فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال ششم، شماره سوم، شماره پیاپی (۲۲) پاییز ۱۳۹۷
تاریخ دریافت: ۹۵/۵/۲ تاریخ پذیرش: ۹۶/۲/۲۰
صص:۱۵-۲۸

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

Ali Saghafi[1], Mir Feyz Fallahshams[2*], Alireza Naserpoor[3]
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 سنجه‌های 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 سنجه‌های ریسک مبتنی بر صدک و با تأکید بر سنجه‌های منسجم ریسک به‌ویژه ریزش مدّنظر و سنجهٔ 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 لوپز، بلانکو- ایهل، میانگین قدر مطلق خطاها (MAE) و مجذور میانگین مربعات انحراف‌ها (RMSE) به پس‌آزمایی و رتبه‌بندی الگوها اقدام شده است. درادامه، 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 سکهٔ طلا را نسبت به شوک‌های منفی و مثبت نشان می‌دهد. همچنین مقادیر تخمین‌زده‌شده برای وجه تضمین موقعیت‌های فروش با استفاده از تمامی سنجه‌ها و به‌صورت معنی‌داری بزرگ‌تر از وجه تضمین موقعیت‌های خرید است که این امر، نشان‌دهندهٔ واکنش نا متقارن نوسان‌های قیمت به شوک‌های منفی و مثبت است.
واژه‌های کلیدی: پس‌آزمایی بلانکو- ایهل، ریزش مدّنظر، سنجهٔ ریسک طیفی نمایی، گارچ نمایی، وجه تضمین.

*نویسنده مسؤول
www.SID.ir
Archive of SID

مقدمه

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 تسویهٔ روزانهٔ[1] 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 هزینهٔ معاملاتی برای سرمایه‌گذاران مطرح بوده است؛ بنابراین، این نکته که اتاق‌های پایاپای، مقدار وجه تضمین را محاسبه کنند، مسألهٔ بسیار حساسی است [۳].

از رویکرد ارزش در معرض خطر همواره برای تعیین وجه تضمین[2] استفاده شده است. با وجود کارایی زیاد الگوهای ارزش در معرض خطر برای تعیین وجه تضمین[3]، به‌دلیل برخی نارسایی‌ها ازجمله نداشتن ویژگی جمع‌پذیری،[4] آن را یک سنجهٔ منسجم[5] 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 سنجهٔ ریسک راضی‌کننده نیست؛ از این‌رو، ریزش مدّنظر[6] (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 مدّنظر نیز به‌لحاظ کاربردی همچنان ضعف‌های عمده‌ای دارد که لزوم استفاده از سطوح اطمینان در محاسبهٔ این سنجهٔ ریسک و نیز بی‌توجهی به ماهیت ریسک‌گریزی افراد از آن جمله است؛ بنابراین پژوهشگران حوزهٔ ریسک به استفاده از سنجهٔ 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 ازجمله ریزش مدّنظر برای تعیین وجه تضمین است [۲۱]. هلر و واوس برای محاسبهٔ 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 مدّنظر با ارزش در معرض خطر و سایر سنجه‌ها برای محاسبهٔ وجه تضمین لازم سوآپ نرخ بهره و قراردادهای آتی به کار رفته و درادامه، 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

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

Archive of SID

www.SID.ir

اخلال، واریانس ناهمسان داشته باشد، بی‌توجهی به این مسأله باعث تخمین اشتباه الگوها خواهد شد؛ از این‌رو، برای الگوسازی نوسان‌ها، الگوهای خودرگرسیونی عمومی مشروط بر ناهمسانی واریانس[1] (گارچ)، به‌ویژه الگوهایی 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[2] با به‌کارگیری 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]. ناث 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 محاسبهٔ وجه تضمین قراردادهای آتی سکه طلای بورس کالای ایران، با تأکید بر سنجه‌های منسجم ریسک ازجمله ریزش مدّنظر و سنجه‌های طیفی ریسک نمایی و توانی، مبتنی بر الگوهای خانوادهٔ گارچ، وجه تضمین موقعیت‌های خرید و فروش قراردادهای آتی به‌صورت جداگانه مقایسه شود. همچنین با تأکید بر الگوهای گارچ نامتقارن (ازجمله 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

مبانی نظری

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

رابطهٔ ۱)

$$p = prob(\Delta p > ML) = F(ML)$$

اگرچه رویکرد مبتنی بر ارزش در معرض خطر،[3] الگوی مناسبی برای تخمین وجه تضمین است، ضعف این رویکرد آن است که دربارهٔ 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، به‌لحاظ 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 رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود [۱۸]:

رابطهٔ ۲)

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

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

3. Value at Risk Approach

Archive of SID

www.SID.ir

مدّنظر را محاسبه می‌کند، سطح ریسک‌گریزی افراد را نیز در تابع وزن‌دهی در نظر می‌گیرد. این سنجه، میانگین موزون صدک‌های توزیع بازده است. اگر M_φ را سنجهٔ ریسک در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

رابطهٔ ۳)

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

در این رابطه $\phi(p)$ تابع وزن‌دهی است که باید آن را تعیین کنیم که به آن تابع طیف ریسک نیز می‌گویند. بدین‌ترتیب، ریزش مدّنظر و ارزش در معرض خطر، موارد خاصی از رابطهٔ بالا خواهد بود. توابع وزن‌دهی باید سه شرط نامنفی‌بودن، نرمال‌سازی و فرایندگی ضعیف[1] را داشته باشد. دو شرط اول به‌طور معمول وجود دارد و به این معنا است که اوزان باید نامنفی و مجموع آنها برابر یک باشد که دربارهٔ ارزش در معرض خطر و ریزش مدّنظر نیز صادق است؛ اما شرط سوم، نشان‌دهندهٔ ریسک‌گریزی است؛ یعنی اوزان اختصاصی به زیان‌های بزرگ‌تر، بزرگ‌تر و یا حداقل برابر با اوزان زیان‌های کوچک‌تر باشد. با توجه به اینکه در سنجه‌های ریسک طیفی، این اوزان به سطح ریسک‌گریزی افراد مرتبط است، این اوزان افزایشی خواهد بود و نرخ رشد اوزان به درجهٔ ریسک‌گریزی افراد بستگی دارد؛ بنابراین برای استخراج تابع وزن‌دهی در یک سنجهٔ طیفی ریسک، باید تابع ریسک‌گریزی فرد تعیین شود که معروف‌ترین این توابع، تابع ریسک وزن‌دهی نمایی[2] و توانی[3] است [۱].

اگرچه مطالعات انجام‌شده در حوزهٔ وجه تضمین قراردادهای آتی در ایران چندان زیاد نیست، دو پژوهش انجام‌شده در این حوزه در خور توجه است. فلاح در پژوهشی براساس آمار معاملات قراردادهای آتی سکهٔ طلا در بورس کالای ایران با استفاده از الگوی گارچ چندمتغیره، اثر تغییرات وجه تضمین را بر قیمت، نوسان‌پذیری قیمت و حجم معاملات بررسی کرد. نتایج نشان‌دهندهٔ ارتباط منفی بین افزایش وجه تضمین و قیمت قراردادهای آتی و حجم معاملات و رابطهٔ مثبت بین افزایش وجه تضمین و نوسان‌های قیمت قراردادهای آتی بوده است [۸]. کریمی در پژوهشی، وجه تضمین قراردادهای آتی را با استفاده از نظریهٔ ارزش فرین شرطی محاسبه کرده است [۱۵]. در پژوهش حاضر تلاش شده است با به‌کارگیری سنجه‌های منسجم ریسک، با دو روش، تفاوت وجه تضمین موقعیت‌های خرید و فروش آزموده شود.

در روش اول، عملکرد الگوهای گارچ نامتقارن (ازجمله گارچ نمایی و GJR) با الگوهای گارچ متقارن مقایسه شده است. از آنجا که الگوهای گارچ نامتقارن، آثار نامتقارن شوک‌ها را اندازه می‌گیرد، عملکرد بهتر این الگوها نسبت به الگوهای گارچ متقارن، نشان‌دهندهٔ وجود آثار نامتقارن شوک‌ها بر نوسان‌ها است؛ یعنی شوک‌های منفی و یا مثبت، آثار متفاوتی در تغییرات قیمتی می‌گذارد؛ یعنی نیاز به وجوه تضمین موقعیت‌های خرید و فروش متفاوت با یکدیگرخواهد بود؛ از این‌رو، فرضیه‌های اول و دوم برای بررسی این موضوع مطرح شده است.

فرضیهٔ اول: الگوی ارزش در معرض خطر و ریزش مدّنظر گارچ GJR در هر سطح اطمینان، عملکرد بهتری نسبت به الگوی گارچ دارد.

فرضیهٔ دوم: الگوی ارزش در معرض خطر و ریزش مدّنظر گارچ نمایی در هر سطح اطمینان، عملکرد بهتری نسبت به الگوی گارچ دارد.

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

Archive of SID

www.SID.ir

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 تخمین‌زده‌شده با این دو سری داده، باید تفاوت معنی‌داری داشته باشد؛ از این‌رو، فرضیهٔ سوم برای بررسی این موضوع مطرح شده است.

فرضیهٔ سوم: میانگین وجه تضمینی که تمام سنجه‌ها 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 محاسبهٔ سنجه‌های منسجم ریسک از روش انتگرال‌گیری عددی و قاعدهٔ سیمسون[1] و تقسیم p به ۱۰۰۰۰ قطعه استفاده شده است که برای محاسبات، بستهٔ محاسباتی CompEcon در نرم افزار متلب به کار رفته است. همچنین برای سنجش مطلوب‌بودن الگوها به‌لحاظ آماری از آزمون‌های پس‌آزمایی کوپیک[2] و آزمون پوشش شرطی[3] کریستوفرسن استفاده شده است. برای مقایسهٔ الگوها با یکدیگر از توابع زیان دوم لوپز[4] و بلانکو- ایهل استفاده شده است و برای رتبه‌بندی الگوهای ریزش مدّنظر نیز دو تابع زیان شامل میانگین قدر مطلق خطاها (MAE)[5] و مجذور میانگین مربعات انحراف‌ها (RMSE)[6] 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 مشاهدهٔ اسنادی انجام شده است. داده‌های استفاده‌شده، از اسناد و مدارک پایگاه‌های اطلاعاتی اتحادیهٔ طلا و جواهرسازان کشور گردآوری شده است. نمونهٔ پژوهش شامل قیمت‌های نقدی سکهٔ طلا از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹۴ است؛ بنابراین قلمرو زمانی این پژوهش از سال ۱۳۸۷ تا سال۱۳۹۴است. در حال حاضر، تنها قرارداد آتی فعال بورس کالا بر سکهٔ طلای بهار آزادی معامله‌شدنی است که در تاریخ ۱۳۸۷/۹/۵ آغاز و تاکنون ادامه دارد و شامل ۱۹۹۱ روز معاملاتی بوده است؛ بنابراین درمجموع، برای ۱۹۹۰ بازده قیمت نقدی سکهٔ 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 مدّنظر و سنجه‌های 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 درادامه، معرفی خواهد شد.

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

رابطهٔ ۵)

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

که در یک الگوی گارچ (1,1)، k مقدار ثابت، α ضریب رگرسیونی نوسان‌های دورهٔ 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[1] (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 این‌رو، دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی‌بودن 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، به‌شکل زیر است[۲۰]:

رابطهٔ ۶)

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

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 اندازهٔ یکسان، تأثیر بیشتری در نوسان‌های شرطی دارد.

الگوی ناهمسانی واریانس شرطی GJR[2] را گلاستن، جاناتن و رونکل ارائه کردند. این روش، عدم تقارن در پروسهٔ گارچ را الگوسازی می‌کند و اگر نوسان‌های منفی شوک بیشتری نسبت به نوسان‌های مثبت به قیمت وارد کند، الگوسازی نوسان‌ها با این الگو مناسب خواهد بود [۱۱].

رابطهٔ ۷)

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

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 رابطهٔ ۸ محاسبه‌شدنی خواهد بود که در آن $\sigma_{t+1}{}^{-1}(p)$ 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 رابطهٔ ۹ محاسبه خواهد شد [۱۸]:

رابطهٔ ۸)

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

رابطهٔ 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 محاسبهٔ سنجهٔ طیفی ریسک نمایی و توانی به تعریف تابع وزن‌دهی مناسب نیاز است که معروف‌ترین این توابع، تابع وزن‌دهی نمایی و تابع وزن‌دهی توانی است. تابع وزن‌دهی نمایی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود که در آن، k ضریب مطلق ریسک‌گریزی[3] و عددی بزرگ‌تر از صفر است

1. EGARCH
2. Glosten-Jagannathan-RunkleGARCH
3. Absolute Risk Aversion Coefficient

Archive of SID

www.SID.ir

و p احتمال وقوع هر صدک است که در این صورت، الگوی سنجهٔ طیفی ریسک نمایی[1] برای توزیع نرمال استاندارد به‌صورت رابطهٔ ۱۱ خواهد بود.

رابطهٔ ۱۰)

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

رابطهٔ ۱۱)

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

با توجه به معادلهٔ بالا، نحوهٔ محاسبهٔ سنجهٔ طیفی ریسک نمایی برای توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف معیار σ به‌صورت زیر خواهد بود:

رابطهٔ ۱۲)

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

اگر به جای تابع وزن‌دهی نمایی از تابع وزن‌دهی توانی استفاده شود، سنجهٔ طیفی ریسک توانی[2] برای توزیع نرمال استاندارد به‌صورت زیر خواهد بود:

رابطهٔ ۱۳)

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

که در آن γ ضریب نسبی ریسک‌گریزی[3] خواهد بود ($0<\gamma<1$). با توجه به معادلهٔ بالا، نحوهٔ محاسبهٔ سنجهٔ طیفی ریسک توانی برای توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف معیار σ به‌صورت زیر خواهد بود [۱].

رابطهٔ ۱۴)

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

پس‌آزمایی الگوها

برای سنجش اعتبار الگوها از پس‌آزمایی الگوها، با یک فرایند دومرحله‌ای استفاده شده است. در مرحلهٔ اول از آزمون‌های پوشش غیرشرطی کوپیک، استقلال و پوشش شرطی کریستوفرسن استفاده شده است. در مرحلهٔ دوم برای مقایسهٔ عملکرد الگوها با یکدیگر از رویکرد توابع زیان شامل دومین تابع زیان لوپز و تابع زیان بلانکو وایهل استفاده شده است. در مرحلهٔ اول، هدف آزمون دقت الگوها به‌لحاظ آماری است. چنانچه مقدار داده‌های واقعی، یعنی تغییرات قیمت از مقدار برآوردشدهٔ الگو بیشتر باشد، آن‌گاه این رویداد یک شکست محسوب می‌شود. در مرحلهٔ اول، آزمون‌های آماری با تمرکز به نسبت این شکست‌ها به کل مقادیر برآوردشده، به دنبال آزمون این مسأله است که آیا احتمال شکست در هر آزمایش معادل احتمال مدّنظر الگو (یعنی سطح اطمینان الگو) است یا خیر. بدین‌ترتیب، دقت یک الگوی ارزش در معرض خطر به‌لحاظ آماری آزموده می‌شود و اگر رد نشود، به‌لحاظ آماری، الگوی مطلوبی است. بدیهی است در این مرحله، تعدادی از الگوها به‌لحاظ آماری تأیید می‌شود وانتخاب الگوی مناسب از بین الگوهای تأییدشده به‌عنوان مسألهٔ اصلی باقی مانده است؛ بنابراین در مرحلهٔ 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 لوپز است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطهٔ ۱۵)

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

رابطهٔ ۱۶)

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

یکی از ایرادهای این الگو آن است که به‌دلیل 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:

رابطهٔ ۱۷)

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

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

رابطهٔ ۱۸)

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

تابع نمره برای الگوی بلانکو - ایهل به‌صورت زیر خواهد بود:

رابطهٔ ۱۹)

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

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

رابطهٔ ۲۱)

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

رابطهٔ ۲۲)

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

یافته‌ها

آمار توصیفی داده‌ها، نشان‌دهندهٔ وجود دنبالهٔ پهن‌تر از توزیع نرمال و چولگی به راست برای داده‌ها است. آزمون جارگو-برا نیز نتایج مشابهی در پی دارد و در این آزمون، نرمال‌بودن بازده قیمت‌ها به‌صورت قوی رد می‌شود. دلیل این امر، به‌طور عمده کشیدگی بیش از حد داده‌ها است. در بررسی فرض وجود ریشهٔ 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 و۱) 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

Archive of SID

www.SID.ir

خودرگرسیونی 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.

نتایج آزمون لیانگ باکس و آزمون آرچ، برای مجذور جزء خطای استانداردشده، پس از تخمین پارامترهای الگو، نشان‌دهندهٔ تأیید فرضیهٔ نبوذ خودهمبستگی و همسانی واریانس در وقفه‌های مختلف 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 ESوVaR

		ارزش در معرض خطر (VaR)			ریزش مدّنظر (ES)		
	سطح اطمینان	کل	موقعیت خرید	موقعیت فروش	کل	موقعیت خرید	موقعیت فروش
گارچ	٪۹۵	2/97	3/1742	2/8274	3/53	3/7600	3/3325
	٪۹۹	3/88	4/1297	3/6512	4/35	4/6048	4/0608
	٪۹۹/۹۰	4/94	5/2006	4/5745	5/34	5/5888	4/9092
گارچ نمایی	٪۹۵	42430	2/2814	1/8560	3/57	2/8471	2/3037
	٪۹۹	3/92	3/2041	2/5862	4/38	3/6628	2/9493
	٪۹۹/۹۰	4/97	4/2383	3/4047	5/36	4/6131	3/7014
GJRگارچ	٪۹۵	2/97	3/1617	2/8242	3/53	3/7470	3/3262
	٪۹۹	3/88	4/1163	3/6429	4/34	4/5910	4/0500
	٪۹۹/۹۰	4/93	5/1864	4/5606	5/32	5/5742	4/8932

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

برای استفاده از داده‌ها برای تخمین وجه تضمین با هریک از سنجه‌ها، باید ابتدا چارچوب متحرک داده‌ها را تعیین شود. بدین‌منظور، داده‌ها به دو گروه درون‌نمونه و بیرون‌نمونه تقسیم‌بندی شد. برای انجام آزمون‌های پس‌آزمایی و مقایسهٔ روش‌ها با یکدیگر، از داده‌های ۱ تا ۹۹۰ استفاده شد و مقدار ارزش در معرض خطر با استفاده از روش‌های مختلف برای دورهٔ ۹۹۱ ام در سطوح اطمینان مختلف پیش‌بینی شد؛ سپس از داده‌های ۲ تا ۹۹۱ ام استفاده و پیش‌بینی برای دورهٔ ۹۹۲ ام انجام و به همین ترتیب تا پیش‌بینی دوره ۱۹۹۰انجام شده است [۱۸].

برای محاسبهٔ وجه تضمین برای موقعیت‌های خرید و فروش به‌صورت جداگانه، داده‌های بزرگ‌تر و مساوی صفر و داده‌های کوچک‌تر و مساوی صفر، به‌ترتیب، برای محاسبهٔ وجه تضمین موقعیت‌های فروش و خرید پالایش شده است که به‌ترتیب، شامل ۱۱۳۴ و ۱۰۶۶ داده است و به دو گروه درون‌نمونه و بیرون‌نمونه تقسیم شده است که داده‌های درون‌نمونه برای موقعیت فروش ۶۳۴ داده و موقعیت خرید ۵۶۶ داده است و در 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 وایهل و تابع زیان دوم لوپز انجام شده است که در صورت تعارض این دو دربارهٔ یک الگو، تابع زیان بلانکو – ایهل به‌دلیل تعریف مناسب‌تری که از معیار مقایسه دارد، معیار بهتری خواهد بود. همچنین رتبه‌بندی تنها دربارهٔ الگوهایی انجام شده که در مرحلهٔ اول رد نشده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (٤) نتایج محاسبات وجه تضمین در سطوح اطمینان مختلف و پیش‌آزمایی الگوها

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

جدول (۵) نتایج مقایسهٔ الگوها در هر سطح اطمینان با توابع زیان لوپز، بلانکو-ایهل،MAE و RMSE

	ریزش مدّنظر					ارزش در معرض خطر					
		۹۵	رتبه	۹۹	رتبه	۹۹/۹		۹۵	رتبه	۹۹	رتبه	۹۹/۹
گارچ	ES	۳/۵۳		۴/۳۵		۵/۳۴	VaR	۲/۹۷		۳/۸۸		۴/۹۴
	انحراف معیار	۱/۹۸		۲/۴۵		۳/۰۰	انحراف معیار	۱/۶۶		۲/۱۸		۲/۷۸
	RMSE	۰/۰۰۳	(۱)	۰/۰۰۴۹	(۳)	۰/۰۰۷۵	لوپز	۰/۰۷۴	(۱)	۰/۰۲۸۰	(۱)	۰/۰۱۴۰
	MAE	۰/۰۶۸۶	(۲)	۰/۰۸۶۱	(۲)	۰/۱۰۶۲	بلانکو-ایهل	۰/۱۱۱۲	(۲)	۰/۰۴۷۹	(۲)	۰/۰۲۱۵
گارچ نمایی	ES	۳/۵۷		۴/۳۸		۵/۳۶	VaR	۳/۰۱		۳/۹۲		۴/۹۷
	انحراف معیار	۱/۷۵		۲/۱۶		۲/۶۵	انحراف معیار	۱/۴۸		۱/۹۳		۲/۴۵
	RMSE	۰/۰۰۳	(۱)	۰/۰۰۴۷	(۱)	۰/۰۰۷۱	لوپز	۰/۰۷۶۰	(۲)	۰/۰۲۸۰	(۱)	۰/۰۱۸۰
	MAE	۰/۰۶۹۵	(۳)	۰/۰۸۶۹	(۳)	۰/۱۰۶۷	بلانکو-ایهل	۰/۱۲۶۷	(۳)	۰/۰۵۴۶	(۳)	۰/۰۲۴۲
گارچ GJR	ES	۳/۵۳		۴/۳۴		۵/۳۲	VaR	۲/۹۷		۳/۸۸		۴/۹۳
	انحراف معیار	۱/۹۸		۲/۴۴		۲/۹۹	انحراف معیار	۱/۶۶		۲/۱۸		۲/۷۷
	RMSE	۰/۰۰۳	(۱)	۰/۰۰۴۸	(۲)	۰/۰۰۷۴	لوپز	۰/۰۷۶	(۲)	۰/۰۳۸۰	(۲)	۰/۰۱۲۰
	MAE	۰/۰۶۸۴	(۱)	۰/۰۸۵۴	(۱)	۰/۱۰۵۹	بلانکو-ایهل	۰/۱۱۰۳	(۱)	۰/۰۴۷۳	(۱)	۰/۰۲۱۱

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 خطر و ریزش مدّنظر داشته است؛ بنابراین با توجه به معیارهای MAE و بلانکو وایهل، فرضیهٔ اول تأیید می‌شود؛ ولی فرضیهٔ دوم تأیید نمی‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (٦) آزمون مقایسات میانگین نتایج تخمین سنجه‌های ریسک طیفی برای موقعیت‌های خرید وفروش

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

نتایج آزمون مقایسات میانگین، برای موقعیت‌های خرید و فروش دربارهٔ سنجه‌های ریسک طیفی، در جدول ۶ مشاهده می‌شود. نتایج این آزمون نشان می‌دهد وجه تضمین تخمین‌زده‌شده برای موقعیت‌های فروش با تمامی الگوهای گارچ به‌صورت معنی‌داری بزرگ‌تر از موقعیت‌های خرید است. وجه تضمین موقعیت‌های فروش از وجه تضمین کل نیز در بیشتر الگوها به‌استثنای الگوی گارچ نمایی بزرگ‌تر است. آزمون‌های انجام‌شده برای سنجه‌های ارزش در معرض خطر و ریزش مدّنظر نیز نتایج مشابهی در پی دارد؛ بنابراین فرضیهٔ سوم تأیید می‌شود.

نتایج و پیشنهادها

در نتایج حاصل از پژوهش، تمامی الگوها در سطوح اطمینان زیاد، عملکرد مناسبی نداشته‌اند و همچنین الگوی گارچ GJR عملکرد بهتری نسبت به سایر الگوها داشته است که نشان‌دهندهٔ واکنش‌نامتقارن نوسان‌های قیمت سکهٔ طلا نسبت به شوک‌های منفی و مثبت است. همچنین مقادیر تخمین‌زده‌شده برای وجه تضمین موقعیت‌های فروش با استفاده از تمامی سنجه‌ها، به‌صورت معنی‌داری بزرگ‌تر 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 روزانهٔ اتاق پایاپای شرکت بورس کالای ایران، با توجه به موجودی حساب دارندگان موقعیت در معاملات بورس کالا و با توجه به ارقام محاسبه‌شده، در هر الگو برای ریزش مدّنظر و با درنظرگرفتن مفهوم ریزش مدّنظر، به‌عنوان موضوع پژوهش‌های آتی می‌تواند مفید باشد. در این پژوهش از سنجه‌های منسجم ریسک یعنی ریزش مدّنظر و برخی از سنجه‌های طیفی ریسک استفاده شده است. با توجه به ویژگی سنجه‌های طیفی ریسک در لحاظ‌کردن سطح ریسک‌گریزی در تخمین مقدار وجه تضمین، استفاده از دیگر سنجه‌های طیفی ریسک به‌عنوان موضوع پژوهش‌های آتی نیز به‌عنوان الگوی جایگزین در محاسبات وجه تضمین می‌تواند به کار رود.

Archive of SID

www.SID.ir

محدودیت اصلی این پژوهش، وجود دامنهٔ نوسان قیمت در معاملات قراردادهای آتی سکهٔ طلا و نبود امکان استفاده از این داده‌ها برای محاسبهٔ وجه تضمین بوده است؛ بنابراین برای محاسبهٔ 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 papaer .

[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 Univercity, 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 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 Gersey: 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.

Archive of SID

www.SID.ir