرات ۴ تا ۸ روزه

منبع: محاسبات تحقیق



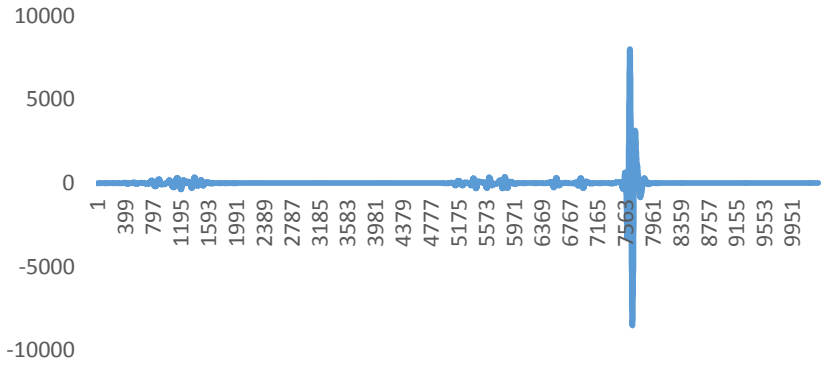
نمودار ۵: تفکیک سری قیمت آتی سکه به تغییرات ۸ تا ۱۶ روزه

منبع: محاسبات تحقیق



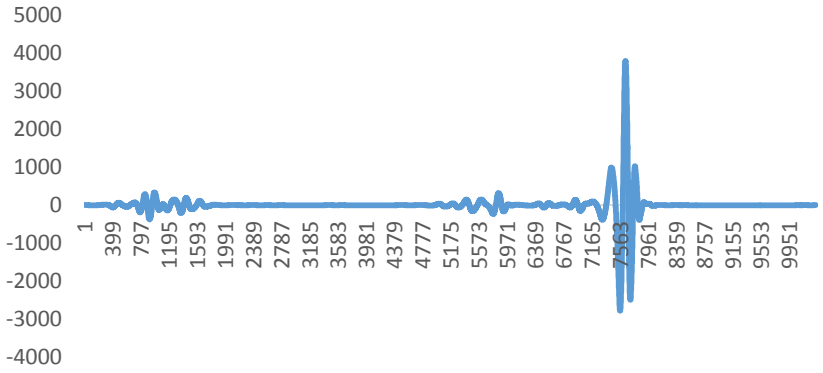
نمودار ۶: تفکیک سری قیمت آتی سکه به تغییرات ۱۶ تا ۳۲ روزه

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۷: تفکیک سری قیمت آتی سکه به تغییرات ۳۲ تا ۶۴ روزه

منبع: محاسبات تحقیق

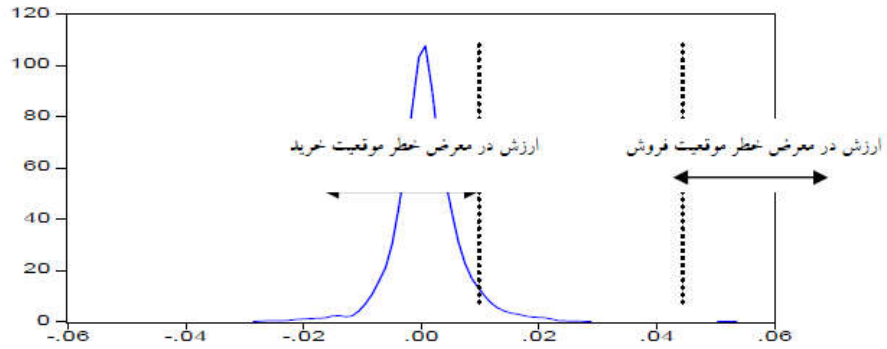


نمودار ۹: تفکیک سری قیمت آتی سکه به تغییرات ۶۴ تا ۱۲۸ روزه

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به پیش بینی‌های صورت گرفته برای نوسانات و میانگین شرطی به کمک مدل‌های بیان شده برای دوره‌های زمانی مختلف در آینده محاسبه ارزش در معرض خطر با استفاده از **TGARCH** به راحتی امکان پذیر است.

محاسبه ارزش در معرض خطر برای دوره زمانی برون نمونه‌ای استفاده شده است. تمامی **Var**ها هم برای موقعیت خرید و هم برای موقعیت فروش محاسبه شده‌اند. برای ارزیابی عملکرد مدل‌ها از آزمون‌های رایج کوپیک و تست‌های کریستوفرفرسن و آزمون مبتنی بر توافقنامه بازل (**II**) استفاده شده است. نتایج مربوط به آزمون‌های پوشش غیر شرطی، استقلال استثناها و پوشش شرطی همگی در جداول (۶) و (۷) ارائه شده‌اند. با توجه به اینکه شاخص **LRcc**، مجموع دو شاخص **LRind** ،**LRuc** می‌باشد، جهت متناسب بودن اندازه جدول با متن از ارائه نتایج آن خوداری شده است. با توجه به رفتار نامتقارن قیمت‌ها در بازار آتی سکه هنگام خرید یا فروش از توابع توزیع نرمال، **t** و **t** چوله برای افزایش دقت مدل‌های ارزش در معرض خطر دارایی‌ها در دو حالت خرید یا فروش استفاده می‌کنیم. از آنجا که ارزش در معرض خطر برای موقعیت خرید به عنوان یک اندازه بـه دمـب منفـی توزیع بازدهی و ارزش در معرض خطر برای موقعیـت فـروش بـه عنـوان انـدازه‌ای از دمـب مثبت توزیع بازدهی مربوط است، بنابراین مدل رتبه‌بندی ارائه شده فضای بـازدهی مثبـت و منفی را برای خطاهای پیش‌بینی شده ممکنه جست وجو می‌کند. به عبارتی نمودار ذیل به بیان این واقعیت پرداخته است.



نمودار شماره ۱: توزیع کرنل ارزش در معرض خطر برای موقعیت‌های خرید و فروش

در فضای کارا تخصیص سرمایه بیش از حد دارای هزینه است به گونه‌ای که موجب کاهش سود بازار می‌شود که ممکن است باعث کاهش عملکرد اقتصادی شود؛ اما از آنجا که یک افزایش در تخصیص سرمایه موجب بی‌ثباتی در اقتصاد و یا نکول نمی‌شود، تنبیه همبستگی میان بازدهی‌های منفی بیشتر از اندازه ارزش در معرض خطر موجب تخمین بیش از حد قدرت تنبیهی برای فضای کارا می‌شود. این نکته قابل یادآوری است که در مدل‌های ارزش در معرض خطر تخمین کمتر از حد مطلوب‌تر از تخمین بیش از حد دارایی‌های در معرض خطر است. چنانچه تخمین بیش از حد ارزش در معرض خطر موجب افزایش زیان غیرمنتظره می‌شود، اما تخمین کمتر از حد فقط سود کمتری را پیش بینی می‌کند. در ادامه به بررسی میزان ارزش در معرض خطر برای موقیت‌های خرید و فروش در بازار اتی طلا نموده‌ایم.

جدول ۶: نتایج آزمون بازخور برای موقعیت خرید[۱۶]

مدل‌های ارزش در معرض خطر		استثناء	LR_{uc}	LR_{ind} P_VALUE
۲ روزه	NORMAL	۸	۰،۰۴	۰،۵۰
	T	۱۲	۰،۱۱	۰،۲۴
	skw_t	۱۴	۰،۲۹	۰،۴۴
۴ روزه	NORMAL	۲	۰،۷۱	۰،۷۲
	T	۹	۰،۸۵	۰،۴۷
	skw_t	۱۹	۰،۹۳	۰،۷۷
۸ روزه	NORMAL	۱۲	۰،۷۸	۰،۹۱
	T	۸	۰،۴۴	۰،۵۴
	skw_t	۵	۰،۷۱	۰،۷۲
۱۶ روزه	NORMAL	۸	۰،۰۳	۰،۴۶
	T	۱۲	۰،۰۴	۰،۱۸
	skw_t	۱۷	۰،۱۶	۰،۵۷
۳۲ روزه	NORMAL	۱۳	۰،۹۳	۰،۷۷
	T	۸	۰،۶۳	۰،۵۰
	skw_t	۴	۰،۷۱	۰،۷۲
۶۴ روزه	NORMAL	۱۴	۰،۹۳	۰،۷۷
	T	۶	۰،۴۴	۰،۵۵
	skw_t	۲	۰،۱۰	۰،۱۰
۱۲۸ روزه	NORMAL	۲۸	۰،۶۳	۰،۷۳
	T	۱۴	۰،۵۵	۰،۰۵
	skw_t	۸	۰،۱۴	۰،۵۹

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۷: نتایج آزمون بازخور برای موقعیت فروش

مدل‌های ارزش در معرض خطر		استثناء	LR_{uc}	P_VALUE LR_{ind}
۲ روزه	NORMAL	۵	۰,۰۷	۰,۵۵
	T	۹	۰,۵۵	۰,۳۶
	skw_t	۱۲	۰,۹۵	۰,۵۱
۴ روزه	NORMAL	۴	۰,۹۹	۰,۷۷
	T	۷	۰,۳۴	۰,۵۶
	skw_t	۱۳	۰,۱۹	۰,۷۵
۸ روزه	NORMAL	۳	۰,۲۵	۰,۶۳
	T	۸	۰,۷۱	۰,۴۸
	skw_t	۱۲	۰,۴۹	۰,۹۸
۱۶ روزه	NORMAL	۵	۰,۰۳	۰,۴۳
	T	۸	۰,۲۷	۰,۶۲
	skw_t	۱۱	۰,۹۳	۰,۵۸
۳۲ روزه	NORMAL	۴	۰,۲۵	۰,۶۳
	T	۸	۰,۷۱	۰,۴۸
	skw_t	۱۰	۰,۲۷	۰,۸۳
۶۴ روزه	NORMAL	۱۴	۰,۳۷	۰,۹۰
	T	۹	۰,۷۱	۰,۴۸
	skw_t	۳	۰,۲۵	۰,۶۳
۱۲۸ روزه	NORMAL	۱۵	۰,۴۹	۰,۹۷
	T	۸	۰,۸۸	۰,۴۰
	skw_t	۲	۰,۰۹	۰,۵۵

منبع: محاسبات تحقیق

محاسبات در آزمون‌های بازخور همگی بر اساس استثناها و ترتیب اتفاق افتادن استثناها صورت می‌گیرد. طبق نتایج بدست آمده؛ در دوره‌های زمانی کوتاه محاسبه ارزش در معرض خطر توزیع نرمال

بهتر از توزیع **t** و **t** چوله عمل می‌کند؛ اما در بازه‌های زمانی طولانی‌تر تابع توزیع **t** چوله نسبت به توزیع نرمال و توزیع **t** دارای عملکرد بهتری است. به عبارتی بر اساس نتایج در پیش بینی خطاها از کوتاه مدت به بلند مدت یک رفتار آستانه در توزیع داده‌های برآوردی مشاهده می‌شود و با حرکت از دوره‌های کوتاه مدت به بلند مدت پیش‌بینی توزیع داده‌ها از نرمال به سمت توزیع‌هایی با چولگی بالاتر حرکت می‌نماید. جالب توجه است در موقعیت فروش این رفتار آستانه در بازه زمانی طولانی‌تری مشاهده می‌شود، این امر می‌تواند ناشی از این امر باشد که زیان ناشی از فروش در ذهن سرمایه‌گذاران بیش از سود ناشی از سرمایه‌گذاری موجب ایجاد تأخیر در فروش سکه‌ها آتی می‌گردد. به عبارتی سرمایه‌گذاران در بازار اتی در صورتی که احساس نمایند که با ضرر مواجه شده‌اند امید دارند در آینده با رشد قیمت تا حدی این زیان کاهش یابد. بر اساس این عملکرد سرمایه‌گذاران می‌توان این تغییرات رفتار در موقیت فروش و خرید را توجیه نمود.

۶- نتیجه‌گیری و بحث :

در این مطالعه سعی بر محاسبه ارزش در معرض خطر تغییرات بازده بورس، با استفاده از داده‌های روزانه سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ بررسی شده است. طبق نتایج بدست آمده؛ در دوره‌های زمانی کوتاه محاسبه ارزش در معرض خطر توزیع نرمال بهتر از توزیع **t** و **t** چوله عمل می‌کند اما در بازه‌های زمانی طولانی‌تر تابع توزیع **t** چوله نسبت به توزیع نرمال و توزیع **t** دارای عملکرد بهتری است. به عبارتی بر اساس نتایج در پیش بینی خطاها از کوتاه مدت به بلند مدت یک رفتار آستانه در توزیع داده‌های برآوردی مشاهده می‌شود و با حرکت از کوتاه مدت به بلند مدت توزیع داده‌ها از نرمال به سمت توزیع‌هایی با چولگی بالاتر حرکت می‌نماید.

با توجه به اینکه تا کنون تحقیقی در راستای آنالیز موجک در براورد ارزش در معرض خطر صورت نگرفته است؛ اما در راستا شبیه سازی مونت کارلو و محاسبات **TARCH** نتایج این تحقیق در راستای نتایج تحقیقات تک روستا و مروت (۱۳۹۰)؛ راهی و فلاح طلب (۱۳۹۲)؛ فلاح شمس و پناهی (۱۳۹۳)؛ اصغرپور و فلاحی و صنوبر و رضازاده (۱۳۹۳)؛ هال ،۱۹۹۴؛ هفنر و رومباست (۲۰۰۴)؛ مادالینا و استیلین (۲۰۱۱)؛ نگوگا باب (۲۰۱۳)؛ آلالایا و بین تالال (۲۰۱۴)؛ می‌باشد.

با توجه به وجود مشاهده نااطمینانی در سری زمانی قیمت آتی سکه، به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌گردد از سیاست‌هایی مبتنی بر صلاحدید در اجرای سیاست‌های این بازار نسبت به سیاست‌های قاعده بهره گیرند. اجرای این سیاست‌ها می‌تواند میزان ثبات متغیرهای بازارهای مالی را افزایش و سطح نااطمینانی در این متغیرها را کاهش دهد.

با توجه ویژگی‌های خاص بازارهای سرمایه در کشورهای در حال توسعه (قوانین و ابداعات محدودکننده، نیاز به آزادسازی سهام، کم بودن تعداد سهامداران فعال در بازار سرمایه، درصدهای بالای سود تقسیمی در قیاس با بورس‌های جهان و تفاوت زیاد قیمت پایانی و آخرین قیمت و...)، صرفاً نباید بر اساس نتایج مطالعات و مبانی نظری کشورهای پیشرفته که مبتنی بر فرض بازار کارا تدوین شده‌اند؛ اقدام به اجرای سیاست‌های توسعه بازار سرمایه نمایند. بر این اساس ابتدا باید در این کشورها و علی‌الخصوص کشور ما عوامل موثر بر بازدهی بازار سرمایه و بازار طلا را شناسایی نمود، سپس با توجه به اولویت شاخص‌ها و متغیرهای مورد نظر، اقدام به اجرای سیاست‌های توسعه بازار سرمایه در کشورها نمود.

فهرست منابع

۱) اصغرپور، ح، فلاحی ف، صنوبر ن و رضازاده ع، (۱۳۹۳)، "بهینه سازی سبد سهام در چارچوب ارزش در معرض خطر: مقایسه روش‌های MS-GARCH و بوت استرپینگ"، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی شماره ۱۷ پاییز، صص۸۸ -۱۲۲.

۲) تک روستا، ع، مروت ح و حبیب م، (۱۳۹۰)، "مدل سازی نوسانات بازدهی روزانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، دوفصلنامه اقتصاد پولی و مالی، سال۱۸ شماره ۲، پائیز و زمستان، صص ۶۲-۸۶.

۳) طاعتی ح، (۱۳۹۶)، آزمون کارایی بازار آتی سکه طلا در دو رژیم پر نوسان و کم نوسان و پیش بینی نوسانات قیمت با استفاده مدل‌های پارامتریک و ناپارامتریک، رساله دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات

۴) راهی ر، فلاح طلب ح، (۱۳۹۲)، "کاربرد شبیه سازی مونت کارلو و فرآیند قدم زدن تصادفی در پیش بینی ارزش در معرض ریسک". مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۱۶، پائیز، صص۷۵-۹۲.

۵) شمس ف، ، یعقوب پناهی م، (۱۳۹۳)، "مقایسه کارایی مدل‌های خانواده GARCH در مدل سازی و اندازه گیری ریسک نقد شوندگی بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامـه علمی پژوهشی دانش سرمایه گـذاری، سال ۳، شماره ۹، بهار، صص۲۱-۴۱.

۶) حنیفی، ف (۱۳۸۰)، بررسی میزان ریسک پذیری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از طریق سنجه ارزش در معرض خطر، رساله دکتری مدیریت بازرگانی (گرایش مالی)، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.

۷) کریمی، م (۱۳۸۶)، بهینه سازی پرتفوی با استفاده از مدل ارزش در معرض خطر VaR در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی، دانشگاه الزهرا.

8) Alalaya, Bin Talal , (2014), "A Case Study: Study of Amman Stock Exchange Volatility During 1994–2013, Canadian Center of Science and Education", University-Ma’an, Jordan

9) Anca, M. (2003). The Efficient Conditional Value-at-Risk/Expected Return Frontier (M.Sc. Dissertation). The Academy of Economic Studies, Bucharest, Romania.

10) Bora, Aktan ,Ben Mabrouk.Anouar,Ozturk.Mustafa & Rhaiem .Najet.2009. WaveletBased Systematic Risk Estimation, An Application on Istanbul Stock Exchange.International Research Journal of Finance and Economics,23,pp:33-45.

11) Hefner, Rombast, (2004), "Emprical Analysis of Garch Models in Value at Risk Estimation", International Financial Markets, Institutions and money,16, PP. 180-19.

12) JP Morgan .,1996. RiskMetrics. Technical Document, New York.

13) Kupiec, P. H., 1995. Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models, Journal of Derivatives, Winter, 73–84.

14) Madalina, Stelian, (2011), "Portfolio Risk Analysis Using ARCH and GARCH Models in The Context of The Global Financial Crisis, Theoretical and Applied

15) Manganelli, S., Engel, R., 2001. Value at risk models in finance, Working Paper, European Central Bank, No. 75.

16) Markowitz, H., (1952),"Portfolio Selection. The Journal of Finance, 7(1), March,

17) Ngoga Bab, (2013), "Value at Risk Estimation A GARCH-EVT-Copula Approach, Mathematical Statistics", Stockholm University, http://www.math.su.se.

18) Resti, A.,Sironi ,A., 2007. Risk Management and Shareholders Value in Banking From Risk Measurement Models to Capital Allocation Policies . John Wiley&Sons, Ltd, 105.

19) William, Fallon., 1996. Calculating value at risk, Working Paper, The Wharton Financial Institution Center, University of Pennsylvania.

یادداشت ها :

[۱] Market Risk

[۲] Price risk

[۳] Position

[۴] Value- at- Risk

[۵] Time Horizon

[۶] Hedgers

[۷]روش بازنمونه گیری که به بهبود روش شبیه سازی تاریخی کمک می کند

[۸] Hall, (1994)

[۹] Hefner, Rombast(2004)

[۱۰] Madalina, Stelian(2011)

[۱۱] Ngoga Bab(2013)

[۱۲] Alalaya, Bin Talal (2014)

[۱۳] Failure Rate

[۱۴] Chi-Square

[۱۵]با توجه به اینکه بازه زمانی قراردادهای آتی سکه ۴ ماهه می‌باشند، بازه های طولانی‌تر از این بازه ترسیم نگردیده‌اند.

[۱۶]آماره‌های توزیع نرمال، t و t چوله بر اساس توزیع اجزا اخلال در مدل بنا نهاده شده و تناقضی با عدم نرمال بودن داده‌های متغیر قیمت آتی بازار سکه ندارد.