

Dynamic Modeling of Estimating the Optimal Hedge Ratio of Gold Coin with Saffron Futures Contracts¹

Maryam Borzabadi Farahani², Mohammad Hassan
Gholizadeh³, Ebrahim Chirani⁴

Received: 2021/04/04

Accepted: 2021/08/22

Research Paper

Abstract

This research is an attempt to introduce a desirable pattern for Dynamic Modeling of the Estimated Optimal Ratio of Gold Coin Risk Coverage. Given the unique nature of Iran in producing and supplying saffron and weakness in the commercial sector of this product, it was necessary to supply this product through the Iranian Stock Exchange. Following the presentation of the Saffron Deposit Certificate in the Iranian Commodity Exchange in 2017, the futures contracts for saffron in the Iranian Commodity Exchange were defined in 2018. On the other hand, the gold coin futures market was halted in 2018 due to the volatility of the gold coin market. Therefore, considering the importance of estimating the risk coverage in financial markets, in this study, we modeled the estimation of the optimal ratio of daily gold coin risk with respect to the future contracts of saffron from May 22, 2018 to October 22, 2019, through the Coppola functions and wavelet analysis. And the combination of these two models is discussed. The results of the study show that the saffron futures market is able to estimate the risk coefficient of gold coin cash market risk and that investors can use this market to cover their risk. In addition, in terms of structural dependence on the basis of the Coppola functions and wavelet decomposition, it results in an optimal estimation of the coverage over the medium and long time periods.

Key Words: The Optimal Hedge Ratio, Coppola functions, Wavelet Analysis, Future market Saffron.

JEL Classification: G32

1. DOI: 10.22034/JSE.2020.11238.1450

2. Department of Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran

3. Associate Prof, Department of Management, university of guilan, Rasht, Iran. (Corresponding Author) gholizadeh@guilan.ac.ir

4. Department of Business Management, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran.

مدلسازی پویای برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک سکه طلا با استفاده از قراردادهای آتی زعفران^۱

مریم بُرزآبادی فراهانی^۲، محمدحسن قلی‌زاده^۳، ابراهیم چیرانی^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۳۱

مقاله پژوهشی

چکیده

این پژوهش تلاشی است در جهت معرفی یک الگوی مطلوب برای مدلسازی پویای برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک سکه طلا. با توجه به منحصرنبرد بودن ایران در زمینه تولید و عرضه زعفران و ضعف در بخش بازرگانی این محصول، لازم بود این محصول از طریق بورس کالای ایران عرضه شود. پس از ارائه گواهی سپرده زعفران در سال ۱۳۹۶ در بورس کالای ایران، در سال ۱۳۹۷ قراردادهای آتی زعفران در بورس کالای ایران تعریف شد. از سوی دیگر، بازار قراردادهای آتی سکه طلا با توجه به تلاطم بازار سکه طلا در سال ۱۳۹۷ متوقف گردید. لذا با توجه به اهمیت موضوع برآورد پوشش ریسک در بازارهای مالی، در این پژوهش به مدلسازی برآورد نسبت بهینه پوشش روزانه ریسک سکه طلا با توجه به قراردادهای آتی زعفران از ابتدای خردادماه سال ۱۳۹۷ تا پایان مهرماه سال ۱۳۹۸، از طریق توابع کاپولا و تجزیه مویک و ترکیب این دو مدل پرداخته شده است. نتایج بررسی با توجه به رویکردهای ایستا و متغیر زمانی نشان می‌دهد که بازار آتی زعفران توانایی برآورد نسبت پوشش ریسک بازار نقدی سکه طلا را دارا بوده و سرمایه‌گذاران می‌توانند از این بازار جهت پوشش ریسک خود استفاده نمایند؛ ضمن آنکه لحاظ وابستگی ساختاری بر اساس توابع کاپولا و تجزیه مویک، موجب برآورد نسبت بهینه مناسب‌تری از پوشش در افق‌های زمانی میان‌مدت و بلندمدت می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: نسبت بهینه پوشش ریسک، توابع کاپولا، تجزیه مویک، بازار آتی زعفران.

طبقه‌بندی موضوعی: G32

DOI: 10.22034/JSE.2020.11238.1450

۲. گروه مدیریت، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.

۳. دانشیار گروه مدیریت، دانشگاه گیلان، رشت، ایران (نویسنده مسئول) gholizadeh@guilan.ac.ir

۴. گروه مدیریت بازرگانی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.

مقدمه

ایران با سطح زیر کشت بیش از ۷۸ هزار هکتار و تولید ۲۶۱ تن، بیش از ۹۰ درصد تولید و جایگاه نخست تولید زعفران دنیا را در اختیار دارد. هم‌اکنون بازار محصولی که در آن مزیت رقابتی در دست ایران بوده و بیش از ۹۰ درصد تولید آن را دارا می‌باشد، در دست کشورهای چون افغانستان، اسپانیا، یونان، مراکش، ترکیه، هند، امارات و چین است که با تولیدی کمتر از ۱۰ درصد در این حوزه برندسازی نموده‌اند (بورس کالای ایران، ۱۳۹۷). از این‌رو، با توجه به منحصربفرد بودن ایران در زمینه تولید و عرضه زعفران و ضعف در بخش بازرگانی، لازم بود این محصول از طریق بورس کالای ایران عرضه شود. لذا معاملات زعفران در قالب گواهی سپرده کالایی در انواع و اقسام زعفران، در بورس کالای ایران در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ ارائه گردید. علاوه بر گواهی سپرده کالایی زعفران، قراردادهای آتی زعفران نیز در بورس کالای ایران (بر روی زعفران رشته‌ای بریده ممتاز نگین) تعریف شده است. هر قرارداد آتی که بر روی یک دارایی راه‌اندازی شود دارای یک مشخصات قرارداد می‌باشد که حاوی اطلاعات مهم و ویژگی‌های اصلی قراردادی است که افراد اقدام به معامله آن می‌کنند.

از سوی دیگر، با توجه به نوسانات اخیر بازار سکه طلا در ایران و اهمیت پوشش مناسب ریسک از دید سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی، در این پژوهش به بررسی و اندازه‌گیری نسبت بهینه پوشش ریسک در بازار سکه طلا توسط قراردادهای آتی زعفران پرداخته شده است.

در بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک و نحوه بررسی آن، ماهیت وابستگی بین بازدهی‌های مالی، شرایط بازارهای مالی و تأثیر آنها بر سرمایه‌گذاری، از موضوعات با اهمیت در اقتصاد مالی کاربرد می‌رود؛ به نحوی که درک روابط بین دارایی‌های مالی تا حد زیادی به چگونگی سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها و پوشش مناسب ریسک ناشی از سرمایه‌گذاری کمک بسزایی می‌نماید. لذا، شناسایی ساختار وابستگی بین دارایی‌های مالی و تأثیر آن بر سنجه نسبت پوشش ریسک با در نظر گرفتن قراردادهای آتی از موضوعات مورد توجه محققان است. اگرچه فهم روابط بین وقوع نتایج مختلف تا حد زیادی در مورد سرمایه‌گذاری بهینه با کمترین ریسک ممکن تأثیرگذار است، اما مدل‌سازی توزیع‌های توأم در ادبیات اقتصاد مالی یکی از چالش‌های موجود بر سر راه این هدف است. برای این منظور، پرداخت به محاسبه پوشش

ریسک توسط قراردادهای آتی، آن هم به صورت متغیر در زمان^۱، در بهبود عملکرد محاسبه و استفاده کاربردی از آن نقش مهمی دارد. براین اساس، در این پژوهش لحاظ وابستگی ساختاری با اشکال مختلفی چون توابع کاپولا و موجک‌ها مورد بررسی قرار خواهد گرفت. با توجه به مسائل مطرح شده در بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک که تاکنون مورد بررسی قرار گرفته است، در نظر نگرفتن ساختار وابستگی بازارهای نقدی و آتی، در نظر نگرفتن ساختار فرکانس‌های موجود در تابع بازدهی آنها و نیز در نظر نگرفتن وابستگی ساختاری غیرخطی موجود در تابع بازدهی آنها موجب گردیده فقدان یک رویکرد مناسب در بررسی و بهینه‌یابی نسبت بهینه پوشش ریسک احساس شود. از طرفی، بررسی این موضوع به صورت متغیر در زمان جهت بررسی کارایی عملکرد آن از نکاتی است که بدان اشاره شد. بدین ترتیب، در این پژوهش به بررسی محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک با معیار حداقل واریانس و میانگین واریانس و همچنین برآورد این نسبت در طول زمان به روش‌های توابع کاپولا و موجک پرداخته شده است.

در ادامه به روش‌شناسی پژوهش اشاره خواهد شد و پس از مروری بر مبانی نظری و تجربی مبحث یاد شده، یافته‌های تجربی حاصل از پژوهش حاضر ارائه و در پایان نتیجه‌گیری و بحث موضوعی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

مبانی نظری پژوهش

بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک از دهه ۱۹۶۰ تاکنون دستخوش تغییرات زیادی شده است. در این دوره، جانسون (Johnson, 1960) نسبت بهینه پوشش ریسک را حداقل واریانس^۲ (MV) معرفی نمود. پس از آن مطالعات متعددی در زمینه بررسی و برآورد این نسبت با استفاده از روش‌های مختلف آماری انجام شده است. جهت تبیین نسبت بهینه پوشش ریسک به طور عمومی، با در نظر گرفتن یک سبد دارایی و لحاظ نمودن واریانس بازدهی آن به عنوان مبنای اندازه‌گیری ریسک، تلاش می‌شود تعداد قراردادهای آتی که واریانس سبد دارایی را حداقل می‌نماید، تعیین شود. روش حداقل واریانس به صورت فرض، نرمال بودن توزیع بازدهی قیمت‌های آتی و نقدی را پذیرفته است. همچنین در این ایده، سرمایه‌گذاران

1. Time Varying
2. Minimum Variance

دارای تابع مطلوبیت هذلولی قائم می‌باشند. این در حالی است که مطالعات تجربی نشان می‌دهند این دو فرضیه همیشه برقرار نبوده و برآوردگر تورش‌داری را در بازدهی‌های غیرنرمال در پی خواهند داشت. نتایج تجربی و مطالعات صورت گرفته نیز نشان می‌دهد نسبت بهینه پوشش ریسک در یک دوره زمانی مشخص و ثابت، فاقد کارایی لازم خواهد بود (اسکندری و همکاران، ۱۳۹۵).

به طور کلی، بخش اعظمی از روش‌های استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک را می‌توان به دو گروه کلی تقسیم نمود؛ گروه اول، روش‌های حداقل‌کننده ریسک و گروه دوم، روش‌های حداکثرکننده مطلوبیت هستند. بنابراین، برای تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک ابتدا باید تابع هدف را تعیین و سپس با بهینه نمودن آن، نسبت بهینه پوشش ریسک را تعیین نمود (اسکندری و همکاران، ۱۳۹۴). در روش‌های حداقل‌کننده ریسک، ابتدا معیار ریسک تعریف می‌شود. در مطالعات، معیارهای متعددی برای ریسک در نظر گرفته شده که یکی از معروف‌ترین و رایج‌ترین آنها واریانس است. معیار دیگر، ضریب جینی تعمیم‌یافته نسبت به میانگین^۱ (MEG) است. این معیار علاوه بر نوسان قیمت، درجه ریسک‌گریزی افراد را نیز مورد توجه قرار می‌دهد. سومین معیار ریسک، نیم‌واریانس تعمیم‌یافته است. این موضوع با مفهوم سلطه تصادفی سازگار است. این معیار، ابتدا بازدهی هدف را تعیین می‌نماید و سپس بازدهی‌های کمتر از آن را به عنوان ریسک در نظر می‌گیرد. از این‌رو، این معیار دارای مطلوبیت خاصی برای مدیران است. در کل می‌توان گفت در این روش‌ها، ابتدا معیار ریسک تعریف می‌شود و سپس با حداقل نمودن آن، نسبت بهینه پوشش ریسک محاسبه می‌شود. روش‌های حداکثرکننده مطلوبیت، محدودیت اصلی روش‌های حداقل‌کننده ریسک یعنی عدم لحاظ بازدهی انتظاری پرتفوی دارایی را مرتفع نموده و به صورت همزمان ریسک و بازدهی انتظاری را در توابع هدف استفاده می‌نمایند. پنج روش رایج در این گروه عبارتند از: روش شارپ^۲، روش بهینه میانگین واریانس^۳، روش حداکثر مطلوبیت مورد انتظار^۴، روش میانگین – MEG^۵ و روش حداکثر میانگین – GSV^۶ (اسکندری و همکاران، ۱۳۹۵). با مرور اجمالی ادبیات موضوعی، می‌توان چند روش برای استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک شناسایی

1. Mean Extended – Gini (MEG)

2. Sharp Ratio

3. Optimum Mean-Variance Hedge Ratio

4. Maximum Expected Utility Hedge Ratio

5. Optimum Mean-MEG Hedge Ratio

6. Maximum Mean-GSV Hedge Ratio

نمود. همانطور که بیان شد این روش‌ها که در دو دسته کلی حداقل‌کننده ریسک و حداکثر‌کننده مطلوبیت می‌باشند به اختصار در جدول (۱) خلاصه شده‌اند.

جدول (۱): نسبت‌های پوشش ریسک و نحوه محاسبه آنها

ردیف	روش تعیین نرخ پوشش	تابع هدف
۱	حداقل واریانس (MV)	$\text{Min } R_h$
۲	بهینه میانگین - واریانس	$\text{Max } (R_h) - \frac{1}{2} A \text{Var } (R_h)$
۳	شارپ	$\text{Max } \frac{E(R_h) - R_f}{\sqrt{\text{Var}(R_h)}}$
۴	حداکثر مطلوبیت مورد انتظار	$\text{Max } E(U)$
۵	حداقل ضریب MEG	$\text{Min } \Gamma_v(R_h v)$
۶	میانگین - MEG	$\text{Max } E(R_h) - \Gamma_v(R_h v)$
۷	حداقل GSV	$\text{Min } v_{\delta, \alpha}(R_h)$
۸	حداکثر میانگین - GSV	$\text{Max } E(R_h) - v_{\delta, \alpha}(R_h)$

منبع: چن و همکاران (Chen & et al, 2003)

با توجه به معیارهای یاد شده، در بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک و نحوه بررسی آن، ماهیت وابستگی بین بازدهی‌های مالی، شرایط بازارهای مالی و تأثیر آنها بر سرمایه‌گذاری، از موضوعات با اهمیت در اقتصاد مالی کاربردی بشمار می‌روند؛ به نحوی که درک روابط بین دارایی‌های مالی تا حد زیادی به چگونگی سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها و پوشش مناسب ریسک ناشی از سرمایه‌گذاری کمک بسزایی می‌نماید. لذا، شناسایی ساختار وابستگی بین دارایی‌های مالی و تأثیر آن بر سنج پوشش ریسک با در نظر گرفتن قراردادهای آتی از موضوعات مورد توجه محققان است. اگرچه فهم روابط بین وقوع نتایج مختلف تا حد زیادی در مورد سرمایه‌گذاری بهینه با کمترین ریسک ممکن تأثیرگذار است.

۳- مبانی تجربی پژوهش

به‌طور کلی می‌توان بیان نمود این ادبیات به دو دسته کلی مدل‌سازی پوشش ریسک و روش برآورد پوشش ریسک تقسیم می‌شود.

جانسون (Johnson, 1960)، مدلی را ارائه نمود که با استفاده از آن، نحوه محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک تعیین می‌شود. این فرمول در واقع همان نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل

واریانس می‌باشد که با معرفی یک سبد دارایی و حداقل نمودن میزان واریانس آن استخراج شده است. اما ادزینگتون (Ederington, 1979)، با بهره‌گیری از فرمول‌بندی ارائه شده توسط جانسون، میزان عددی نسبت بهینه پوشش ریسک را تخمین زده و نشان می‌دهد که نسبت پوشش ریسک برابر یک، لزوماً بهینه نیست و با اتخاذ موقعیت‌های تعهدی کمتر در بازار آتی می‌توان پوشش ریسک نمود (اسکندری و همکاران، ۱۳۹۵). در این راستا، هوارد و آنتونیو (Howaed & Antonio, 1984)، با استفاده از ساختار ریسک - بازده، معیاری برای کارایی پوشش ریسک ارائه نمودند. از آنجایی که این معیار با محوریت ریسک و بازده استخراج شده بود، با معیارهای پیشین که صرفاً بر مبنای ریسک سبد دارایی بودند، متفاوت است. همچنین، شیلت و همکاران (Cecchetti & et al, 1995)، از روش ضریب MEG جهت استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک استفاده کرده‌اند که در این روش امکان لحاظ نمودن افراد مختلف با درجات ریسک‌گریزی متفاوت وجود دارد. لین و تس (Lien & Tse, 1998)، نسبت بهینه پوشش ریسک را با استفاده از روش ضریب نیمه واریانس تعمیم‌یافته (GSV) استخراج نمودند. در این روش، نسبت پوشش ریسک ثابت نبوده و در طی زمان متغیر می‌باشد. چن و همکاران (Chen & et al, 2001) نیز یک نسبت پوشش ریسک جدیدی بر مبنای مفهوم نیمه واریانس تعمیم‌یافته ارائه کردند. این نسبت جدید که نسبت پوشش ریسک میانگین نام دارد، بر مبنای مدل ریسک - بازده GVS بنیان گذاشته شده است. نسبت پوشش ریسک روش GVS-M را می‌توان شکل تعمیم‌یافته روش GVS دانست.

در بررسی پیشینه پیرامون رویکرد برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک مطالعات زیادی انجام شده است که در این بخش تنها به مطالعات توسعه‌یافته اخیر اشاره شده است.

چو و همکاران (Chou & et al, 1996)، برای تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک از روش تصحیح خطا و هم‌انباشتگی بهره‌گرفته و نتایج آن را با سایر روش‌های تخمین مقایسه نموده‌اند. فرناندز (Fernandez, 2008)، مدلی ارائه می‌دهد که با استفاده از آن می‌توان نسبت‌های پوشش ریسک یک سبد دارایی شامل تعداد بی‌شماری از کالا را تخمین و از بین آنها نسبت بهینه را انتخاب نمود. از این مدل، در واقع برای بررسی ارتباطات متقابل متغیرها با یکدیگر استفاده می‌نماید. به عنوان روش کنش-واکنش مالک برای مقایسه، روش تخمین GARCH-M می‌باشد.

اومبرگ (Ornberg, 2016) به بررسی نسبت بهینه پوشش نرخ ارز پرداخته است. در مقاله وی، مدل DCC-GARCH-Copula معرفی شده که در آن وابستگی شرطی بین بازارهای

آتی و نقدی نیز در نسبت بهینه پوشش ریسک اعمال شده است. نتایج برآورد برای ارزهای دلار استرالیا، دلار کانادا، یورو، پوند انگلیس و ین ژاپن نشان می‌دهد که استفاده از این مدل نتایج بهتری در نسبت بهینه به همراه خواهد داشت.

ساکچرون و لیتمن (Sukcharoen and. Leatham, 2017) نیز با معرفی مدل توابع کاپولا، سعی در بررسی و محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک در بازارهای نقدی و آتی نموده‌اند. نتایج بررسی در مقایسه مدل‌های مختلف نشان می‌دهد که مدل کاپولای D-vine، یک انتخاب خوب و مطمئن در مدیریت ریسک نزولی در بخش کالاهای انرژی در نسبت بهینه پوشش ریسک به روش VaR است.

لین و همکاران (Lien et al, 2018) با استفاده از مدل MS-VAR-GARCH به بررسی تبیین نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی گاز و نفت پرداخته‌اند. آنها با معرفی مدل خودرگرسیون برداری مارکوف سویچینگ و در نظر گرفتن مدل GARCH، نسبت بهینه پوشش ریسک بین قراردادهای آتی و نقدی گاز در بازار بورس کالای چین را بررسی کردند. نتایج بررسی آنها نشان‌دهنده این واقعیت است که مدل معرفی شده توانایی مناسب در تبیین نسبت بهینه پوشش ریسک را دارا می‌باشد.

در داخل کشور، مطالعات اغلب پیرامون محاسبه به روش‌های مرسوم و تا اندازه‌ای قدیمی‌تر صورت گرفته است که در این بین می‌توان به مطالعه نائینی و کاظمی‌منش (۱۳۸۳) اشاره نمود که در مقاله خود نسبت بهینه پوشش ریسک را در دوره پنج ساله ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳، با استفاده از سری زمانی هفتگی قیمت نفت خام WTI و قراردادهای آتی‌های NYMEX مورد مطالعه قرار داده‌اند. بدین منظور، از مدل‌های ARCH و GARCH استفاده شده است و نتایج تخمین نشان می‌دهد که با افزایش دوره قرارداد آتی‌ها، نسبت بهینه پوشش ریسک بزرگتر می‌شود.

رستمی و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی پوشش متقاطع ریسک نوسانات نرخ دلار با استفاده از قراردادهای آتی سکه طلا پرداخته‌اند. در این پژوهش، ابتدا ارتباط متقابل بین سری‌های زمانی نرخ ارز و قیمت آتی سکه طلا با استفاده از مدل اقتصادسنجی بردار خودرگرسیونی (VAR) مشخص گردید. پس از تأیید وجود خودهمبستگی و ناهمسانی شرطی بر روی پسماند مدل VAR، از طریق مدل BEEK (که یک مدل گارچ چندمتغیره می‌باشد)، واریانس شرطی نرخ ارز و قیمت آتی سکه طلا برآورد گردید.

فرزانگان (۱۳۹۷) با بکارگیری مدل‌های نوسان‌پذیری چندمتغیره شامل مدل ADCC، مدل GO-GARCH و مدل‌های GARCH، به تخمین و بررسی عملکرد پوشش ریسک بازار نقدی

توسط بازار آتی سکه بهار آزادی پرداخته است. نتایج تجربی حاکی از برتری نسبت‌های پوشش ریسک بدست آمده از مدل GO-GARCH در مقایسه با سایر مدل‌های رقیب، برای پوشش ریسک نوسانات قیمت‌های نقدی با آتی سکه بهار آزادی است. نتایج تجربی همچنین نشان می‌دهند که قیمت‌های نقدی و آتی طی دوران تنش در بازار سکه طلا، گرایش به هم‌حرکتی دارند.

همانطور که در مطالعات مختلف در خارج از کشور مشخص شده است، پرداختن به موضوع وابستگی ساختاری بین بازارهای نقدی و آتی بر اساس رویکرد کاپولا، نوین است و در معدود مقالات مورد استفاده قرار گرفته است. این در حالی است که در مقاله ساکچرون و لیتمن (Sukcharoen and Leatham, 2017)، با رویکرد ارزش در معرض ریسک این موضوع مورد بررسی قرار گرفته است و در مقاله اومبرگ (Ornberg, 2016) استفاده از توزیع مشترک کاپولای نرمال مورد بررسی قرار گرفته است. لذا با توجه به گستردگی و پیشرفت توابع کاپولا در حیطه مدل‌سازی ساختار وابستگی، در این پژوهش از توابع کاپولا استفاده خواهد شد؛ به‌طوری‌که علاوه بر در نظر گرفتن توابع کاپولای نرمال و t -استیودنت، از توابع کاپولای ارشمیدسی شامل کاپولای کلایتون (کلایتون ۱۹۷۸)، کاپولای فرانک (فرانک ۱۹۷۹) و کاپولای گامبل (گامبل ۱۹۶۰) استفاده خواهد شد. همچنین در مطالعات خارجی به ندرت از رویکرد موجک استفاده شده است.

در داخل کشور نیز با مرور مطالعات صورت گرفته تاکنون، از معیارهای یاد شده شامل ترکیب توابع کاپولا و موجک استفاده‌ای نشده است که از نکات قابل توجه در این زمینه می‌باشد.

فرضیه‌های پژوهش

بر اساس توضیحات فوق و بر مبنای مبانی نظری و پژوهش‌های پیش گفته و توجه به این نکته که مدل‌های ترکیبی که امروزه به طور فراوان برای مدل‌سازی بکار گرفته می‌شوند مدلی هستند که با استفاده از دو یا چند روش آماری با یکدیگر ترکیب می‌شوند تا خواص یک پدیده

-
1. Clayton copula (Clayton, 1978)
 2. Frank copula (Frank, 1979)
 3. Gumbel copula (Gumbel, 1960)

را به خوبی نشان دهند، انتظار می‌رود بهینه بودن این روش مدلسازی به خوبی عیان شود. از همین‌رو، فرضیه پژوهش به صورت زیر تبیین می‌گردد:

فرضیه پژوهش: استفاده از رویکرد ترکیبی توابع کاپولا و تجزیه مویک نسبت پوشش بهتری را برای بازارهای نقدی توسط بازارهای آتی حاصل می‌نمایند.

روش‌شناسی پژوهش

برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک

برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک در ادبیات نظری سبد دارایی‌ای را در نظر می‌گیریم که در آن C_s واحد موقعیت خرید در بازار نقدی و C_f واحد موقعیت فروش در بازار آتی وجود دارد. از آنجایی که قراردادهای آتی برای کاهش نوسان‌های قیمت در بازار نقدی مورد استفاده قرار می‌گیرند، به این سبد دارایی اصطلاحاً سبد دارایی پوشش ریسک گفته می‌شود (بهرامی و میرزاپور باباجان، ۱۳۹۱). بازدهی سبد دارایی پوشش ریسک داده شده که از این پس به آن سبد دارایی گفته می‌شود، به صورت زیر است:

$$R_h = \frac{C_s S_t R_s - C_f F_t R_f}{C_s S_t} = R_s - h R_f \quad (1)$$

که در آن R_h بازدهی سبد دارایی، R_s بازدهی موقعیت نقدی و R_f بازدهی موقعیت تعهدی فرد در قراردادهای آتی، S_t قیمت نقدی دارایی پایه، F_t قیمت آتی دارایی پایه و h برابر با نسبت پوشش ریسک است. بازدهی موقعیت‌های نقدی و آتی از تفاضل قیمت‌های نقدی و آتی دارایی پایه در یک دوره زمانی نسبت به دوره قبل به صورت لگاریتمی به دست می‌آید (رستمی و همکاران، ۱۳۹۶).

$$R_s = \ln(S_t / S_{t-1}) \quad (2)$$

$$R_f = \ln(F_t / F_{t-1}) \quad (3)$$

مهمترین هدف پوشش ریسک، تعیین میزان نسبت بهینه پوشش ریسک است که این نسبت وابسته به تابع هدفی است که فرد پوشش‌دهنده ریسک بایستی آن را حداقل یا حداکثر نماید. همچنین نسبت بهینه پوشش ریسک می‌تواند ایستا یا پویا باشد؛ یعنی می‌تواند در کل دوره زمانی پوشش ریسک ثابت بوده و برابر عددی مشخص باشد و یا اینکه همواره طی زمان در حال تغییر باشد و فرد پوشش‌دهنده ریسک به صورت دائمی تعداد قراردادهای آتی مورد نیاز خود را تغییر دهد. نکته مهمی که در مورد تمامی روش‌های استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک بایستی به

آن توجه شود این است که تعداد موقعیت‌های فرد در بازار نقدی ثابت در نظر گرفته می‌شود و تحلیل ارائه شده مبتنی بر تعیین تعداد موقعیت‌های بهینه فرد در بازار قراردادهای آتی است. چنین فرضی در مورد قراردادهای آتی یا دارایی پایه دارایی‌های مالی چندان محل چالش نیست (اسکندری و همکاران، ۱۳۹۵).

جهت محاسبه نسبت پوشش ریسک از واریانس پرتفوی و محاسبه حداقل واریانس می‌توان استفاده نمود:

$$Var(R_h) = Var(R_s) + h^2 Var(R_f) - 2h.Cov(R_s, R_f) \quad (۴)$$

با حداقل نمودن واریانس بازدهی پرتفوی، نسبت بهینه پوشش ریسک حاصل خواهد شد:

$$h^* = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (۵)$$

که در آن مقدار نسبت بهینه پوشش ریسک برابر است با نسبت کوواریانس بین بازدهی آتی و نقدی به واریانس قیمت آتی. همچنین این نسبت برابر است با ضریب همبستگی بین دو بازدهی به نسبت انحراف معیار بازدهی نقدی به آتی.

یک روش برای تغییر نرخ در طول زمان، محاسبه مجدد نسبت پوشش بر اساس اطلاعات کنونی (یا شرطی) در کوواریانس و واریانس می‌باشد. این کار شامل محاسبه نسبت پوشش بر اساس اطلاعات شرطی است تا اطلاعات غیر شرطی. در این حالت نسبت پوشش با واریانس کمینه بصورت زیر خواهد بود (رستمی و همکاران، ۱۳۹۶):

$$h_t | \Omega_{t-1} = \frac{\sigma_{sf} | \Omega_{t-1}}{\sigma_f^2 | \Omega_{t-1}} \quad (۶)$$

در این رویکرد تصریحات می‌تواند با مدل‌های GARCH و ARCH و مدل‌های چندمتغیره GARCH صورت پذیرد.

رویکرد تجزیه و تحلیل موجک

تبدیل موجک ابزاری بسیار کارا برای مواجهه با خواص نامانایی سری‌های زمانی است. موضعی نمودن سیگنال‌ها به میزان دلخواه، نمایش همزمان چند مقیاسی و ... نیز از جمله دلایل استفاده از موجک است.

ایده اصلی توابع موجک، دو جفت تابع به شکل کلی زیر است:

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \psi\left(\frac{t - 2^j k}{2^j}\right), \quad \phi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \phi\left(\frac{t - 2^j k}{2^j}\right) \quad (7)$$

که به طور معمول یکی به عنوان تابع تقریب (موجک پدر) با نماد ϕ و دیگری به عنوان تابع جزئیات (موجک مادر) با نماد ψ شناخته می‌شود. در این معادلات، J مقدار مقیاس زمانی است و k نیز مقدار حرکت در هر مقیاس را نشان می‌دهد. یک تابع (سیگنال یا سری زمانی) را می‌توان به شکل ترکیبی از مجموع این توابع (توابع تقریب و توابع جزئیات) نوشت (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۲).

برای نمایش یک تابع بر اساس موجک مادر (جزئیات) و موجک پدر (روند یا تقریب)، از یک الگوریتم هرمی تکراری که توسط ملات (۱۹۸۹) ارائه شد، استفاده می‌شود که مختص داده‌های گسسته است (سری‌های زمانی به شکل گسسته هستند). در این روش چند مرحله‌ای، در هر مرحله فرکانس‌های پایین‌تر (نوسان‌های کمتر) از سیگنال جدا می‌شوند (w یا d) تا در مقیاس نهایی تنها جزء روند یا تقریب سیگنال (سری زمانی) باقی می‌ماند (s یا v). در هر مرحله از این الگوریتم، داده‌ها می‌بایست نصف شوند. بنابراین به طور ساده می‌توان یک سری زمانی را اینگونه نوشت (جلائی و حبیب‌دوست، ۱۳۹۱):

$$f(t) \approx S_j(t) + D_j(t) + D_{j-1}(t) + \dots + D_1(t) \quad (8)$$

می‌توان تبدیل موجک گسسته را شکل گسسته‌ای از تبدیل موجک در حالت پیوسته از طریق نمونه‌برداری خاص ضرایب موجک دانست. این نمونه‌برداری خاص از تبدیل موجک پیوسته از طریق پارامترهای u و s که به ترتیب پارامترهای فرکانس و مقیاس هستند، به صورت زیر شکل می‌گیرد (طاهری بازخانه و همکاران، ۱۳۹۷):

$$S = 2^j \quad u = k 2^j \quad (9)$$

که در آن k و j اعداد صحیحی هستند که مجموعه‌ای از انتقالات و فرکانس‌های گسسته را نمایش می‌دهند. به عبارت دیگر، این نمونه‌برداری خاص درجه وضوح و تفکیک‌پذیری حاصل از تبدیل موجک گسسته در دو بُعد زمان و فرکانس را تعیین می‌نماید.

در این مطالعه، برای فائق آمدن بر برخی مشکلاتی که در روش تبدیل موجک گسسته وجود دارد، از تبدیل موجک همپوشانی استفاده خواهد شد و در واقع تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی دارای مزیت‌های متعددی نسبت به تبدیل موجک گسسته است. بر این

اساس، بدست آوردن نسبت بهینه پوشش ریسک به شرح زیر خواهد بود (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۲):

$$\frac{\partial \sigma_p^2}{\partial w_f} = 2w_f \sigma_f^2 + 2\sigma_{s,f} \quad (10)$$

می‌بایست واریانس تجزیه قیمت‌های نقدی و کوواریانس تجزیه قیمت‌های نقدی و آتی محاسبه شود.

ضریب موجک را می‌توان از طریق فیلتر بالاگذر (d)^۱ و پایین‌گذر (s)^۲ به شکل زیر نشان داد:

$$d_{j,t} = \sum_{k=0}^{j-1} h_{j,k} X_{t-1} \quad (11)$$

$$s_{j,t} = \sum_{k=0}^{j-1} g_{j,k} X_{t-1}$$

بنابراین با فرض حداکثر همپوشانی، تخمین‌زن واریانس موجک به شکل زیر تعریف خواهد شد:

$$\sigma_{x,j}^2 = \frac{1}{N} \sum_{T=L,j}^N d_{j,t}^2 \quad (12)$$

کوواریانس تجزیه موجک نیز به شکل زیر است:

$$\sigma_{xy,j} = \frac{1}{N} \sum_{T=L,j-1}^{N-1} d_{j,t}^x d_{j,t}^y \quad (13)$$

بدین ترتیب نسبت بهینه پوشش ریسک در هر بخش از تجزیه فرکانس برابر است با نسبت کوواریانس بین بازدهی آتی و نقدی به واریانس قیمت آتی در هر سطح تجزیه (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۲).

$$h^* = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)}$$

رویکرد تجزیه و تحلیل توابع کاپولا

می‌توان تابع کاپولا را با توجه به قضیه اسکالر بدین صورت تعریف نمود:

-
1. The high-pass filter
 2. The low-pass filter

دو متغیر تصادفی X_1, X_2 با توابع توزیع $F_{X_1}(x_1) = P(X_1 \leq x_1)$ و $F_{X_2}(x_2) = P(X_2 \leq x_2)$ را در نظر بگیرید. برای هر دو مقدار حقیقی x_1, x_2 می‌توان سه مقدار $[F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2), F(x_1, x_2)]$ را در نظر گرفت که هر کدام به یک نقطه $[F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2)]$ در مربع واحد $[0, 1] \times [0, 1]$ منجر می‌شود و این زوج با مقدار $F(x_1, x_2)$ در بازه $[0, 1]$ مطابقت دارد. این رابطه که مقدار مربوط به تابع توزیع توأم را به توابع تک متغیره اختصاص می‌دهد، تابع کاپولا نامیده می‌شود (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳).

$$F(x_1, x_2) = C(F_1(x_1), F_2(x_2)). \quad (۱۴)$$

ضریب همبستگی خطی، ساختار وابستگی کلی را نشان می‌دهد و بر اساس تابع توزیع توأم F قابل بیان است.

وابستگی دنباله‌ای، وابستگی بین متغیرها را در یک چهارم بالایی (چارک) سمت راست و یک چهارم پایینی (چارک) سمت چپ روی $I^2 = [0, 1]^2$ اندازه می‌گیرد. مفاهیم مربوط به وابستگی دنباله‌ای در توزیع‌های توأم برای مقادیر حدی بیان می‌شوند. وابستگی دنباله‌ای، رابطه وابستگی بین مقادیر بزرگ (کوچک) از یک متغیر با مقادیر بزرگ (کوچک) از متغیر دیگر را توصیف می‌نماید که تحت عنوان وابستگی دنباله‌ای بالایی (پایینی) تعریف می‌شوند (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳). در نظر بگیرید $X = (X_1, X_2)^T$ یک بردار تصادفی دو بُعدی باشد. گوییم X دارای وابستگی دنباله بالایی است، هرگاه:

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1^-} P[X_1 > F_1^{(-1)}(u_1) | X_2 > F_2^{(-1)}(u_2)] \quad (۱۵)$$

که در آن F_i^{-1} معکوس تابع توزیع تجمعی برای X_i است. در نتیجه X در صورت $\lambda_U = 0$ به دنباله بالایی وابستگی نخواهد داشت. بعلاوه گوییم $X = (X_1, X_2)^T$ دارای وابستگی به دنباله پایین است هرگاه:

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0^+} P[X_1 \leq F_1^{(-1)}(u_1) | X_2 \leq F_2^{(-1)}(u_2)] \quad (۱۶)$$

انواع توابع کاپولا

کاپولای نرمال^۱

سونگ^۲ (۲۰۰۰)، تابع کاپولای نرمال را به صورت زیر بیان نمود (ساکچرون و لیتمن (Sukcharoen and. Leatham, 2017):

$$C^{Ga}(u_1, u_2; \rho) = \psi_{\rho}(\psi^{-1}(u_1), \psi^{-1}(u_2)) \quad (17)$$

که در آن ψ_{ρ} تابع توزیع نرمال استاندارد دو متغیره با ضریب همبستگی $\rho \in (0, 1)$ است. این تابع دارای وابستگی بالایی و پایینی صفر است.

کاپولای t-استیودنت

امبرچت و همکاران (Embrechts & et al, 2001)، تابع توزیع تابع کاپولای t-استیودنت^۳ را به صورت زیر بیان نمودند (ساکچرون و لیتمن (Sukcharoen and. Leatham, 2017):

$$T_{v, \rho}(t_v^{-1}(u_1), t_v^{-1}(u_2)) \quad (18)$$

این تابع نیز همچون تابع نرمال متقارن بوده، با این تفاوت که مقدار وابستگی بالایی و پایینی در توزیع را متقارن اندازه‌گیری می‌نماید و معیاری جهت وابستگی در دنباله‌ها را به همراه دارد.

کاپولای ارشمیدسی

کاپولای ارشمیدسی یک دسته مهم از توابع کاپولا، با ساختار ساده و خصوصیات تحلیلی فراوان است. کاپولای ارشمیدسی دو متغیره به صورت $C(u_1, u_2) = \phi^{[-1]} \{ \phi(u_1) + \phi(u_2) \}$ است که پیوسته، اکیداً کاهشی و دارای تابع مولد $\phi: [0, 1] \rightarrow [0, \infty]$ است؛ به طوری که $\phi(1) = 0$ و تابع شبه معکوس $\phi^{[-1]}$ به صورت زیر است (ساکچرون و لیتمن (Sukcharoen and. Leatham, 2017):

1. Normal Copula.
2. Song.
3. Student copula

$$\varphi^{[-1]}(t) = \begin{cases} \varphi^{-1}(t) & 0 \leq t \leq \varphi(0) \\ 0 & \varphi(0) \leq t \leq \infty \end{cases} \quad (19)$$

سه نوع کاپولای ارشمیدسی که به صورت رایج استفاده می‌شود شامل موارد زیر می‌باشند:

۱. کاپولای کلایتون (کلایتون ۱۹۷۸)؛^۱

۲. کاپولای فرانک (فرانک ۱۹۷۹)؛^۲

۳. کاپولای گامبل (گامبل ۱۹۶۰)؛^۳

تابع کاپولای کلایتون دارای توزیع نامتقارن است؛ به نحوی که در آن وابستگی به دنباله منفی بیشتر از وابستگی به دنباله مثبت است. تابع کاپولای گامبل نیز همچون کاپولای کلایتون دارای توزیع نامتقارن است و برخلاف کاپولای کلایتون وابستگی دنباله مثبت در آن بیشتر از وابستگی به دنباله منفی است. تابع کاپولای فرانک نیز حالت متقارن از کاپولای ارشمیدسی را نمایش می‌دهد. در رویکرد اخیر نیز نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس شرطی در زمان t است (ساکچرون و لیتمن (Sukcharoen and. Leatham, 2017)).

$$h_t = \rho_{Copula} \frac{h_{sf,t}^2}{h_{ff,t}^2} \quad (20)$$

لازم به ذکر است برای رسیدن به توزیع مشترک بر مبنای توابع کاپولایی، نیازمند رسیدن به توزیع حاشیه‌ای مناسب برای رسیدن به توزیع مشترک هستیم. برای این مهم، در این مقاله از روش GARCH-Copula استفاده شده است که در آن ابتدا پارامترهای توزیع حاشیه‌ای محاسبه و سپس توزیع مشترک بدست خواهد آمد و از آن مقادیر پارامترهای توابع کاپولا استخراج خواهد شد. بدین ترتیب از واریانس شرطی محاسبه شده از توزیع حاشیه‌ای در معادله (۲۰) نیز استفاده شده است.

1. Clayton copula (Clayton, 1978)

2. Frank copula (Frank, 1979)

3. Gumbel copula (Gumbel, 1960)

رویکرد تجزیه و تحلیل ترکیبی موجک - کاپولا

با توجه به کارایی توابع کاپولا در شناخت ساختار وابستگی بین بازدهی‌های بازارهای مالی و همچنین توانایی رویکرد تجزیه موجک در تجزیه قیمت‌های نقدی و کوواریانس تجزیه قیمت‌های نقدی و آتی در طول زمان، در این پژوهش در ترکیب مدل‌های یاد شده به روش Wavelet-Copula نسبت بهینه پوشش ریسک در هر بخش از تجزیه فرکانس بر اساس ساختار وابستگی کاپولایی به شکل برقرار خواهد شد (اومبرگ (Ornberg, 2016):

$$h_t = \rho_{Copula} \frac{\sigma_{D_j R_t}}{\sigma_{D_j F_t}} \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (21)$$

که در آن نسبت بهینه پوشش ریسک در هر فرکانس زمان - مقیاس روش موجک با استفاده از رویکرد MODWEST و معیارهای مختلف به روش دابشیز^۱ بر اساس ضریب همبستگی کاپولا محاسبه می‌شود.

یکی از تفاوت‌های عمده این پژوهش در مقایسه با سایر پژوهش‌های صورت گرفته بر اساس توابع کاپولا و رویکرد موجک، بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک در طی زمان (متغیر زمانی) است. برای این منظور، مقادیر پارامتر نسبت بهینه پوشش ریسک بر اساس مدل‌های مختلف به صورت متغیر در زمان اندازه‌گیری شده است که هم‌حرکتی آنها مشخص گردد. بدین منظور از روش پنجره غلتان^۲ استفاده می‌شود. در این رهیافت لازم است یک دوره برازش^۳ ثابت را در نظر بگیریم که به منظور تخمین پارامترهای رابطه بین متغیرها، نمونه‌ای را تعریف می‌نماید. این نمونه برازش^۴، در سراسر کل دوره داده‌ها غلتانده می‌شود. با ثابت در نظر گرفتن دوره برازش، نمونه برازش از ابتدای دوره داده‌ها شروع می‌شود. برای مثال، با در نظر گرفتن N داده اول بعنوان پنجره غلتان از کل داده‌های ممکن (مثلاً T داده)، به برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک با این N داده پرداخته می‌شود. سپس با استفاده از این مقادیر پنجره غلتان یک داده به جلو رانده می‌شود؛ یعنی داده‌های دوم تا N+1 و با استفاده از این N داده به عنوان پنجره غلتان نسبت پوشش ریسک باز برآورد می‌شود. این چرخه برای برآورد پارامترها تا داده T^۵ ادامه پیدا

1. Daubchies

2. Rolling Window

3. Estimation period

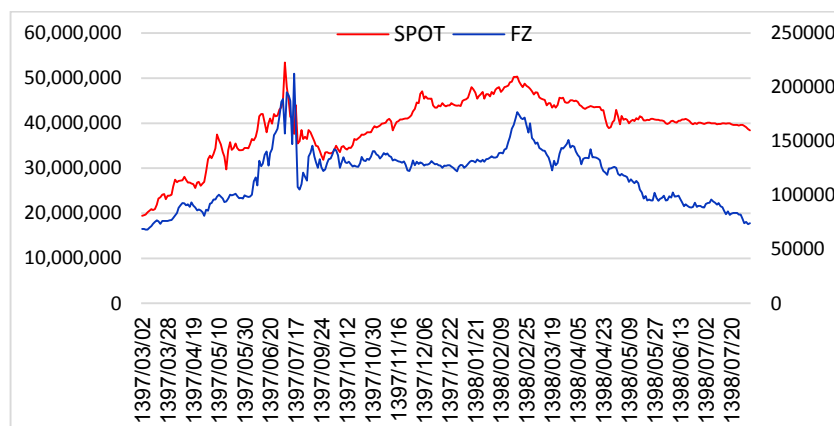
4. Estimation sample

می‌کند و منجر به برآورد N مقدار از نسبت بهینه پوشش ریسک می‌شود. با این حالت می‌توان به خوبی مقادیر نسبت پوشش ریسک در طول زمان را مورد بررسی قرار داده و کارایی بین مدل‌های مورد بررسی را تبیین نمود.

یافته‌های پژوهش

جامعه آماری و متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد مطالعه شامل بازدهی روزانه لگاریتمی قیمت نقدی سکه بهار آزادی از ابتدای خردادماه سال ۱۳۹۷ (آغاز معامله قراردادهای آتی زعفران) تا پایان مهرماه سال ۱۳۹۸ شامل ۳۳۳ داده می‌باشد. معاملات آتی زعفران در بورس کالای ایران از ابتدای خردادماه سال ۱۳۹۷ راه‌اندازی شد و هم‌اکنون برای سرسیدهای مختلف قابل معامله است. با توجه به آنچه بررسی تعداد معاملات انجام شده قراردادهای آتی مدّ نظر در بورس کالای ایران نشان می‌دهد، به طور معمول قراردادها با سرسید طولانی‌تر در مقایسه با سرسیدهای نزدیک‌تر با استقبال بیشتری مواجه می‌شوند. برای جلوگیری از نوسانات قیمت‌ها از میانگین وزنی برای در نظر گرفتن شاخص بازار آتی زعفران استفاده شده است. روند تغییرات قیمت قراردادهای آتی زعفران و قیمت نقدی سکه طلا در طی دوره مورد بررسی در نمودار (۱) قابل مشاهده است.



نمودار (۱): روند زمانی قیمت قرارداد آتی زعفران و قیمت نقدی سکه طلا

جدول (۲) نیز مشخصات آماری متغیرهای مورد بررسی پژوهش، به صورت روزانه و در طی دوره خردادماه سال ۱۳۹۷ تا پایان مهرماه سال ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد.

جدول (۲): آماره‌های توصیفی داده‌های بازدهی

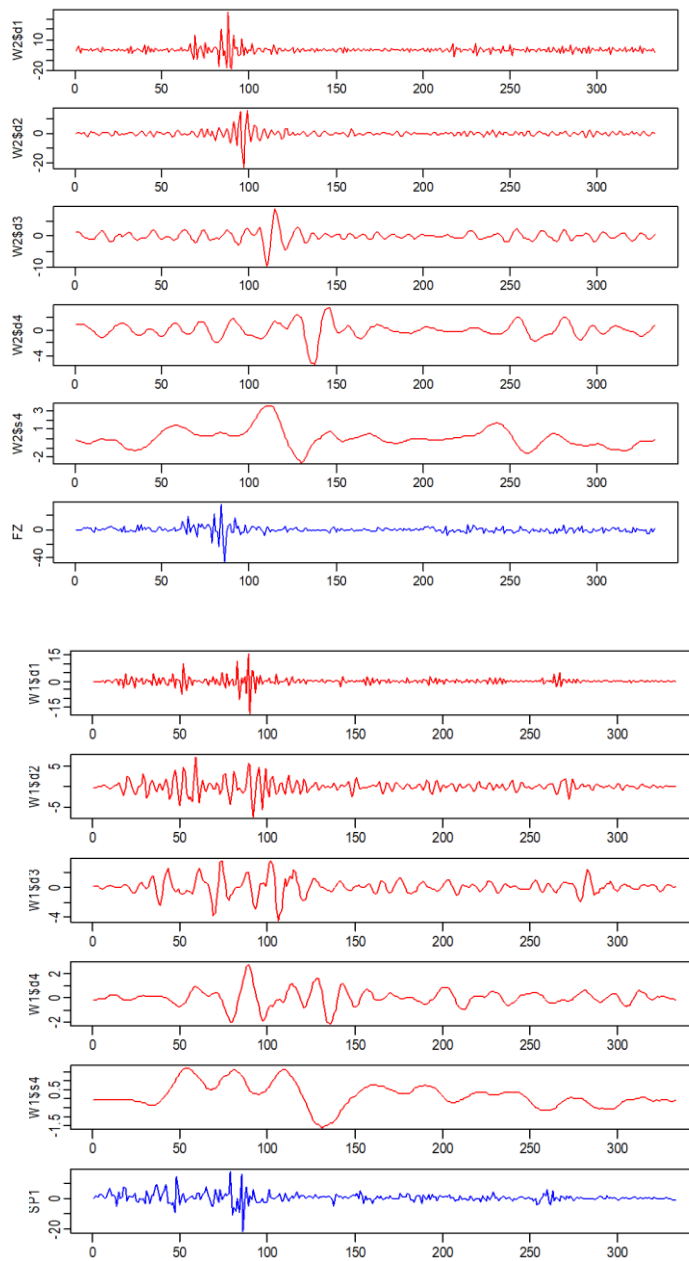
شاخص	بازدهی قیمت نقدی سکه طلا	بازدهی قیمت آتی زعفران
میانگین	0.205	0.023
میانسه	0.029	-0.131
بیشینه	17.298	36.579
کمینه	-21.466	-43.688
انحراف معیار	3.082	5.171
چولگی	-0.035	-0.960
کشیدگی	15.876	28.729
آماره ADF	-20.41	-7.77
احتمال	0,000	0,000
آماره ARCH	76.77	67.62
احتمال	0,000	0,000

منبع: نتایج پژوهش

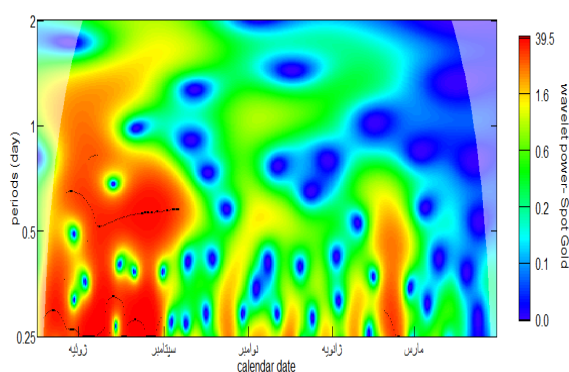
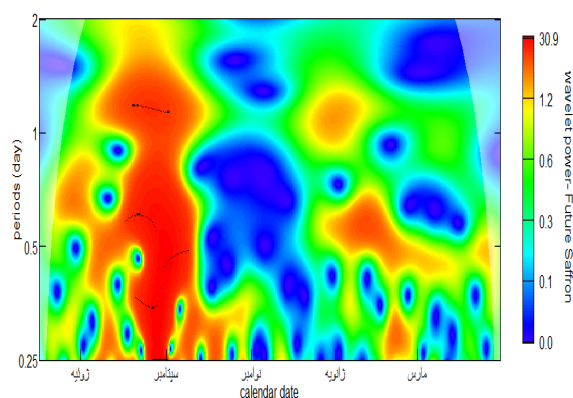
همانطور که مشخص است سری‌های موردنظر با توجه به آماره آزمون مانایی ADF در سطح مانا هستند. از سوی دیگر این سری‌ها، دارای واریانس ناهمسانی بر اساس آماره ARCH بوده و استفاده از رویکرد GARCH را برای محاسبه توزیع حاشیه‌ای تأیید می‌نمایند. همانطور که مشخص است توزیع این دو بازدهی دارای دنباله پهن تر نسبت به توزیع نرمال است.

برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک

در گام نخست، در بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک بازار سکه طلا در ایران، همانطور که در بخش قبلی اشاره شد، طیف واریانس سری‌های مورد بررسی باید تجزیه شوند. برای این منظور، تجزیه موجک برای بازارهای نقدی سکه طلا و آتی زعفران در نمودار (۲) قابل مشاهده است. در این بررسی، از سری موجک با ۵ سطح تجزیه استفاده شده است. انتخاب این سطح از تجزیه به ساختار داده‌ها و نتایج حاصل از تجزیه موجک برمی‌گردد. لذا بر اساس نتایج بهتر کسب شده از موجک با ۵ سطح استفاده شده است تا فرکانس‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت را در ۵ سطح در اختیار داشته باشیم. همانطور که مشخص است، در دوره‌های کوتاه‌مدت واریانس سری زمانی در سطح موجک اول بسیار پرنوسان بوده است؛ در حالیکه در دوره‌های بلندمدت این سری دارای واریانس کمتری است. همچنین در این بررسی تجزیه موجک در طول زمان نیز برای هر سری بازارهای نقدی و آتی در نمودار (۳) مشخص شده است.



نمودار (۲): تجزیه موجک سری های زمانی قیمت آتی زعفران (بالا) و قیمت نقدی سکه طلا (پایین)



نمودار (۳): تجزیه موجک در طی زمان برای بازدهی قیمت آتی زعفران (بالا) و قیمت نقدی سکه طلا (پایین)

نتایج بررسی نسبت پوشش ریسک بر اساس معادله (۱۳) برای کل دوره در جدول (۳) خلاصه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در دوره‌های کوتاه‌مدت این نسبت به علت نوسانات بالای سری بازدهی‌های دو بازار نقدی و آتی زیاد بوده است؛ لذا دارای ضریب همبستگی کمتری هستند. این در حالی است که در بلندمدت این نسبت افزایش یافته است. شهود مناسبی از رفتار نوسانات را می‌توان در نمودار (۲) نیز مشاهده نمود.

بدین ترتیب می‌توان بیان نمود این رویکرد برای تجزیه‌های بلندمدت نتیجه بهتر و با نسبت بالاتری حاصل نموده است. به طور کلی، نسبت بهینه پوشش ریسک بین بازار نقدی سکه طلا

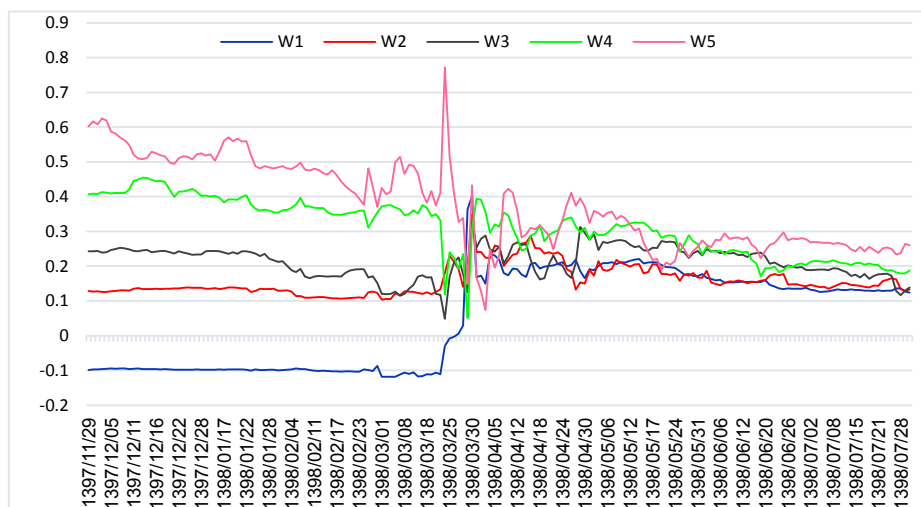
و بازار آتی زعفران در کوتاه مدت کمتر بوده و حتی در دوره زمانی ۲ تا ۴ روز (طول موجک ۱) این نسبت منفی است. اما در دوره های میان مدت و بلندمدت این نسبت افزایش داشته است. علت این امر آن است که در زمان های بسیار کوتاه (۲ تا ۴ روز) امکان تبیین مناسب از پوشش ریسک با توجه به نوسانات بازدهی و واریانس بالای آن کمتر است. این در حالی است که با افزایش سطح - زمان، همانند نمودار (۲)، مقادیر نوسانات کاهش یافته و نسبت بهینه پوشش ریسک که حاصل نسبت کوواریانس به واریانس بازار آتی است افزایش یافته است. بنابراین سرمایه گذاران در افق زمانی بلندمدت تر برای کاهش ریسک سبد دارایی خود، نسبت بزرگتری از موقعیت های نقدی را با معامله معکوس در قراردادهای آتی پوشش می دهند.

جدول (۳): برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک بازارهای نقدی سکه طلا و آتی زعفران

نسبت بهینه پوشش ریسک	سطح تجزیه موجک
-0.065	طول موجک ۱ (۲ تا ۴ روز)
0.127	طول موجک ۲ (۴ تا ۸ روز)
0.228	طول موجک ۳ (۸ تا ۱۶ روز)
0.367	طول موجک ۴ (۱۶ تا ۳۲ روز)
0.478	طول موجک ۵ (۳۲ تا ۶۴ روز)

منبع: نتایج پژوهش

نسبت بهینه پوشش ریسک بر اساس هر روش، با استفاده از رویکرد متغیر زمانی و روش پنجره غلتان برآورد گردیده است. همانطور که در بخش قبلی به کلیات این روش اشاره شد، برای برآورد متغیر زمانی نسبت بهینه پوشش ریسک به یک دوره برازش نیاز است. در این پژوهش، با توجه به تعداد داده های در دسترس، جهت برآورد مناسب و قابل اتکا از پارامترهای مدل های مختلف، دوره برازش تعداد ۱۵۰ داده ابتدایی در نظر گرفته شده و تعداد دوره خارج از نمونه برای برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک نیز ۱۸۳ روز است. مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک برای هر سطح از تجزیه برآورد گردیده که نتایج حاصل از آن در نمودار (۴) قابل مشاهده می باشد. همانطور که مشخص است، این نسبت در طی زمان با توجه به نحوه محاسبه نسبت پوشش ریسک بر اساس معادله (۱۳)، دارای نوسان بوده است؛ به طوری که این نوسانات برای سال ۱۳۹۷ بیشتر و در سال ۱۳۹۸ کمتر شد و به طور متوسط مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک نیز کاهشی بوده است که یکی از دلایل این موضوع می تواند کاهش نوسانات بازار سکه طلا در ایران باشد.



نمودار (۴): مقادیر متغیر زمانی نسبت پوشش ریسک به روش موجک برای هر سطح از تجزیه

خصوصیات آماری مقادیر برآورد شده نسبت بهینه پوشش ریسک برای هر سطح از تجزیه موجک در جدول (۴) خلاصه شده است. همانطور که مشخص است در این بررسی نیز میانگین دوره‌های میان‌مدت و بلندمدت در شرایط بهتری قرار داشته و توانسته‌اند به طور متوسط بیش از ۳۷ درصد نسبت پوشش ریسک را به همراه داشته باشند.

جدول (۴): خصوصیات آماری نسبت بهینه پوشش ریسک متغیر زمانی (موجک) بازارهای نقدی سکه طلا و آتی زعفران

سطح	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف	چولگی	کشیدگی
طول موجک ۱ (۲ تا ۴ روز)	0.051	0.129	0.401	-0.118	0.139	-0.004	-1.609
طول موجک ۲ (۴ تا ۸ روز)	0.158	0.143	0.350	0.103	0.042	1.368	2.020
طول موجک ۳ (۸ تا ۱۶ روز)	0.213	0.229	0.324	0.049	0.045	-0.545	0.202
طول موجک ۴ (۱۶ تا ۳۲ روز)	0.311	0.320	0.455	0.051	0.081	-0.317	-0.688
طول موجک ۵ (۳۲ تا ۶۴ روز)	0.378	0.360	0.772	0.074	0.126	0.253	-0.776

منبع: نتایج پژوهش

جهت برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک به روش توابع کاپولا، همانطور که قبلاً بیان شد از ضریب ساختار وابستگی به نسبت واریانس شرطی استفاده خواهد شد. لازم به ذکر است، قبل از برآورد توابع کاپولا لازم است برای بدست آوردن توزیع کاپولایی بین هر جفت سری زمانی، توزیع حاشیه‌ای آنها از طریق رویکردهای خانواده GARCH برآورد گردد. برای این منظور، در این پژوهش از مدل GARCH استاندارد با توزیع t -استیودنت استفاده شده است. علت استفاده از توزیع t -استیودنت در این برآورد، عدم نرمال بودن توزیع داده‌ها مطابق با جدول (۱) است.

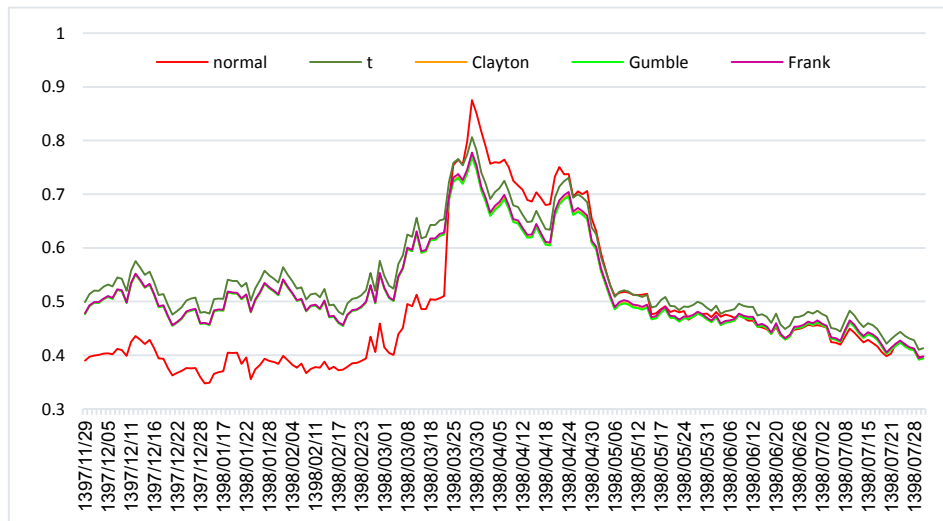
بر این اساس، برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک برای توابع کاپولا نیز به روش GARCH-Copula در جدول (۵) برای کل دوره برازش قابل مشاهده است. نتایج نشان می‌دهد که تمامی توابع مورد بررسی دارای پارامترهای معنی‌داری هستند. در این بین، تابع کاپولای t -استیودنت دارای بیشترین مقدار حداکثر راستنمایی و به بیان بهتر، دارای بهترین توضیح‌دهنده ساختار متقابل بازارهای مورد بررسی است. این نتیجه به خوبی گویای این واقعیت است که در بازارهای آتی زعفران و نقدی سکه طلا، در بازدهی‌های حادی مثبت و منفی وابستگی آنها بیشتر شده و اثرات متقابل آنها بر همدیگر در این شرایط بیشتر می‌شود. بدین ترتیب لحاظ ساختار وابستگی به جای وابستگی خطی بین بازدهی‌های قیمت آتی زعفران و قیمت نقدی سکه طلا موجب محاسبه بهتری از نسبت بهینه پوشش ریسک می‌گردد؛ به گونه‌ای که در این بررسی این نسبت برابر ۴۹٫۸ درصد است.

جدول (۵): برآورد توابع کاپولای مختلف و نسبت پوشش ریسک به روش کاپولا

تابع کاپولا	پارامتر	انحراف	آماره	احتمال	حداکثر راستنمایی	نسبت پوشش ریسک
نرمال	0.28	0.05	5.55	0.000	12.65	0.456
t -استیودنت	0.30	0.05	5.62	0.000	16.46	0.498
کلایتون	0.51	0.12	4.45	0.000	13.32	0.494
گامبل	1.21	0.05	24.26	0.000	12.98	0.427
فرانک	1.95	0.35	5.61	0.000	15.09	0.507

منبع: نتایج پژوهش

نمودار (۵) برای دوره برون نمونه مشخص شده است. همانطور که مشخص است، بیشترین مقدار نسبت بهینه پوشش ریسک در طی دوره مورد بررسی مربوط به ابتدای تابستان سال ۱۳۹۸ و در حدود ۹۰ درصد بوده است و پس از آن در پاییز سال ۱۳۹۸ کاهش چشم‌گیری را داشته است.



نمودار (۵): مقادیر متغیر زمانی نسبت پوشش ریسک به روش کاپولا برای توابع مختلف

در جدول (۶) نیز مشخصات آماری این برآورد نشان می‌دهد که خصوصیات آماری مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک در بین بازارهای یاد شده بسیار نزدیک به یکدیگر است.

جدول (۶): خصوصیات آماری نسبت پوشش ریسک متغیر زمانی (کاپولایی) بازارهای نقدی

سکه طلا و آتی زعفران

تابع کاپولا	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف	چولگی	کشیدگی
نرمال	0.486	0.442	0.876	0.348	0.126	1.367	0.695
t-استیودنت	0.543	0.513	0.806	0.410	0.088	1.094	0.290
کلاپتون	0.520	0.491	0.771	0.392	0.084	1.092	0.289
گامبل	0.519	0.491	0.768	0.392	0.084	1.080	0.261
فرانک	0.522	0.493	0.777	0.395	0.085	1.112	0.316

منبع: نتایج پژوهش

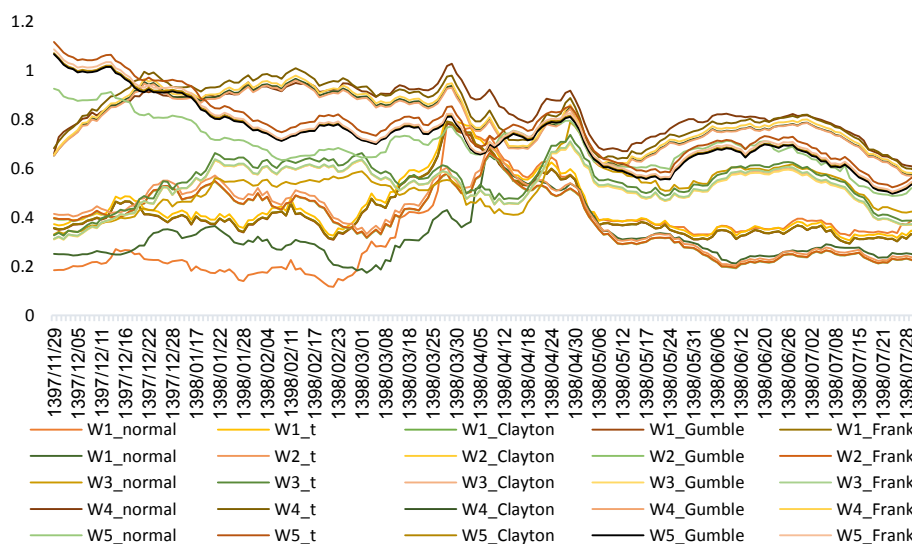
با توجه به توانایی بالای توابع کاپولا در تبیین ساختار وابستگی بین سری‌های زمانی در دنباله‌های توزیع و همچنین توانایی مناسب رویکرد تجزیه موجک در تفکیک سطوح نوسانات جهت رسیدن به مقدار بهینه پوشش ریسک، در این بخش از روش ترکیبی تجزیه موجک و توابع کاپولا استفاده شده است. به منظور تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک برای هر سطح از تجزیه موجک به روش تابع کاپولا، در این بخش به بررسی نسبت پوشش ریسک بازار سکه طلا با توجه به بازار آتی زعفران پرداخته شده است. نتایج برآورد توابع کاپولا برای هر سطح در جدول (۷) قابل مشاهده است.

جدول (۷): برآورد توابع کاپولای مختلف و نسبت پوشش ریسک به روش کاپولا

سطح تجزیه	تابع کاپولا	پارامتر	آماره	احتمال	حداکثر راستنمایی	نسبت پوشش ریسک
موجک ۱ (۲ تا ۴ روز)	نرمال	0.198	3.74	0.00	6.3	0.33
	t-استیودنت	0.231	3.98	0.00	11.01	0.38
	کلاپتون	0.369	3.42	0.00	8.76	0.38
	گامبل	1.154	24.55	0.00	7.04	0.32
	فرانک	1.480	4.29	0.00	9.23	0.39
موجک ۲ (۴ تا ۸ روز)	نرمال	0.176	3.26	0.00	4.96	0.29
	t-استیودنت	0.192	3.36	0.00	5.34	0.31
	کلاپتون	0.342	3.64	0.00	3.45	0.36
	گامبل	1.110	24.67	0.00	3.84	0.24
	فرانک	1.340	4.02	0.00	8.2	0.36
موجک ۳ (۸ تا ۱۶ روز)	نرمال	0.290	5.92	0.00	13.95	0.48
	t-استیودنت	0.298	5.62	0.00	17.56	0.49
	کلاپتون	0.477	4.38	0.00	14.43	0.47
	گامبل	1.224	24.48	0.00	15.01	0.44
	فرانک	1.810	5.32	0.00	14.29	0.48
موجک ۴ (۱۶ تا ۳۲ روز)	نرمال	0.451	0.04	0.00	36.35	0.74
	t-استیودنت	0.444	0.048	0.00	39.45	0.73
	کلاپتون	0.83	0.136	0.00	36.02	0.70
	گامبل	1.381	0.058	0.00	33.29	0.66
	فرانک	2.88	0.35	0.00	33.95	0.71
موجک ۵ (۳۲ تا ۶۴ روز)	نرمال	0.454	0.04	0.00	36.85	0.75
	t-استیودنت	0.472	0.043	0.00	37.46	0.78
	کلاپتون	1.09	0.146	0.00	30.02	0.83
	گامبل	1.4	0.061	0.00	30.2	0.68
	فرانک	3.57	0.37	0.00	49.1	0.84

منبع: نتایج پژوهش

نتایج کسب شده از رویکرد متغیر زمانی برای رویکردهای مختلف بر اساس روش پنجره غلتان در نمودار (۶) مشخص شده است.



نمودار (۶): مقادیر متغیر زمانی نسبت پوشش ریسک بازارهای آتی زعفران و نقدی سکه طلا به روش کاپولا - موجک

خصوصیات آماری برای هر یک از مدل‌های یاد شده در جدول (۸) خلاصه شده است. در بررسی متغیر زمانی نسبت بهینه پوشش ریسک به روش موجک - کاپولا نیز به خوبی مشخص است که میانگین این نسبت به نسبت رویکردهای قبلی به مراتب بیشتر بوده است و با انحراف معیار کمتری روش موجک سطح چهارم و پنجم در میان مدت و بلندمدت با توابع کاپولای فرانک و t -استیودنت شرایط بهتری نسبت به سایر مدل‌های برآورد شده دارد. این موضوع نشان می‌دهد که در نظر گرفتن سطوح مختلف نوسانات و تجزیه مناسب آنها به همراه در نظر گرفتن رویکرد مناسبی از ساختار وابستگی بین بازدهی‌های بازارهای آتی زعفران و نقدی سکه طلا موجک به نسبت بهینه پوشش بالاتری می‌گردد.

به خوبی قابل استنباط است که سرمایه‌گذاران با لحاظ ساختار وابستگی بر اساس توابع کاپولا در افق زمانی بلندمدت، برای کاهش ریسک سبد دارایی خود، نسبت بزرگتری از موقعیت‌های نقدی را با معامله معکوس در قراردادهای آتی پوشش می‌دهند.

جدول (۸): خصوصیات نسبت پوشش ریسک متغیر زمانی (کاپولا - موجک) بازارهای نقدی سکه طلا و آتی زعفران

سطح ریسک	تابع کاپولا	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف	چولگی	کشیدگی
۱	نرمال	0.351	0.342	0.782	0.116	0.161	0.930	0.318
	t-استیودنت	0.441	0.397	0.821	0.306	0.119	1.419	1.312
	کلاپتون	0.422	0.380	0.785	0.293	0.113	1.419	1.311
	گامبل	0.421	0.379	0.782	0.292	0.113	1.409	1.256
	فرانک	0.423	0.381	0.792	0.293	0.115	1.433	1.355
۲	نرمال	0.320	0.290	0.653	0.173	0.104	1.455	1.509
	t-استیودنت	0.405	0.419	0.690	0.203	0.124	0.003	-1.160
	کلاپتون	0.387	0.401	0.660	0.194	0.119	0.001	-1.161
	گامبل	0.386	0.400	0.658	0.192	0.119	0.003	-1.166
	فرانک	0.388	0.402	0.664	0.194	0.120	0.011	-1.150
۳	نرمال	0.520	0.535	0.789	0.330	0.084	0.012	0.433
	t-استیودنت	0.546	0.556	0.737	0.324	0.088	-0.611	-0.153
	کلاپتون	0.523	0.532	0.705	0.310	0.084	-0.612	-0.151
	گامبل	0.521	0.531	0.702	0.307	0.084	-0.622	-0.128
	فرانک	0.526	0.535	0.711	0.310	0.085	-0.615	-0.150
۴	نرمال	0.835	0.845	1.026	0.600	0.092	-0.587	-0.393
	t-استیودنت	0.829	0.813	1.009	0.590	0.111	-0.214	-1.104
	کلاپتون	0.793	0.778	0.966	0.565	0.106	-0.219	-1.093
	گامبل	0.789	0.775	0.959	0.562	0.105	-0.234	-1.064
	فرانک	0.803	0.788	0.978	0.573	0.107	-0.220	-1.084
۵	نرمال	0.698	0.690	0.925	0.487	0.097	0.172	0.053
	t-استیودنت	0.771	0.760	1.115	0.522	0.136	0.498	-0.164
	کلاپتون	0.738	0.727	1.069	0.499	0.131	0.507	-0.146
	گامبل	0.733	0.725	1.066	0.496	0.130	0.502	-0.133
	فرانک	0.746	0.733	1.086	0.505	0.133	0.535	-0.104

منبع: نتایج پژوهش

کارایی نسبت بهینه پوشش ریسک

متداول ترین روش برای برآورد کارایی پوشش ریسک، مقایسه ریسک حالت های پوشش یافته و بدون پوشش است. در این روش، درصد کاهش ریسک دارایی نقدی در اثر استفاده از قراردادهای آتی محاسبه می گردد. بدین منظور، یک پرتفوی بدون پوشش شامل ترکیبی از سهم ها با نسبت برابر، در بازار نقدی و یک پرتفوی پوشش داده شده شامل دارایی های آتی و نقدی با نسبت متفاوت تشکیل می گردد.

معیار کارایی، شاخصی است که با استفاده از ریسک در پرتفولیوهای پوشش یافته و پوشش نیافته بدست می‌آید. در واقع این شاخص درصد تفاوت ریسک در این دو پرتفولیو می‌باشد. بدین ترتیب، شاخص کارایی تفاوت ریسک این پرتفولیوهای پوشش یافته و پوشش نیافته را به صورت عددی بین صفر تا صد بیان می‌نماید. کارایی نشان‌دهنده تغییر در ریسک مجموعه در اثر عملیات پوشش ریسک نسبت به حالت پوشش نیافته می‌باشد. اگر در اثر تغییرات ضریب کارایی عملیات پوششی هیچگونه تغییری در ریسک پرتفوی اتفاق نیفتد، ضریب کارایی برابر با صفر و اگر ریسک پرتفوی به طور صددرصد حذف شود، این ضریب به بیشترین مقدار خود یعنی صد می‌رسد که در شرایط واقعی چنین حالتی محال خواهد بود. محاسبه کارایی مدل‌های مختلف نیز به صورت معادله زیر قابل بررسی است:

$$EH_t = \frac{Var(R_s) - Var(R_h)}{Var(R_s)} = 1 - \frac{Var(R_h)}{Var(R_s)} \quad (22)$$

همانطور که در معادله (۲۲) مشخص است، هر اندازه این مقدار به عدد یک نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده پوشش مناسب ریسک بازار سکه طلا توسط بازار آتی زعفران است. نتایج میزان کارایی مدل‌های برآوردکننده نسبت پوشش ریسک بر اساس رویکرد یاد شده، به تفکیک هر روز، برای دوره خارج از نمونه با پنجره غلتان ۱۵۰ روزه در جدول (۹) قابل مشاهده است. بدین ترتیب مقادیر میانگین و انحراف معیار کارایی نسبت بهینه پوشش ریسک برای سطوح - زمان‌های مختلف رویکرد موجک، رویکرد توابع کاپولا و رویکرد ترکیبی موجک - کاپولا در ۱۸۳ روز قابل دسترسی است. بر این اساس، مقادیر بالای نسبت کارایی با انحراف کمتر، نشان‌دهنده مدل با توانایی بیشتر در برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک می‌باشد.

جدول (۹): خصوصیات آماری کارایی نسبت‌های بهینه پوشش برای دوره خارج از نمونه

انحراف	میانگین	مدل سطح	انحراف	میانگین	مدل سطح
0.047	0.233	W2_Gumble	0.046	0.064	W1
0.047	0.234	W2_Frank	0.062	0.076	W2
0.090	0.332	W3_normal	0.070	0.137	W3
0.076	0.344	W3_tCooula	0.124	0.403	W4
0.072	0.329	W3_Clayton	0.141	0.407	W5
0.072	0.329	W3_Gumble	0.084	0.306	normal
0.074	0.331	W3_Frank	0.051	0.338	tCooula
0.060	0.520	W4_normal	0.048	0.324	Clayton
0.059	0.515	W4_tCooula	0.048	0.323	Gumble
0.057	0.493	W4_Clayton	0.049	0.325	Frank
0.057	0.490	W4_Gumble	0.103	0.225	W1_normal
0.059	0.499	W4_Frank	0.056	0.272	W1_tCooula
0.057	0.434	W5_normal	0.054	0.260	W1_Clayton
0.053	0.476	W5_tCooula	0.054	0.260	W1_Gumble
0.051	0.455	W5_Clayton	0.055	0.261	W1_Frank
0.050	0.452	W5_Gumble	0.062	0.200	W1_normal
0.052	0.460	W5_Frank	0.048	0.244	W2_tCooula
-	-	-	0.046	0.234	W2_Clayton

منبع: نتایج پژوهش

همانگونه که در این بررسی مشاهده می‌شود، بیشترین کارایی با کمترین انحراف از میانگین، مربوط به رویکرد ترکیبی تجزیه مोजک و توابع کاپولا است. این موضوع برای دوره میانمدت برای سطح چهارم برقرار شده است؛ به‌طوری که کارایی نسبی حدود ۵۰ درصدی حاصل گردیده است. این نسبت برای دوره‌های بلندمدت افزایش یافته است. بدین ترتیب سرمایه‌گذاران با لحاظ ساختار وابستگی بر اساس توابع کاپولا و در نظر گرفتن سطح تجزیه مोजک در بلندمدت، به خوبی می‌توانند نسبت بزرگتری از ریسک بازار نقدی را با قراردادهای آتی پوشش داده و از کارایی بیشتری برخوردار باشند. لذا مطلوبیت حاصل از نسبت پوشش ریسک با قراردادهای آتی زعفران با مدل ترکیبی مोजک - کاپولا بیشتر خواهد بود. این امر نشان می‌دهد که با لحاظ وابستگی ساختاری توزیع مشترک بین بازدهی قیمت آتی زعفران و قیمت نقدی سکه طلا در سطوح مختلف، فرکانس‌های این دو بازار می‌تواند بهترین نسبت بهینه پوشش ریسک را بدست آورد.

نتیجه‌گیری

استفاده از نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس یکی از شناخته‌ترین روش‌های بهره‌گیری از قراردادهای آتی برای کاهش ریسک ناشی از نوسانات دارایی‌های مالی است. از طرفی مدل‌های ترکیبی که امروزه به‌طور فراوان برای مدل‌سازی بکار گرفته می‌شوند مدل‌هایی هستند که با استفاده از دو یا چند روش آماری با یکدیگر ترکیب می‌شوند تا خواص یک پدیده را به خوبی نشان دهند. با استفاده از این ایده، این پژوهش سراغ این مدل‌ها رفته و با بررسی نتایج این پژوهش و تحقیقات مطالعه شده، بهینه بودن این روش مدل‌سازی به خوبی عیان می‌شود. بر این اساس، در این پژوهش به بررسی و برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک بر اساس رویکرد ترکیبی توابع کاپولا و تجزیه مोजک، برای پوشش ریسک بازار سکه طلا بر اساس قراردادهای آتی زعفران در ایران، طی دوره ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۸ پرداخته شده است. نتایج اولیه نشان‌دهنده توانایی پوشش ریسک بازار سکه طلا توسط قراردادهای آتی زعفران است. این موضوع می‌تواند ضمن کمک بسزا به فعالان بازار سرمایه، موجب توسعه بازار زعفران نیز گردد. علاوه بر این، نتایج بررسی روش‌های ایستا و متغیر زمانی نشان‌دهنده آن است که در بررسی میان‌مدت و بلندمدت، رویکرد ترکیبی توابع کاپولا و تجزیه مोजک نسبت پوشش بهتری را حاصل نموده است. این موضوع در بررسی کارایی نسبت بهینه پوشش ریسک نیز تأیید شده است. نتایج متغیر زمانی نسبت بهینه پوشش ریسک نشان می‌دهد که این نسبت برای تمامی مدل‌های مختلف در طی زمان روند کاهشی را در پیش گرفته است. دلیل این امر نیز مشخص است؛ چرا که طی ماه‌های اخیر، قیمت سکه طلا در بازار با نوسان‌های قابل توجه و فزاینده‌ای مواجه بوده است که این نوسان‌ها بی‌سابقه بوده است. از این رو، نسبت بهینه پوشش ریسک کوچکتر شده است.

بدین ترتیب پیشنهاد می‌شود که در بررسی و برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک در بازارهای آتی و نقدی از روش ترکیبی معرفی شده در این پژوهش به روش متغیر زمانی استفاده شود.

منابع

- ابراهیمی، محسن؛ قنبری، علیرضا. (۱۳۸۸). "پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران"، پژوهشنامه اقتصادی، سال نهم، شماره سوم.
- اسکندری، حمید؛ انواری رستمی، علی‌اصغر؛ حسین‌زاده کاشان، علی. (۱۳۹۴). "نسبت بهینه پوشش ریسک ارز با استفاده از قرارداد آتی طلا در بازار مالی ایران"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، زمستان ۱۳۹۴، شماره بیست و پنجم، صص ۴۰-۲۱.
- اسکندری، حمید؛ انواری رستمی، علی‌اصغر؛ حسین‌زاده کاشان، علی. (۱۳۹۵). "پوشش ریسک با استفاده از شاخص ترکیبی قراردادهای آتی (مطالعه موردی بازار مالی ایران)"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، پاییز ۱۳۹۵، شماره بیست و هشتم، صص ۷۲-۵۵.
- بهرامی، جاوید؛ میرزاپور باباجان، اکبر. (۱۳۹۱). "نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، زمستان ۱۳۹۱، شماره ۶۴، صص ۲۰۶-۱۷۵.
- جلالی نائینی، سیداحمدرضا؛ کاظمی منش، مریم. (۱۳۸۳). "بررسی تغییرات نسبت بهینه پوشش ریسک در بازار نفت"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال اول، شماره یک، صص ۲۷-۳.
- جلائی، سیدعبدالمجید؛ حبیب‌دوست، امیر. (۱۳۹۱). "بررسی رابطه نوسان‌های نرخ ارز و بازدهی سهام با استفاده از تحلیل موجک در بخش‌های مختلف بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفدهم، شماره ۵۲، پاییز ۱۳۹۱، صص ۳۲-۹.
- حاجیان، محمدهادی. (۱۳۹۳). "مدیریت ریسک در بازارهای نفت با استفاده از مشتقات مالی با تأکید بر قراردادهای اختیار معامله و تاخت"، رساله دکتری رشته علوم اقتصادی گرایش اقتصاد نظری، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.
- حافظ‌نیا، محمدرضا. (۱۳۹۵). مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی، انتشارات سمت، چاپ بیست و سوم.
- درخشان، مسعود. (۱۳۹۰). مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت، انتشارات مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی، چاپ دوم.
- رادپور، میثم؛ عبده تبریزی، حسین. (۱۳۸۸). اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار (رویکرد ارزش در معرض ریسک)، انتشارات تهران.
- رستمی، علی؛ زمردیان، غلامرضا؛ علی محمدی، میثم. (۱۳۹۶). "امکان‌سنجی پوشش ریسک نرخ ارز شرکت‌های صادرکننده و واردکننده با استفاده از قرارداد آتی سکه طلا در بورس کالای ایران"،

فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال ششم، شماره بیست و سوم، پائیز ۱۳۹۶، صص ۸۵-۱۰۴

سجاد، رسول؛ طروسیان، آدنا. (۱۳۹۳). "نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز به وسیله قراردادهای آتی سکه طلا در ایران"، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال سوم، شماره دوازدهم، زمستان ۱۳۹۳.

طاهری بازخانه، صالح؛ احسانی، محمدعلی؛ گیلک حکیم‌آبادی، محمدتقی. (۱۳۹۷). "بررسی رابطه پویا بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم در ایران: کاربردی از تبدیل موجک"، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال نهم، شماره سی و سوم، زمستان ۱۳۹۷، صص ۱۴۰-۱۲۱.

علیمرادی، محمد. (۱۳۹۲). "برآورد نسبت‌های بهینه پوشش ریسک ایستا و پویا و مقایسه میزان اثربخشی آنها در بازار آتی‌های گاز طبیعی"، فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، پاییز ۱۳۹۲، دوره ۲، شماره ۸، صص ۱۰۹-۱۲۸.

فرزین‌وش، اسدالله؛ فرمان‌آرا، امید؛ محمدی، شاپور. (۱۳۹۲). "برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک در زمان مقیاس‌های مختلف: رویکرد تجزیه و تحلیل موجک"، فصلنامه راهبرد اقتصادی، پاییز ۱۳۹۲، سال دوم، شماره ۶، صص ۴۰-۳۶.

کشاورز حداد، غلامرضا؛ حیرانی، مهرداد. (۱۳۹۳). "برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا"، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، زمستان ۱۳۹۳، شماره ۱۰۹، صص ۸۶۹-۹۰۲.

Chen, J., Hong, H., & Stein, J. (2001). "Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices". *Journal of Financial Economics*, 61, 345-381.

Ederington, L. H. (1979). "The hedging performance of the new futures markets". *The Journal of Finance*, 34(1), 157-170.

Embrechts, P., Lindskog, F. and McNeil, A. "Modelling dependence with copulas and applications to risk management". ETHZ Preprint (2001)

Fernandez, V. (2008). "Multi-period hedge ratios for a multi-asset portfolio when accounting for returns co-movement". *Journal of Futures Markets*, 28(2), 182-207

Howard, C. T., & D'Antonio, L. J. (1984). "A risk-return measure of hedging effectiveness." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19(01), 101-112.

Johnson, L. L. (1960). "The theory of hedging and speculation in commodity futures". *Review of Economic Studies*, 27, 139-151.

Mallat, S. G. (1989), "Multiresolution Approximations and Wavelet Orthonormal Bases of $L_2(\mathbb{R})$ ", *Transaction of the American Mathematical Society*, Vol. 315, No. 1, pp. 69-87.

- Mallat, S. G. (1989), "A Theory for Multiresolution Signal Decomposition: The Wavelet Representation", IEEE Transaction on Pattern Analysis and Machine Intelligence, Vol. 11, No. 7pp. 674-693.
- Örnberg, Juha Kotkatvuori (2016), "Dynamic conditional copula correlation and optimal hedge ratios with currency futures". International Review of Financial Analysis 47 (2016) 60–69
- Sklar, M. (1959). "Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges". Université Paris, 8
- Sukcharoen, Kunlapath David J. Leatham (2017). "Hedging downside risk of oil refineries: A vine copula approach", Energy Economics 66 (2017) 493–507

COPYRIGHTS



This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.