

Margin Setting to Short and Long Futures Contract Positions by Coherent Risk Measures

Ali Saghafi¹, Mir Feyz Fallahshams^{2*}, Alireza Naserpoor³

1- Professor, Department of Accounting, Management and Accounting Faculty, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran
saghafi@atu.ac.ir

2- Associate Professor, Department of finance, Management Faculty, Islamic Azad University, Tehran, Iran
fallahshams@gmail.com

3- Ph.D. Student in financial Management, Department of finance, Management and Accounting Faculty, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran
naserpoor64@gmail.com

Abstract:

This study, using gold coin spot price returns, in the period from 2008 to 2016, estimates and compares IME gold coin futures contracts short and long positions initial margin by coherent risk measures, specially Expected Shortfall and spectral risk measures such as Exponential weighting Function and Power weighting Function. GARCH, EGARCH and GJR GARCH models used for volatility process modeling. Fore models back testing, it applies Christoffersen conditional coverage likelihood ratio (LRcc) test and for models rating used lopez second loss functions and Blanco-Ihle loss functions, and Fore ES models evaluations uses MAE and RMSE loss functions. The paper finds that, GJRGARCH has outperformed the other models that support the asymmetric response of gold coin price to positive and negative shocks. The average margin quantity estimated for short positions with all risk measures, is significantly larger than long positions margin, that confirm asymmetric response of gold coin price to positive and negative shocks.

Keywords: Blanco-Ihle Back test, EGARCH, Expected Shortfall, Margin, Exponential Spectral Risk Measure

بررسی تفاوت وجه تضمین موقعیت‌های تعهدی خرید و فروش قراردادهای آتی با استفاده از سنج‌های منسجم ریسک

علی ثقفی^۱، میر فیض فلاح شمس^{۲*}، علیرضا ناصرپور^۳

۱- استاد، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
saghafi@atu.ac.ir

۲- دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
fallahshams@gmail.com

۳- دانشجوی دکتری مدیریت مالی، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
naserpoor64@gmail.com

چکیده

در این پژوهش با استفاده از داده‌های قیمت نقدی سکه طلا، در بازه زمانی سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ پس از تخمین مقدار وجه تضمین با استفاده از سنج‌های ریسک مبتنی بر صدک و با تأکید بر سنج‌های منسجم ریسک به‌ویژه ریزش مد‌نظر و سنج ریسک طیفی نمایی و توانی مبتنی بر الگوهای گارچ، گارچ نمایی و گارچ GJR، با آزمون‌های کوپیک و پوشش شرطی کریستوفرسن و توابع زیان دوم لویز، بلانکو-ایهل، میانگین قدر مطلق خطاها (MAE) و مجذور میانگین مربعات انحرافها (RMSE) به پس‌آزمایی و رتبه‌بندی الگوها اقدام شده است. در ادامه، با استفاده از این الگوها، وجه تضمین موقعیت‌های خرید و فروش در قراردادهای آتی با یکدیگر مقایسه شد. نتایج نشان می‌دهد الگوی گارچ GJR عملکرد بهتری نسبت به سایر الگوها داشته است که واکنش نامتقارن نوسان‌های قیمت سکه طلا را نسبت به شوک‌های منفی و مثبت نشان می‌دهد. همچنین مقادیر تخمین زده شده برای وجه تضمین موقعیت‌های فروش با استفاده از تمامی سنج‌ها و به‌صورت معنی‌داری بزرگ‌تر از وجه تضمین موقعیت‌های خرید است که این امر، نشان‌دهنده واکنش نامتقارن نوسان‌های قیمت به شوک‌های منفی و مثبت است.

واژه‌های کلیدی: پس‌آزمایی بلانکو-ایهل، ریزش مد‌نظر، سنج ریسک طیفی نمایی، گارچ نمایی، وجه تضمین.

مقدمه

کاربردی همچنان ضعف‌های عمده‌ای دارد که لزوم استفاده از سطوح اطمینان در محاسبه این سنجه ریسک و نیز بی‌توجهی به ماهیت ریسک‌گریزی افراد از آن جمله است؛ بنابراین پژوهشگران حوزه ریسک به استفاده از سنجه طیفی ریسک توجه کرده‌اند که مهم‌ترین این سنجه‌ها، سنجه‌های ریسک طیفی نمایی و توانی است. این سنجه‌ها یک عدد نهایی ریسک را با توجه به سطح ریسک‌گریزی هر فرد و بدون نیاز به تعیین سطح اطمینان در اختیار او قرار می‌دهند. کاتر و دود با استفاده از سنجه‌های منسجم ریسک، وجه تضمین را در قراردادهای آتی برای موقعیت‌های خرید و فروش بررسی کردند [۵]. جایانس وارما در پژوهشی، وضعیت بورس‌های مشتقه را در بحران مالی سال ۲۰۰۸ را بررسی کرد و نتیجه گرفت بورس‌های مشتقه نیازمند استفاده از سنجه‌های منسجم ریسک از جمله ریزش مد‌نظر برای تعیین وجه تضمین است [۲۱]. هلر و واوس برای محاسبه وجه تضمین ضروری مشتقات خارج از بورس که در بورس‌ها تسویه می‌شوند، از سنجه‌های منسجم ریسک استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که راهکار کاهش وجه تضمین لازم، ادغام اتاق‌های پایاپای مشتقات خارج از بورس است [۱۲]. دود و همکاران سنجه‌های طیفی ریسک را بررسی و به مزایا و معایب آنها توجه کردند [۷]. در پژوهش دیگری، الگوهای ریزش مد‌نظر با ارزش در معرض خطر و سایر سنجه‌ها برای محاسبه وجه تضمین لازم سوآپ نرخ بهره و قراردادهای آتی به کار رفته و در ادامه، برای افزایش دقت الگو، نتایج با وجه تضمین تاریخی بورس‌ها کالیبره شده است [۱۰].

با توجه به اینکه جزء اصلی تمامی الگوهای مبتنی بر صدک، پیش‌بینی نوسان‌ها است، اگر توزیع اجزای

در معاملات مشتقه، نوسان‌های قیمت دارایی پایه، مهم‌ترین نقش را در تعیین میزان وجه تضمین قراردادهای آتی به‌عنوان ابزار اصلی مدیریت ریسک اتاق پایاپای دارد. این نهاد با ساز و کار أخذ وجوه تضمین و تسویه روزانه^۱ قراردادهای آتی، تعهدات دو طرف قرارداد را تضمین کرده و ریسک نکول تعهدات این قراردادها را از جانب دو طرف کاهش داده است [۱۴]. اگرچه مقادیر زیاد وجه تضمین، اتاق پایاپای و کارگزاران را در مقابل ریسک نکول مشتریان محافظت می‌کند، هزینه فرصت وجوه تضمین برای دارندگان موقعیت در قراردادهای آتی همواره به‌عنوان یک هزینه معاملات برای سرمایه‌گذاران مطرح بوده است؛ بنابراین، این نکته که اتاق‌های پایاپای، مقدار وجه تضمین را محاسبه کنند، مسأله بسیار حساسی است [۳]. از رویکرد ارزش در معرض خطر همواره برای تعیین وجه تضمین^۲ استفاده شده است. با وجود کارایی زیاد الگوهای ارزش در معرض خطر برای تعیین وجه تضمین^۳، به دلیل برخی نارسایی‌ها از جمله نداشتن ویژگی جمع‌پذیری^۴ آن را یک سنجه منسجم^۵ ریسک نمی‌توان به شمار آورد. با توجه به اینکه ارزش در معرض خطر تنها یک صدک است، به‌عنوان یک صدک، کاربردهای خود را دارد؛ ولی به‌عنوان یک سنجه ریسک راضی‌کننده نیست؛ از این رو، ریزش مد‌نظر^۶ (ES) که نسبت به ارزش در معرض خطر، محافظه‌کارانه‌تر است و خاصیت جمع‌پذیری دارد، معیار مناسب‌تری برای سنجش ریسک محسوب می‌شود [۱]؛ البته الگوهای ریزش مد‌نظر نیز به لحاظ

1. Daily Settlement
2. Margin Setting
3. Margin Setting
4. Subadditivity
5. Coherent Risk Measure
6. Expected Shortfall

مبانی نظری

اگر سطح وجه تضمین، تغییرات قیمت و تابع توزیع احتمال تجمعی تغییرات قیمت را به ترتیب، با Δp ، ML و $F(x)$ نشان دهیم، احتمال عدم کفایت وجه تضمین در یک روز با استفاده از یک الگوی ارزش در معرض خطر به صورت زیر محاسبه خواهد شد [۱۷]:

رابطه (۱)

$$p = \text{prob}(\Delta p > ML) = F(ML)$$

اگرچه رویکرد مبتنی بر ارزش در معرض خطر^۳، الگوی مناسبی برای تخمین وجه تضمین است، ضعف این رویکرد آن است که درباره زیان‌های فراتر از خودش، حرفی برای گفتن ندارد و این دقیقاً همان موضوعی است که برای اتاق پایاپای قراردادهای مشتقه بسیار مهم است؛ زیرا در صورت وقوع نوسان‌های قیمتی فراتر از مقدار ارزش در معرض خطر، به لحاظ مدیریت ریسک این مسأله اهمیت دارد که این وضعیت چقدر شدید خواهد بود و آیا مقادیر وجه تضمین موجود در حساب‌ها که گاهی از وجه تضمینی بورس بیشتر است، توانایی پوشش زیان‌های ناشی از این تغییرات را خواهد داشت. این معیار، میانگین α درصد از بدترین زیان‌ها است و با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود [۱۸]:

رابطه (۲)

$$ES_{\alpha} = \frac{1}{\alpha} \int_0^{\alpha} VaR(x) dx$$

با توجه به ضعف‌های کارکردی که الگوهای ریزش مدّ نظر نیز با آن مواجه است، استفاده از سنجه طیفی ریسک راهگشا خواهد بود. سنجه طیفی ریسک علاوه بر اینکه بدون نیاز به سطح اطمینان، ریسک

اخلال، واریانس ناهمسان داشته باشد، بی‌توجهی به این مسأله باعث تخمین اشتباه الگوها خواهد شد؛ از این رو، برای الگوسازی نوسان‌ها، الگوهای خودرگرسیون عمومی مشروط بر ناهمسانی واریانس^۱ (گارچ)، به ویژه الگوهای از نوع گارچ استفاده شد که در آنها عدم تقارن در داده‌ها بررسی می‌شود [۱۹]. برای اولین بار، هسیه اهمیت الگوسازی ناهمسانی شرطی را در تعیین وجه تضمین بیان می‌کند. او پیشنهاد می‌کند تابع توزیع احتمال شرطی می‌تواند در تعیین پویای وجه تضمین مفید باشد [۱۳]. کاتر^۲ با به کارگیری یک الگوی گارچ، یک فرایند شرطی را برای توزیع قیمت‌های آتی (برای بررسی مسائل مرتبط با ویژگی پویایی نوسان‌های قیمت‌های آتی) در نظر گرفت [۴]. نات و پولنگی نیز وجه تضمین قراردادهای آتی را با استفاده از الگوهای ناهمسانی واریانس تخمین زدند [۱۶]. کاتر و لانگین نیز با استفاده از الگوی گارچ و توجه به پویایی‌های درون‌روزی قراردادهای آتی، وجه تضمین قرارداد آتی شاخص فوتسی را محاسبه کردند [۶].

در این پژوهش تلاش شده است در محاسبه وجه تضمین قراردادهای آتی سکه طلای بورس کالای ایران، با تأکید بر سنجه‌های منسجم ریسک از جمله ریزش مدّ نظر و سنجه‌های طیفی ریسک نمایی و توانی، مبتنی بر الگوهای خانواده گارچ، وجه تضمین موقعیت‌های خرید و فروش قراردادهای آتی به صورت جداگانه مقایسه شود. همچنین با تأکید بر الگوهای گارچ نامتقارن (از جمله گارچ نمایی و گارچ (GJR)، عدم تقارن موجود در داده‌های قیمتی سکه طلا بررسی شده است که به تفاوت وجه تضمین برای موقعیت‌های خرید و فروش منجر می‌شود.

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic
2. Cotter

فلاح در پژوهشی براساس آمار معاملات قراردادهای آتی سکه طلا در بورس کالای ایران با استفاده از الگوی گارچ چندمتغیره، اثر تغییرات وجه تضمین را بر قیمت، نوسان پذیری قیمت و حجم معاملات بررسی کرد. نتایج نشان دهنده ارتباط منفی بین افزایش وجه تضمین و قیمت قراردادهای آتی و حجم معاملات و رابطه مثبت بین افزایش وجه تضمین و نوسانهای قیمت قراردادهای آتی بوده است [۸]. کریمی در پژوهشی، وجه تضمین قراردادهای آتی را با استفاده از نظریه ارزش فرین شرطی محاسبه کرده است [۱۵]. در پژوهش حاضر تلاش شده است با به کارگیری سنجه های منسجم ریسک، با دو روش، تفاوت وجه تضمین موقعیت های خرید و فروش آزموده شود.

در روش اول، عملکرد الگوهای گارچ نامتقارن (از جمله گارچ نمایی و GJR) با الگوهای گارچ متقارن مقایسه شده است. از آنجا که الگوهای گارچ نامتقارن، آثار نامتقارن شوک ها را اندازه می گیرد، عملکرد بهتر این الگوها نسبت به الگوهای گارچ متقارن، نشان دهنده وجود آثار نامتقارن شوک ها بر نوسان ها است؛ یعنی شوک های منفی و یا مثبت، آثار متفاوتی در تغییرات قیمتی می گذارد؛ یعنی نیاز به وجوه تضمین موقعیت های خرید و فروش متفاوت با یکدیگر خواهد بود؛ از این رو، فرضیه های اول و دوم برای بررسی این موضوع مطرح شده است.

فرضیه اول: الگوی ارزش در معرض خطر و

ریزش مد نظر گارچ GJR در هر سطح اطمینان، عملکرد بهتری نسبت به الگوی گارچ دارد.

فرضیه دوم: الگوی ارزش در معرض خطر و

ریزش مد نظر گارچ نمایی در هر سطح اطمینان، عملکرد بهتری نسبت به الگوی گارچ دارد.

مد نظر را محاسبه می کند، سطح ریسک گریزی افراد را نیز در تابع وزندهی در نظر می گیرد. این سنجه، میانگین موزون صدک های توزیع بازده است. اگر $M\phi$ را سنجه ریسک در نظر بگیریم، خواهیم داشت: (رابطه ۳)

$$M\phi = \int_0^1 \phi(p)F^{-1}(x)dp$$

در این رابطه $\phi(p)$ تابع وزندهی است که باید آن را تعیین کنیم که به آن تابع طیف ریسک نیز می گویند. بدین ترتیب، ریزش مد نظر و ارزش در معرض خطر، موارد خاصی از رابطه بالا خواهد بود. توابع وزندهی باید سه شرط نامنفی بودن، نرمال سازی و فرایندگی ضعیف^۱ را داشته باشد. دو شرط اول به طور معمول وجود دارد و به این معنا است که اوزان باید نامنفی و مجموع آنها برابر یک باشد که درباره ارزش در معرض خطر و ریزش مد نظر نیز صادق است؛ اما شرط سوم، نشان دهنده ریسک گریزی است؛ یعنی اوزان اختصاصی به زیان های بزرگ تر، بزرگ تر و یا حداقل برابر با اوزان زیان های کوچک تر باشد. با توجه به اینکه در سنجه های ریسک طیفی، این اوزان به سطح ریسک گریزی افراد مرتبط است، این اوزان افزایشی خواهد بود و نرخ رشد اوزان به درجه ریسک گریزی افراد بستگی دارد؛ بنابراین برای استخراج تابع وزندهی در یک سنجه طیفی ریسک، باید تابع ریسک گریزی فرد تعیین شود که معروف ترین این توابع، تابع ریسک وزندهی نمایی^۲ و توانی^۳ است [۱].

اگرچه مطالعات انجام شده در حوزه وجه تضمین قراردادهای آتی در ایران چندان زیاد نیست، دو پژوهش انجام شده در این حوزه در خور توجه است.

1. Weakly Increasing
2. Exponential weighting Function
3. Power weighting Function

و مجذور میانگین مربعات انحراف‌ها (RMSE) به کار رفته است [۲۲]. برای تخمین پارامترها و مقادیر وجه تضمین و انجام آزمون‌ها از نرم‌افزارهای متلب و SPSS استفاده شده است. جمع‌آوری داده‌ها در این پژوهش با استفاده از روش مشاهده اسنادی انجام شده است. داده‌های استفاده‌شده، از اسناد و مدارک پایگاه‌های اطلاعاتی اتحادیه طلا و جواهرسازان کشور گردآوری شده است. نمونه پژوهش شامل قیمت‌های نقدی سکه طلا از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹۴ است؛ بنابراین قلمرو زمانی این پژوهش از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹۴ است. در حال حاضر، تنها قرارداد آتی فعال بورس کالا بر سکه طلای بهار آزادی معامله‌شدنی است که در تاریخ ۱۳۸۷/۹/۵ آغاز و تاکنون ادامه دارد و شامل ۱۹۹۱ روز معاملاتی بوده است؛ بنابراین در مجموع، برای ۱۹۹۰ بازده قیمت نقدی سکه طلا استفاده شده است. همچنین در تخمین‌ها از دیفرانسیل لگاریتم قیمت‌ها به‌عنوان داده‌های ورودی استفاده شده است.

برای محاسبات رویکردهای ارزش در معرض خطر، ریزش مد‌نظر و سنج‌های طیفی ریسک، به الگوسازی نوسان‌ها نیاز است. با توجه به اینکه در این پژوهش، نوسان‌ها با الگوهای گارچ، گارچ نمایی و گارچ GJR الگوسازی شده‌اند، این الگوها در ادامه، معرفی خواهد شد.

الگوی واریانس شرطی تعمیم‌یافته (گارچ) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطه (۵)

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

در روش دوم، بازده قیمتی منفی و مثبت داده‌ها از یکدیگر تفکیک، دو سری قیمتی برای بازده‌های منفی و مثبت ایجاد و درنهایت، وجه تضمین با استفاده از الگوهای مختلف با این داده‌ها محاسبه و نتایج محاسبات با این دو سری داده مقایسه شده است. اگر وجه تضمین موقعیت‌های خرید و فروش متفاوت باشد، نتایج الگوهای تخمین زده‌شده با این دو سری داده، باید تفاوت معنی‌داری داشته باشد؛ از این‌رو، فرضیه سوم برای بررسی این موضوع مطرح شده است.

فرضیه سوم: میانگین وجه تضمینی که تمام سنج‌ها برای موقعیت‌های فروش تخمین زده‌اند، به‌صورت معنی‌داری، بزرگ‌تر از موقعیت‌های خرید است.

روش پژوهش

در این پژوهش از روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین پارامترهای الگوی گارچ استفاده شده است. همچنین برای محاسبه سنج‌های منسجم ریسک از روش انتگرال‌گیری عددی و قاعده سیمسون^۱ و تقسیم p به ۱۰۰۰۰ قطعه استفاده شده است که برای محاسبات، بسته محاسباتی CompEcon در نرم افزار متلب به کار رفته است. همچنین برای سنجش مطلوب‌بودن الگوها به‌لحاظ آماری از آزمون‌های پس‌آزمایی کوپیک^۲ و آزمون پوشش شرطی^۳ کریستوفرسن استفاده شده است. برای مقایسه الگوها با یکدیگر از توابع زیان دوم لویز^۴ و بلانکو-ایهل استفاده شده است و برای رتبه‌بندی الگوهای ریزش مد‌نظر نیز دو تابع زیان شامل میانگین قدر مطلق خطاها (MAE)^۵

1. Simpson s Rule
2. Kupiec Backtest
3. Christffersen Conditional Coverage Test
4. Lopez Loss Function
5. Mean Absolute Error

منفی شوک بیشتری نسبت به نوسان‌های مثبت به قیمت وارد کند، الگوسازی نوسان‌ها با این الگو مناسب خواهد بود [۱۱].

رابطه (۷)

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i I_{t-1} \epsilon_{t-i}^2$$

که اگر $\epsilon_{t-i} \geq 0$ باشد $I_{t-1} = 0$ است و اگر $\epsilon_{t-i} \leq 0$ باشد $I_{t-1} = 1$ است [۲].

پس از الگوسازی نوسان‌های وجوه تضمین با استفاده از الگوهای ارزش در معرض خطر شرطی (ریزش مدّنظر) از رابطه ۸ محاسبه‌شدنی خواهد بود که در آن $(p)^{-1}$ صدک توزیع نرمال استاندارد، μ_{t+1} و σ_{t+1} پیش‌بینی‌هایی از میانگین و انحراف استاندارد در زمان $t+1$ هستند که از اطلاعات تا زمان t محاسبه‌شدنی است. ریزش مدّنظر مبتنی بر الگوی مذکور نیز از رابطه ۹ محاسبه خواهد شد [۱۸]:

رابطه (۸)

$$VAR_{t+1,p} = \mu_{t+1} + \sigma_{t+1}^{-1}(p)$$

رابطه (۹)

$$ES_\alpha = \mu_t + \frac{f(x_\alpha)}{p} \sigma_t$$

که $f(x_\alpha)$ مقدار چگالی احتمال توزیع نرمال

برای صدک α ام است. برای محاسبه سنجه طیفی ریسک‌نمایی و توانی به تعریف تابع وزن‌دهی مناسب نیاز است که معروف‌ترین این توابع، تابع وزن‌دهی نمایی و تابع وزن‌دهی توانی است. تابع وزن‌دهی نمایی به صورت زیر محاسبه می‌شود که در آن، k ضریب مطلق ریسک‌گریزی^۳ و عددی بزرگ‌تر از صفر است

که در یک الگوی گارچ $(1,1)$ ، k مقدار ثابت، α ضریب رگرسیونی نوسان‌های دوره قبل و β ضریب رگرسیونی واریانس آخرین دوره را نشان می‌دهد. تمامی پارامترهای این الگو، مثبت و شرط $\alpha + \beta < 1$ در آنها برقرار است.

با استفاده از الگوی ناهمسانی واریانس شرطی نمایی^۱ (گارچ نمایی) آثار اهرمی را می‌توان الگوسازی کرد. مفهوم آثار اهرمی که بلک، فرنچ و همکاران مطرح کردند، بیان می‌کند تغییرات قیمت یک دارایی با تغییرات نوسان آن دارایی، همبستگی منفی دارد [۹]. در این الگو هیچگونه محدودیتی بر علامت ضرایب وجود ندارد؛ از این رو، دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم اینکه، در الگوی بالا، امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد. ساختار الگوی گارچ نمایی (۱،۱) که در مبانی مالی استفاده می‌شود، به شکل زیر است [۲۰]:

رابطه (۶)

$$\ln \sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \left(\frac{|\epsilon_{t-i}|}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right)$$

ضریب γ آثار نامتقارن شوک‌ها را اندازه می‌گیرد. اگر این ضریب مخالف صفر باشد، در این صورت، وجود آثار نامتقارن شوک‌ها بر نوسان‌ها دلالت دارد و اگر این ضریب مثبت باشد، نشان می‌دهد شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی با اندازه یکسان، تأثیر بیشتری در نوسان‌های شرطی دارد.

الگوی ناهمسانی واریانس شرطی GJR^۲ را گلاستن، جانانن و رونکل ارائه کردند. این روش، عدم تقارن در پروسه گارچ را الگوسازی می‌کند و اگر نوسان‌های

3. Absolute Risk Aversion Coefficient

1. EGARCH
2. Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH

پس آزمایی الگوها

برای سنجش اعتبار الگوها از پس آزمایی الگوها، با یک فرایند دو مرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله اول از آزمون‌های پوشش غیرشرطی کوپیک، استقلال و پوشش شرطی کریستوفرسن استفاده شده است. در مرحله دوم برای مقایسه عملکرد الگوها با یکدیگر از رویکرد توابع زیان شامل دومین تابع زیان لویز و تابع زیان بلانکو واپهل استفاده شده است. در مرحله اول، هدف آزمون دقت الگوها به لحاظ آماری است. چنانچه مقدار داده‌های واقعی، یعنی تغییرات قیمت از مقدار برآورد شده الگو بیشتر باشد، آن‌گاه این رویداد یک شکست محسوب می‌شود. در مرحله اول، آزمون‌های آماری با تمرکز به نسبت این شکست‌ها به کل مقادیر برآورد شده، به دنبال آزمون این مسأله است که آیا احتمال شکست در هر آزمایش معادل احتمال مدنظر الگو (یعنی سطح اطمینان الگو) است یا خیر. بدین ترتیب، دقت یک الگوی ارزش در معرض خطر به لحاظ آماری آزموده می‌شود و اگر رد نشود، به لحاظ آماری، الگوی مطلوبی است. بدیهی است در این مرحله، تعدادی از الگوها به لحاظ آماری تأیید می‌شود و انتخاب الگوی مناسب از بین الگوهای تأیید شده به عنوان مسأله اصلی باقی مانده است؛ بنابراین در مرحله دوم، رتبه‌بندی الگوها با توابع زیان مناسب انجام خواهد شد. برای رتبه‌بندی الگوها باید از بین توابع زیان متفاوت وجود، تابع زیان مشخص شود. یکی از پرکاربردترین توابع زیان، دومین تابع زیان لویز است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطه (۱۵)

$$C_t \begin{cases} 1 + (L_t - VaR_t)^2 & \text{if } L_t > VaR_t \\ 0 & \text{if } L_t \leq VaR_t \end{cases}$$

و p احتمال وقوع هر صدک است که در این صورت، الگوی سنج طیفی ریسک نمایی^۱ برای توزیع نرمال استاندارد به صورت رابطه ۱۱ خواهد بود.

رابطه (۱۰)

$$\phi(p) = \frac{ke^{-k(1-p)}}{1-e^{-k}}$$

رابطه (۱۱)

$$M\phi(0,1) = ESRM = \int_0^1 \phi(p)q_p dp = \frac{k}{1-e^{-k}} \int_0^1 e^{-k(1-p)}z_p dp$$

با توجه به معادله بالا، نحوه محاسبه سنج طیفی ریسک نمایی برای توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف معیار σ به صورت زیر خواهد بود:

رابطه (۱۲)

$$M(\mu, \sigma) = ESRM = u_t + \sigma_t ESRM(0,1)$$

اگر به جای تابع وزن دهی نمایی از تابع وزن دهی توانی استفاده شود، سنج طیفی ریسک توانی^۲ برای توزیع نرمال استاندارد به صورت زیر خواهد بود:

رابطه (۱۳)

$$M\phi(0,1) = PSRM = \int_0^1 \phi(p)q_p dp = \int_0^1 \gamma(1-p)^{\gamma-1}z_p dp$$

که در آن γ ضریب نسبی ریسک‌گریزی^۳ خواهد بود ($0 < \gamma < 1$). با توجه به معادله بالا، نحوه محاسبه سنج طیفی ریسک توانی برای توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف معیار σ به صورت زیر خواهد بود [۱].

رابطه (۱۴)

$$M(\mu, \sigma) = PSRM = u_t + \sigma_t PSRM(0,1)$$

1. Exponential Spectral Risk Measure
2. Power Spectral Risk Measure
3. Relative Risk Aversion coefficient

نتایج حاصل از این تابع زیان، نشان‌دهنده عملکرد الگوها خواهد بود و هرچه مقدار تابع زیان برای الگوی بیشتر باشد، نشان‌دهنده عملکرد ضعیف آن الگو است [۱]. همچنین برای رتبه‌بندی الگوهای ریزش مدّ نظر نیز از تابع زیان میانگین قدر مطلق خطاها (MAE) و مجذور میانگین مربعات انحراف‌ها (RMSE) برای انتخاب الگوی برتر ریزش مدّ نظر استفاده خواهیم کرد. هرچه مقدار این خطا کمتر باشد، الگو، عملکرد بهتری داشته است [۲۲].

رابطه (۲۱)

$$RMSE = \sqrt{\frac{2}{T} \sum (C_t - ES_t)^2}$$

رابطه (۲۲)

$$MAE = \frac{2}{T} \sum |C_t - ES_t|$$

یافته‌ها

آمار توصیفی داده‌ها، نشان‌دهنده وجود دنباله پهن‌تر از توزیع نرمال و چولگی به راست برای داده‌ها است. آزمون جارگو-برای نیز نتایج مشابهی در پی دارد و در این آزمون، نرمال بودن بازده قیمت‌ها به صورت قوی رد می‌شود. دلیل این امر، به‌طور عمده کشیدگی بیش از حد داده‌ها است. در بررسی فرض وجود ریشه واحد، آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان داد متغیر تغییرات قیمت با روند و عرض از مبدأ، پایا است. برای بررسی وجود خودرگرسیونی و اثر ARCH ابتدا یک الگوی گارچ (۱ و ۱) برای هر کدام از انواع الگوهای گارچ اجرا شد که نتایج حاصل از تخمین پارامترها در جدول ۱ نشان داده شده است. در بررسی خودرگرسیونی از آزمون لیانگ-باکس استفاده شد که برای تمامی الگوها، فرض صفر یعنی نبود خودرگرسیونی برای اجزای اخلال رد می‌شود؛ بنابراین، این داده‌ها

این رابطه، امکان احتساب اندازه زیان‌های موجود در دنباله را فراهم می‌کند و به الگویی که زیان‌های دنباله آن بیشتر است، مقدار بیشتری می‌دهد؛ بنابراین هر الگویی که میانگین زیان‌های دنباله آن از رابطه زیر محاسبه می‌شود، بیشتر باشد، عملکرد ضعیف‌تری داشته است.
رابطه (۱۶)

$$QPS = \frac{2}{T} \sum C_t$$

یکی از ایرادهای این الگو آن است که به دلیل آنکه هیچ تعبیر خاصی برای مجذور زیان‌های بیشتر از VaR وجود ندارد، درک شهودی ما را دچار ابهام می‌کند. برای رفع این مشکل، بلانکو-ایهل تابع زیان زیر را پیشنهاد کردند:

رابطه (۱۷)

$$C_t = \begin{cases} (L_t - VaR_t) / VaR_t & \text{if } L_t > VaR_t \\ 0 & \text{if } L_t \leq VaR_t \end{cases}$$

درک شهودی این تابع زیان، آسان‌تر است و ما را مطمئن می‌کند که زیان‌های بزرگ‌تر، دنباله C_t بزرگ‌تری می‌گیرد. در این حالت، معیار مقایسه نیز به صورت زیر خواهد بود:

رابطه (۱۸)

$$P_t = \frac{ES_t - VaR_t}{VaR_t}$$

تابع نمره برای الگوی بلانکو-ایهل به صورت زیر خواهد بود:

رابطه (۱۹)

$$QPS = \frac{2}{T} \sum (C_t - P_t)^2$$

نتایج آزمون لیانگ باکس و آزمون آرچ، برای مجذور جزء خطای استاندارد شده، پس از تخمین پارامترهای الگو، نشان‌دهنده تأیید فرضیه نبود خودهمبستگی و همسانی واریانس در وقفه‌های مختلف است.

خودرگرسیون دارد. همچنین برای بررسی وجود اثر آرچ از تست آرچ ال ام استفاده شد. آزمون آرچ فرض صفر مبنی بر نبود همسانی واریانس در اجزا خطا را رد می‌کند؛ بنابراین استفاده از الگوهای گارچ جایز است.

جدول (۱) نتایج تخمین پارامترهای الگوی گارچ

| پارامترها | گارچ | گارچ نمایی | GJRگارچ |
|--------------|--------|------------|---------|
| K | ۰/۰ | ۰/۶۸۵- | ۰/۰ |
| انحراف معیار | ۰/۰ | ۰/۰۹۹ | ۰/۰ |
| A | ۰/۳۵۵ | ۰/۴۹۳ | ۰/۲۵۵ |
| انحراف معیار | ۰/۰۲۷۰ | ۰/۰۳۱ | ۰/۰۳ |
| B | ۰/۶۴۴ | ۰/۹۱۶ | ۰/۶۶ |
| انحراف معیار | ۰/۰۲۴ | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۲۳ |
| Γ | | ۰/۰۹۷- | ۰/۱۶۸ |
| انحراف معیار | | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۴ |

جدول (۲) نتایج تخمین وجوه تضمین موقعیت‌های خرید و فروش با ES و VaR

| سطح اطمینان | ارزش در معرض خطر (VaR) | | | ریزش مدنظر (ES) | | | |
|-------------|------------------------|-------------|-------------|-----------------|-------------|-------------|--|
| | کل | موقعیت خرید | موقعیت فروش | کل | موقعیت خرید | موقعیت فروش | |
| گارچ | ٪۹۵ | 2/97 | 3/1742 | 2/8274 | 3/7600 | 3/3325 | |
| | ٪۹۹ | 3/88 | 4/1297 | 3/6512 | 4/6048 | 4/0608 | |
| | ٪۹۹/۹۰ | 4/94 | 5/2006 | 4/5745 | 5/5888 | 4/9092 | |
| گارچ نمایی | ٪۹۵ | 42430 | 2/2814 | 1/8560 | 2/8471 | 2/3037 | |
| | ٪۹۹ | 3/92 | 3/2041 | 2/5862 | 3/6628 | 2/9493 | |
| | ٪۹۹/۹۰ | 4/97 | 4/2383 | 3/4047 | 4/6131 | 3/7014 | |
| GJRگارچ | ٪۹۵ | 2/97 | 3/1617 | 2/8242 | 3/7470 | 3/3262 | |
| | ٪۹۹ | 3/88 | 4/1163 | 3/6429 | 4/5910 | 4/0500 | |
| | ٪۹۹/۹۰ | 4/93 | 5/1864 | 4/5606 | 5/5742 | 4/8932 | |

جدول (۳) نتایج تخمین وجوه تضمین موقعیت‌های خرید و فروش با سنج‌های ریسک طیفی و نمایی

| سنج‌های ریسک طیفی موقعیت‌های خرید و فروش | | | | | | سنج‌های ریسک طیفی کل موقعیت‌ها | | | | | | ضرایب مطلق و نسبی | |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------------------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|-------------------|--------------|
| GJR گارچ | | گارچ نمایی | | گارچ | | GJR گارچ | | گارچ نمایی | | گارچ | | ریسک‌گریزی (k, γ) | نسب |
| موقعیت فروش | موقعیت خرید | موقعیت فروش | موقعیت خرید | موقعیت فروش | موقعیت خرید | انحراف معیار | میانگین مقدار | انحراف معیار | میانگین مقدار | انحراف معیار | میانگین مقدار | | |
| 42387 | 42394 | 0/39 | 0/43 | 42387 | 42395 | 0/26 | 0/50 | 0/26 | 0/53 | 0/25 | 0/48 | ۱ | سنج‌های ریسک |
| 42415 | 2/38 | 42394 | 1/52 | 42415 | 2/38 | 0/93 | 1/68 | 0/84 | 1/72 | 0/93 | 1/67 | ۵ | |
| 42449 | 3/60 | 42419 | 2/71 | 42449 | 3/61 | 1/66 | 2/96 | 1/47 | 3/00 | 1/66 | 2/96 | ۲۵ | |
| 3/86 | 4/38 | 2/78 | 3/46 | 3/87 | 4/38 | 42412 | 3/77 | 1/88 | 3/81 | 42412 | 3/78 | ۱۰۰ | |
| 4/42 | 42494 | 42457 | 42470 | 4/44 | 42494 | 2/51 | 4/47 | 42422 | 4/51 | 2/52 | 4/48 | ۵۰۰ | |
| 42445 | 3/57 | 42416 | 2/67 | 42446 | 3/57 | 1/64 | 2/92 | 1/45 | 2/96 | 1/64 | 2/92 | ۰/۱ | سنج‌های ریسک |
| 1/69 | 1/85 | 0/85 | 42370 | 1/69 | 1/85 | 0/61 | 42381 | 0/56 | 42385 | 0/61 | 42380 | ۰/۵ | |
| 0/96 | 1/00 | 0/20 | 0/19 | 0/96 | 1/00 | 0/11 | 0/23 | 0/14 | 0/26 | 0/10 | 0/21 | ۰/۹ | |

هر مورد ۵۰۰ تخمین انجام شده است. در این پژوهش، تخمین‌ها با ۳ سطح اطمینان ۹۵، ۹۹ و ۹۹/۹ درصد انجام خواهد شد.

در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد تمامی الگوها در آزمون پوشش شرطی کریستوفرسن (LRcc) تأیید شد؛ در حالی که در سطح اطمینان ۹۹/۹ درصد، هیچ یک از الگوها تأیید نشد. از آنجا که آزمون پوشش شرطی، برآیند دو آزمون پوشش غیرشرطی (LRUC) و آزمون استقلال (LRind) است، اهمیت بیشتری دارد؛ ولی همانگونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، در این دو آزمون، نتایج کمی متفاوت‌تر است. رتبه‌بندی الگوهای ارزش در معرض خطر براساس تابع زیان بلانکو و ایهل و تابع زیان دوم لویز انجام شده است که در صورت تعارض این دو درباره یک الگو، تابع زیان بلانکو - ایهل به دلیل تعریف مناسب‌تری که از معیار مقایسه دارد، معیار بهتری خواهد بود. همچنین رتبه‌بندی تنها درباره الگوهای انجام شده که در مرحله اول رد نشده است.

برای استفاده از داده‌ها برای تخمین وجه تضمین با هر یک از سنج‌ها، باید ابتدا چارچوب متحرک داده‌ها را تعیین شود. بدین منظور، داده‌ها به دو گروه درون نمونه و بیرون نمونه تقسیم‌بندی شد. برای انجام آزمون‌های پس آزمایی و مقایسه روش‌ها با یکدیگر، از داده‌های ۱ تا ۹۹۰ استفاده شد و مقدار ارزش در معرض خطر با استفاده از روش‌های مختلف برای دوره ۹۹۱ ام در سطوح اطمینان مختلف پیش‌بینی شد؛ سپس از داده‌های ۲ تا ۹۹۱ ام استفاده و پیش‌بینی برای دوره ۹۹۲ ام انجام و به همین ترتیب تا پیش‌بینی دوره ۱۹۹۰ انجام شده است [۱۸].

برای محاسبه وجه تضمین برای موقعیت‌های خرید و فروش به صورت جداگانه، داده‌های بزرگ‌تر و مساوی صفر و داده‌های کوچک‌تر و مساوی صفر، به ترتیب، برای محاسبه وجه تضمین موقعیت‌های فروش و خرید پالایش شده است که به ترتیب، شامل ۱۱۳۴ و ۱۰۶۶ داده است و به دو گروه درون نمونه و بیرون نمونه تقسیم شده است که داده‌های درون نمونه برای موقعیت فروش ۶۳۴ داده و موقعیت خرید ۵۶۶ داده است و در

جدول (۴) نتایج محاسبات وجه تضمین در سطوح اطمینان مختلف و پیش‌آزمایی الگوها

| LR _{uc} | LR _{ind} | LR _{cc} | نسبت شکست | VaR | سطح اطمینان | |
|------------------|-------------------|------------------|-----------|------|-------------|------------|
| ۳/۸۹ | ۰/۱۴ | ۴/۰۴ | ۰/۰۳۷ | ۲/۹۷ | %۹۵ | گارچ |
| ۱/۴۳ | ۱/۶۲ | ۳/۰۶ | ۰/۰۱۴ | ۳/۸۸ | %۹۹ | |
| ۱۵/۲۷ | ۳/۸۵ | ۱۹/۱۳ | ۰/۰۰۷ | ۴/۹۴ | %۹۹/۹۰ | |
| ۳/۲۹ | ۰/۲۴ | ۳/۵۳ | ۰/۰۳۸ | ۳/۰۱ | %۹۵ | گارچ نمایی |
| ۱/۴۴ | ۶/۴۶ | ۷/۹۰ | ۰/۰۱۴ | ۳/۹۲ | %۹۹ | |
| ۲۳/۶۱ | ۹/۸۸ | ۳۳/۴۹ | ۰/۰۰۹ | ۴/۹۷ | %۹۹/۹۰ | |
| ۳/۲۹ | ۰/۱۹ | ۳/۴۸ | ۰/۰۳۸ | ۲/۹۷ | %۹۵ | گارچ GJR |
| ۶/۴۷ | ۰/۷۳ | ۷/۲۰ | ۰/۰۱۹ | ۳/۸۸ | %۹۹ | |
| ۱۱/۵۳ | ۴/۴۰ | ۱۵/۹۳ | ۰/۰۰۶ | ۴/۹۳ | %۹۹/۹۰ | |

جدول (۵) نتایج مقایسه الگوها در هر سطح اطمینان با توابع زبان لویز، بلانکو-ایهل، MAE و RMSE

| ارزش در معرض خطر | | | | | ریزش مدّ نظر | | | | | | | |
|------------------|-----|--------|-----|--------|--------------|--------|------|--------|--------------|--------|--------------|------------|
| رتبه | ۹۹ | رتبه | ۹۵ | | رتبه | ۹۹ | رتبه | ۹۵ | | | | |
| ۹۹/۹ | | | | | ۹۹/۹ | | | | | گارچ | | |
| ۴/۹۴ | | ۳/۸۸ | | ۲/۹۷ | VaR | ۵/۳۴ | | ۳/۵۳ | ES | | | |
| ۲/۷۸ | | ۲/۱۸ | | ۱/۶۶ | انحراف معیار | ۳/۰۰ | | ۱/۹۸ | انحراف معیار | | | |
| ۰/۰۱۴۰ | (۱) | ۰/۰۲۸۰ | (۱) | ۰/۰۷۴ | لویز | ۰/۰۰۷۵ | (۳) | ۰/۰۰۴۹ | (۱) | | ۰/۰۰۳ | RMSE |
| ۰/۰۲۱۵ | (۲) | ۰/۰۴۷۹ | (۲) | ۰/۱۱۱۲ | بلانکو-ایهل | ۰/۱۰۶۲ | (۲) | ۰/۰۸۶۱ | (۲) | | ۰/۰۶۸۶ | MAE |
| ۴/۹۷ | | ۳/۹۲ | | ۳/۰۱ | VaR | ۵/۳۶ | | ۴/۳۸ | | ۳/۵۷ | ES | گارچ نمایی |
| ۲/۴۵ | | ۱/۹۳ | | ۱/۴۸ | انحراف معیار | ۲/۶۵ | | ۲/۱۶ | | ۱/۷۵ | انحراف معیار | |
| ۰/۰۱۸۰ | (۱) | ۰/۰۲۸۰ | (۲) | ۰/۰۷۶۰ | لویز | ۰/۰۰۷۱ | (۱) | ۰/۰۰۴۷ | (۱) | ۰/۰۰۳ | RMSE | |
| ۰/۰۲۴۲ | (۳) | ۰/۰۵۴۶ | (۳) | ۰/۱۲۶۷ | بلانکو-ایهل | ۰/۱۰۶۷ | (۳) | ۰/۰۸۶۹ | (۳) | ۰/۰۶۹۵ | MAE | |
| ۴/۹۳ | | ۳/۸۸ | | ۲/۹۷ | VaR | ۵/۳۲ | | ۴/۳۴ | | ۳/۵۳ | ES | |
| ۲/۷۷ | | ۲/۱۸ | | ۱/۶۶ | انحراف معیار | ۲/۹۹ | | ۲/۴۴ | | ۱/۹۸ | انحراف معیار | گارچ GJR |
| ۰/۰۱۲۰ | (۲) | ۰/۰۳۸۰ | (۲) | ۰/۰۷۶ | لویز | ۰/۰۰۷۴ | (۲) | ۰/۰۰۴۸ | (۱) | ۰/۰۰۳ | RMSE | |
| ۰/۰۲۱۱ | (۱) | ۰/۰۴۷۳ | (۱) | ۰/۱۱۰۳ | بلانکو-ایهل | ۰/۱۰۵۹ | (۱) | ۰/۰۸۵۴ | (۱) | ۰/۰۶۸۴ | MAE | |

خطر و ریزش مدّ نظر داشته است؛ بنابراین با توجه به معیارهای MAE و بلانکو و ایهل، فرضیه اول تأیید می‌شود؛ ولی فرضیه دوم تأیید نمی‌شود.

در سطح اطمینان ۹۹/۹ هیچ الگویی تأیید نشد. در سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد، الگوی گارچ GJR بهترین عملکرد را در میان الگوهای ارزش در معرض

جدول (۶) آزمون مقایسات میانگین نتایج تخمین سنجه‌های ریسک طیفی برای موقعیت‌های خرید و فروش

| مقایسه با موقعیت‌های خرید | | | مقایسه با کل موقعیت‌ها | | | ضرایب مطلق و نسبی ریسک گریزی (k, γ) | |
|---------------------------|------------|---------|------------------------|------------|----------|--|------------|
| گارج GJR | گارج نمایی | گارج | گارج GJR | گارج نمایی | گارج | | |
| /00065* | /00040* | /00083* | /00752* | -/00101* | /00782* | ۱ | سنجه نمایی |
| /00225* | /00266* | /00238* | /00695* | -/00197* | /00717* | ۵ | |
| /00399* | /00513* | /00407* | /00633* | -/00301* | /00646* | ۲۵ | |
| /00509* | /00668* | /00513* | /00594* | -/00368* | /00601* | ۱۰۰ | |
| /00603* | /00802* | /00604* | /00561* | -/00424* | /00562* | ۵۰۰ | |
| /00394* | /00506* | /00401* | /00635* | -/00299* | /00648* | ۰/۱ | سنجه توانی |
| /00149* | /00159* | /00164* | /00748* | /00722* | -/00152* | ۰/۵ | |
| /00029* | 00012/0 | /00047* | /00765* | -/00079* | /00797* | ۰/۹ | |

به صورت معنی داری بزرگ تر از وجه تضمین موقعیت‌های خرید است که این امر، واکنش نامتقارن نوسان‌های قیمت را به شوک‌های منفی و مثبت نشان می‌دهد و شرکت بورس کالای ایران در أخذ وجه تضمین بین دارندگان این دو نوع موقعیت می‌تواند تفاوت قائل شود.

تحلیل سناریو از وضعیت ریسک روزانه اتفاق پایاپای شرکت بورس کالای ایران، با توجه به موجودی حساب دارندگان موقعیت در معاملات بورس کالا و با توجه به ارقام محاسبه شده، در هر الگو برای ریزش مدنظر و با در نظر گرفتن مفهوم ریزش مدنظر، به عنوان موضوع پژوهش‌های آتی می‌تواند مفید باشد. در این پژوهش از سنجه‌های منسجم ریسک یعنی ریزش مدنظر و برخی از سنجه‌های طیفی ریسک استفاده شده است. با توجه به ویژگی سنجه‌های طیفی ریسک در لحاظ کردن سطح ریسک گریزی در تخمین مقدار وجه تضمین، استفاده از دیگر سنجه‌های طیفی ریسک به عنوان موضوع پژوهش‌های آتی نیز به عنوان الگوی جایگزین در محاسبات وجه تضمین می‌تواند به کار رود.

نتایج آزمون مقایسات میانگین، برای موقعیت‌های خرید و فروش درباره سنجه‌های ریسک طیفی، در جدول ۶ مشاهده می‌شود. نتایج این آزمون نشان می‌دهد وجه تضمین تخمین زده شده برای موقعیت‌های فروش با تمامی الگوهای گارج به صورت معنی داری بزرگ تر از موقعیت‌های خرید است. وجه تضمین موقعیت‌های فروش از وجه تضمین کل نیز در بیشتر الگوها به استثنای الگوی گارج نمایی بزرگ تر است. آزمون‌های انجام شده برای سنجه‌های ارزش در معرض خطر و ریزش مدنظر نیز نتایج مشابهی در پی دارد؛ بنابراین فرضیه سوم تأیید می‌شود.

نتایج و پیشنهادها

در نتایج حاصل از پژوهش، تمامی الگوها در سطوح اطمینان زیاد، عملکرد مناسبی نداشته‌اند و همچنین الگوی گارج GJR عملکرد بهتری نسبت به سایر الگوها داشته است که نشان دهنده واکنش نامتقارن نوسان‌های قیمت سکه طلا نسبت به شوک‌های منفی و مثبت است. همچنین مقادیر تخمین زده شده برای وجه تضمین موقعیت‌های فروش با استفاده از تمامی سنجه‌ها،

- Kingdom.
- [11] 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*. 5: 1779-1801.
- [12] Heller, D., & Vause, N. (2012, March 1). Collateral requirements for mandatory central clearing of over-the-counter derivatives. *BIS Working Paper* No. 373.
- [13] Hsieh, D. A. (1991). Chaos and nonlinear dynamics: application to financial markets. *Journal of Finance*. 46: 1839-1877.
- [14] Hull, J. (1993). *Options, Futures and Other Derivatives*. New Jersey: Prentice Hall.
- [15] Karimi, S. (2013). *Gold futures margin Setting By conditional extreme value theory*. (Unpublished thesis dissertation). Sharif university, Tehran, Iran.
- [16] Knott, R., & Polenghi, M. (2006). *Assessing Central Counterparty Margin Coverage on Futures Contracts*. London: Bank of England.
- [17] Longin, F. M. (1999). Optimal margin levels in futures markets: extreme price movements. *Journal of Futures Markets*. 19: 127-152.
- [18] Mahdavi, G., & Majedi, Z. (2011). Extreme value theory in value at risk estimation: The case study of the Iran insurance company's liability insurance. *Journal of Statistical Sciences*. 4(1): 59-76.
- [19] Mohammadi, T., & Nasiri, S. (2011). Comparison of riskmetrics and GARCH models for fluctuations forecasting in the total return index of Tehran stock exchange. *Journal of Financial Study*. 6(2): 95-118.
- [20] Nelson, D. (1991). Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*. 59: 347-370.
- [21] Varma, J. R. (2009). Risk management lessons from the global financial crisis for derivative exchanges. *working paper*.
- [22] Žiković, S. (2008). Friends and foes: a story of value at risk and. Dubrovnik: 14 Dubrovnik Econometric conference.

محدودیت اصلی این پژوهش، وجود دامنه نوسان قیمت در معاملات قراردادهای آتی سکه طلا و نبود امکان استفاده از این داده‌ها برای محاسبه وجه تضمین بوده است؛ بنابراین برای محاسبه وجه تضمین از داده‌های قیمت‌های نقدی سکه طلا استفاده شد.

References

- [1] Abdoh Tabrizi, H., & Radpoor, M. (2010). *Measuring and Managing Market Risk: Value at Risk Approach*. Tehran: Aghah press. (in persian).
- [2] Ali, G. (2013). Egarch, gjr-garch, tgarch, avgarch, ngarch, igarch and aparch models for pathogens at marine recreational sites. *Journal of Statistical and Econometric Methods*. 13: 57-73.
- [3] Broussard, J. P. (2001). Extreme-value and margin setting with and without. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 41: 365-385.
- [4] Cotter, J. (2001). Margin exceedances for European stock index futures using extreme value theory. *Journal of Banking and Finance*. 25: 1475-1502.
- [5] Cotter, J., & Dowd, K. (2006). Spectral risk measures with an application to futures clearinghouse variation. Dublin: University College Dublin. School of Business. Centre for Financial Markets.
- [6] Cotter, J., & Longin, F. (2004). Margin requirements with intraday dynamics. *working paper*.
- [7] Dowd, K., Cotter, J., & Sorwar, G. (2008). *Spectral Risk Measure: Properties and limitation*. Nottingham.
- [8] Fallah, J. (2015). *The Effects of Margin Changes on The Gold Coin Futures Market in Iran Mercantile Exchange*. (Unpublished thesis dissertation). Islamic Azad University, Tehran, Iran.
- [9] French, K. R., Schwert, G. W., & Staumbaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*. 19: 3-29.
- [10] Garcia, C. C., Henrard, M., & Macrina, A. (2016, October 28). Estimation of future initial margins in a multi-curve interest rate framework. London, WC1E 6BT, United

