

Determining the Optimal Hedge Ratio of Gold Coin Futures; A Comparative Approach

Seyed Babak Ebrahimi^{۱*}, Ali Tasbihi^۲

1- Assistant Professor at the Department of Financial Engineering, Faculty of Industrial Engineering K.N.Toosi University of Technology, Tehran, Iran
b_ebrahimi@kntu.ac.ir

2- MSc Student, Department of Financial Engineering, Faculty of Industrial Engineering K.N.Toosi University of Technology, Tehran, Iran
atabihi@mail.kntu.ac.ir

Abstract

The aim of this study is to calculate the optimal hedge ratio of gold coin future contrasts with different econometric methods and compare their hedging effectiveness with each other. Used models are OLS, VAR and VECM that estimate the hedge ratio to be static over the time and multivariate GARCH models that estimate the hedge ratio to be vary over the time. The studied time period was from Tuesday, November 25, 2008 to Monday, June 01, 2015 and we have used the future and spot prices of gold coin in this period. To increase the correlation between future and spot returns we have calculated the optimal hedge ratio with weekly returns in addition to daily returns. Finally, the comparisons show that the use of multivariate GARCH models leads to better performance in daily returns but in weekly returns, static models have better results.

Keywords: Hedge ratio, Minimum variance, Future contracts, Hedge effectiveness, Multivariate GARCH models.

تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه: رهیافت مقایسه‌ای

سید بابک ابراهیمی^{۱*}، علی تاسبیحی^۲

۱- استادیار، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی، دانشکده مهندسی صنایع، گروه مهندسی مالی

b_ebrahimi@kntu.ac.ir

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی، دانشکده مهندسی صنایع، گروه مهندسی مالی

atabihi@mail.kntu.ac.ir

چکیده

هدف این پژوهش، محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک قرارداد آتی سکه بهار آزادی با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی و مقایسه کارایی نتایج آنها با یکدیگر است. الگوهای استفاده شده عبارت است از OLS، VAR، VECM که نسبت بهینه پوشش ریسک را به صورت ایستا و ثابت در طول زمان تخمین می‌زند و الگوهای چندمتغیره گارچ شامل CCC-GARCH، DCC-GARCH انگل و DCC-GARCH تز و تسو است که نسبت بهینه پوشش ریسک را به صورت متغیر در طول زمان تخمین می‌زند. دوره زمانی مدنظر از تاریخ ۱۳۸۷/۰۹/۰۵ تا ۱۳۹۴/۰۳/۱۱ است و در این بازه از قیمت‌های نقدی و آتی سکه بهار آزادی استفاده شده است. برای افزایش همبستگی بین بازده‌های آتی و نقدی در محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک علاوه بر بازده روزانه از بازده هفتگی نیز استفاده شده است. در نهایت، مقایسه معیار کارایی برای الگوهای مختلف نشان می‌دهد استفاده از الگوهای چندمتغیره گارچ در بازده‌های روزانه، عملکرد بهتری دارد؛ اما در بازده‌های هفتگی این الگوها، کارایی بیشتری نسبت به الگوهای ایستا نمی‌تواند حاصل کنند.

واژه‌های کلیدی: حداقل واریانس، قرارداد آتی سکه، کارایی پوشش ریسک، نسبت بهینه پوشش ریسک، MGARCH

مقدمه

سکهٔ بهار آزادی یکی از مسکوکات طلای قانونی در جمهوری اسلامی ایران است که در مقایسه با سایر دارایی‌ها (نظیر املاک و مستغلات) خاصیت نقدشوندگی بسیار زیادی دارد؛ از این رو، ریسک ناشی از نوسان‌های قیمت سکهٔ طلا از جمله مقولاتی است که ذهن بسیاری از فعالان اقتصادی این حوزه را به خود مشغول کرده است. به دلیل نوع دارایی از لحاظ سرمایه‌ای (غیر مصرفی) بودن و به تبع آن، نوسان ذاتی قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای (به دلیل فعالیت‌های سفته‌بازی بر آن) و نیز ارتباط مستقیم قیمت سکه با چندین مؤلفهٔ به شدت متغیر مانند قیمت جهانی طلا، نرخ ارز، سیاست‌های کنترل بازار بانک مرکزی، بازده بازارهای رقیب و عوامل دیگر، این کالا همواره نوسان قیمت در خور توجهی دارد و لزوم به کارگیری استراتژی برای پوشش نوسان‌های قیمت آن، روزبه‌روز بیشتر احساس می‌شود. ابزارهای مالی مختلفی مانند بیمه‌نامه، قرارداد تحویل آینده (سلف)، قراردادهای سواپ^۱، قراردادهای اختیار معامله^۲ و همچنین قراردادهای آتی^۳ برای رسیدن به هدف کاهش ریسک با ریسک استفاده می‌شوند. در این میان، مشتقات مالی، نقش ویژه‌ای در تعیین استراتژی پوشش ریسک ایفا می‌کنند. از جمله مشتق‌های مالی که در این زمینه کاربرد دارند، قراردادهای آتی و قراردادهای اختیار معامله و قراردادهای سلف هستند. در این میان، ساده‌ترین و مشهورترین ابزار پوشش ریسک، استفاده از قرارداد آتی است. ریسک‌های مختلفی را با استفاده از قرارداد آتی می‌توان کاهش داد که از آن جمله به ریسک کالا، ریسک اعتباری، ریسک نرخ ارز،

ریسک نرخ بهره، ریسک سهام و غیره می‌توان اشاره کرد. قرارداد آتی، توافق‌نامه‌ای مبنی بر خرید و فروش یک دارایی در زمان معین در آینده و با قیمت مشخص است؛ به عبارت دیگر، در بازار آتی، خرید و فروش دارایی پایهٔ قرارداد براساس توافق‌نامه‌ای انجام می‌شود که به قرارداد استاندارد تبدیل شده است و در آن به دارایی با مشخصات خاصی اشاره می‌شود. در این حالت، چنانچه فرد به هر دلیلی، کاهش قیمت را نامطلوب بداند، در بازار معاملات آتی، موقعیت فروش را باید اتخاذ کند که در آن صورت، مقدار معینی از دارایی پایه را در آینده با قیمت مشخص باید به خریدار تحویل دهد. دو طرف قرارداد آتی به‌طور معمول به دو گروه پوشش‌دهندگان ریسک و سفته‌بازان تقسیم می‌شوند. پوشش‌دهندگان ریسک از مواجه شدن با تغییرات نامطلوب قیمت دارایی‌ها پرهیز می‌کنند و می‌کوشند ریسک حاصل از نوسان قیمت را به حداقل برسانند؛ در حالی که سفته‌بازان به استقبال ریسک می‌روند. نقش سفته‌بازان به عهده گرفتن ریسکی است که پوشش‌دهندگان نمی‌خواهند آن را به عهده بگیرند. اشخاصی که نوسان قیمت برای آنها نامطلوب است، با بهره‌گیری از قرارداد آتی، استراتژی‌های متعددی را برای پوشش ریسک می‌توانند اتخاذ کنند. یک استراتژی به‌ظاهر مناسب این است که فرد به میزان دارایی‌ای که قصد پوشش ریسک نوسان قیمت آن را دارد، موقعیت تعهدی در بازار قرارداد آتی اتخاذ کند که به آن استراتژی پوشش ریسک ساده گفته می‌شود. مطالعات متعدد نشان می‌دهد این استراتژی برای پوشش ریسک لزوماً کارآمد نیست؛ زیرا استراتژی پوشش ریسک ساده نسبت پوشش ریسک^۴ را یک در نظر

1 Swap
2 Option
3 Futures

4 Hedge Ratio

الگویی با فرض حذف فرصت‌های آربیتراژ را بررسی کردند [۱۴]. بولرسلو^۸ (۱۹۸۶) الگوی گارچ^۹ را برای براساس ویژگی دسته‌بندی نوسان‌های سری‌های زمانی مالی در طول زمان ارائه کرد [۲]. تا پیش از معرفی این روش‌ها، نسبت پوشش ریسک به صورت یک مقدار ثابت و ایستا در طول دوره پوشش ریسک در نظر گرفته می‌شد. بیلی و می‌یرز^{۱۰} (۱۹۹۱) نسبت بهینه پوشش ریسک را برای شش کالا در ایالات متحده با استفاده از الگوی گارچ دو متغیره محاسبه کردند [۱]. آنها برای نخستین بار، نسبت بهینه پوشش ریسک را به صورت متغیر با زمان در نظر گرفتند. گوش^{۱۱} (۱۹۹۳a) الگوی حداقل مربعات معمولی را با الگوی تصحیح خطا^{۱۲} با استفاده از داده‌های شاخص‌های NYSE، Dow Jones، S&P500 مقایسه کرد [۹]. علاوه بر آن، گوش (۱۹۹۳b) استراتژی‌های پوشش ریسک را در بازارهای فرانسه، بریتانیا، آلمان و ژاپن بررسی کرد و نتیجه گرفت نتایج به دست آمده با استفاده از الگوی تصحیح خطا بهتر از نتایج الگوی OLS هستند [۱۰]. پارک و سویترز^{۱۳} (۱۹۹۵) قرارداد آتی شاخص‌های S&P 500 و Toronto 35 را بررسی کردند [۲۰]. نتایج این مطالعات نشان‌دهنده برتری الگوهای است که نسبت پوشش ریسک را به صورت متغیر با زمان محاسبه می‌کند. در مقابل، بیستروم^{۱۴} (۲۰۰۳) [۴]، لین و همکاران^{۱۵} (۲۰۰۲) [۱۷]، موسا^{۱۶} (۲۰۰۳) [۱۸]، کولپند و ژو^{۱۷} (۲۰۱۰) [۵] و تعدادی از

می‌گیرد که در تمام شرایط بهینه نیست. نسبت بهینه پوشش ریسک عبارت است از نسبت حجم موضع معاملاتی قراردادهای آتی به مقدار ریسکی که در معرض آن است؛ به عبارت دیگر، نسبت بهینه پوشش ریسک، تعیین‌کننده تعداد قراردادهای آتی است که فرد باید برای مقابله با نوسان قیمت‌ها در برابر یک قرارداد نقدی نگهداری کند. اکنون، پرسشی که پیش می‌آید این است که از چه تعداد قرارداد آتی برای پوشش ریسک نوسان‌های قیمت سکه باید استفاده شود.

مبانی نظری

نسبت بهینه پوشش ریسک را در سال ۱۹۶۰ برای نخستین بار، جانسون^۱ براساس نظریه نوین سبد سرمایه‌گذاری با معیار حداقل ریسک معرفی کرد [۱۳]. ادوینگتون^۲ (۱۹۷۹) اولین کسی بود که از روش حداقل مربعات معمولی^۳ برای تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از قیمت‌های قرارداد آتی استفاده کرد [۶]. کاهل و تومک^۴ (۱۹۸۳) از روش میانگین واریانس^۵ برای ایجاد توازن بین بازده و ریسک استفاده کردند [۱۵]. هاوارد و آنتونیو^۶ (۱۹۸۴) نسبت بهینه پوشش ریسک شارپ را معرفی کردند [۱۱]. آنها با هدف حداکثر کردن تابع مطلوبیت به جای حداقل کردن ریسک موفق به محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک شدند. جانکوس و لی^۷ (۱۹۸۵) کاربرد چهار روش مختلف پوشش ریسک شامل حداکثرسازی سود، حداقل سازی واریانس، حداکثرسازی مطلوبیت و

8 Bollerslev

9 Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

10 Baillie and Myers

11 Ghosh

12 Error Correction Model (ECM)

13 Park and Switzer

14 Byström

15 Lien et al

16 Moosa

17 Copeland and Zhu

1 Johnson

2 Ederington

3 Ordinary Least Square (OLS)

4 Kahl and Tomek

5 Mean variance (MV)

6 Howard and D Antonio

7 Junkus and Lee

بین پژوهشگران وجود ندارد. لین و همکاران^۵ (۲۰۱۶) اثربخشی نسبت بهینه پوشش ریسک ۲۰ کالا مختلف را بررسی کردند [۱۶]. پژوهش آنها نشان داد در استفاده از داده‌های روزانه، نسبت پوشش ریسک متناسب با توزیع بازده نقدی کالاها تغییر می‌کند.

برای استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک در ابتدا، باید یک تابع هدف، معرفی و با بهینه کردن آن نسبت بهینه پوشش ریسک استخراج شود. براساس این، نسبت بهینه پوشش ریسک به دو گروه اصلی روش‌های حداقل کننده ریسک و روش‌های حداکثر کننده مطلوبیت تقسیم‌بندی می‌شود. در روش‌های حداقل کننده ریسک نسبت پوشش ریسک با تعریف یک معیار برای اندازه‌گیری ریسک و حداقل کردن آن استخراج می‌شود. معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری ریسک وجود دارد که از جمله آنها واریانس، ارزش در معرض ریسک^۶، ضریب جینی تعمیم یافته نسبت به میانگین^۷ و شبه تعمیم یافته^۸ را می‌توان نام برد که با حداقل کردن آن نسبت پوشش ریسک به دست می‌آید. محدودیت اصلی روش‌های حداقل کننده ریسک این است که بازده مدنظر را نادیده می‌گیرند؛ اما واقعیت این است که در سبد دارایی علاوه بر ریسک باید به بازده نیز توجه کرد. روش‌های حداکثر کننده به مطلوبیت ریسک و بازده سبد دارایی به‌طور هم‌زمان توجه می‌کنند. از مهم‌ترین روش‌های حداکثر کننده مطلوبیت به نسبت شارپ^۹، روش میانگین-واریانس، ضریب میانگین-MEG^{۱۰} و میانگین-GSV^{۱۱} و روش حداکثر مطلوبیت مدنظر می‌توان اشاره کرد.

منتقدان معتقد بودند محاسبه نسبت پوشش ریسک از روش OLS نسبت به روش‌های پیچیده‌تر برتری دارد. آنها همچنین به این نکته اشاره کردند که از منظر هزینه و فایده، روش‌های پیچیده متغیر با زمان به دلیل تحمیل هزینه معاملاتی اضافی با کاهش کارایی مواجه می‌شوند. وانگ و سو^۱ (۲۰۱۰) ثبات نسبت بهینه پوشش ریسک را برای شاخص سهام کشورهای ژاپن، هنگ کنگ و کره برای دوره زمانی بحران مالی و پیش از آن محاسبه کردند [۲۵]. کریشان^۲ (۲۰۱۱) کارایی پوشش ریسک را برای قرارداد آتی شاخص‌های CNX، S&P500 و Nifty محاسبه کردند [۲۱]. وانگ^۳ و همکاران (۲۰۱۴) روش نسبت پوشش ریسک حداقل کننده واریانس روند زدایی شده را ارائه کردند که توانایی اندازه‌گیری نسبت بهینه پوشش ریسک را در بازه‌های مختلف زمانی دارد [۲۴]. مشاهدات آنها نشان می‌دهد نسبت پوشش ریسک محاسبه شده و کارایی پوشش ریسک مرتبط با آن در بازه‌های مختلف زمانی متفاوت است که این ویژگی می‌تواند پاسخگوی نیاز افراد با افق سرمایه‌گذاری متفاوت باشد. ژو^۴ (۲۰۱۵) نسبت پوشش ریسک را برای شاخص صندوق سرمایه‌گذاری مستغلات در چهار کشور توسعه یافته (استرالیا، اروپا، ژاپن و ایالات متحده) محاسبه کرد [۲۶]. نتایج تحلیل برون‌نمونه‌ای نشان داد در محاسبه نسبت پوشش ریسک، روش‌های پیچیده متغیر با زمان مانند روش‌های گارچ چندمتغیره لزوماً به نتایج بهتر در مقابل روش‌های ایستا منجر می‌شوند. در نهایت، نظر واحدی مبنی بر برتری یکی از روش‌های محاسبه نسبت پوشش ریسک

5 Lien et al

6 Value at Risk (VaR)

7 Mean Extended-Gini (MEG)

8 Generalized Semivariance (GSV)

9 Sharpe Ratio

10 Mean-MEG (M_MEG)

11 Mean-GSV (M_GSV)

1 Wang and Hsu

2 Krishan

3 Wang

4 Zhou

جدول (۱) روش‌های مختلف آماری محاسبه نسبت پوشش ریسک

تابع هدف		نسبت پوشش ریسک
Minimize	R_h	نسبت پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس MV
Maximize	$E(R_h) - \frac{A}{2} Var(R_h)$	نسبت پوشش ریسک میانگین واریانس بهینه
Maximize	$\frac{E(R_h) - R_f}{\sqrt{Var(R_h)}}$	نسبت بهینه پوشش ریسک نسبت شارپ
Maximize	$E[U(W_i)]$	نسبت پوشش ریسک حداکثر مطلوبیت مد نظر
Minimize	$\Gamma_v(R_h v)$	نسبت پوشش ریسک ضریب جینی تعمیم‌یافته به میانگین MEG
Maximize	$E(R_h) - \Gamma_v(R_h v)$	نسبت پوشش ریسک حداکثر M-MEG
Minimize	$V_{\delta, \alpha}(R_h)$	نسبت پوشش ریسک حداقل شبه واریانس تعمیم‌یافته GSV
Maximize	$E(R_h) - V_{\delta, \alpha}(R_h)$	نسبت پوشش ریسک حداکثر M-GSV
Minimize	$Z_\alpha \sigma_\alpha \sqrt{\tau} - E(R_h) \tau$	نسبت پوشش ریسک حداقل VaR در یک دوره زمانی معین

در میان روش‌های محاسبه نسبت پوشش ریسک، نسبت پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس^۱ به دلیل سادگی و قابل فهم بودن، هم از جنبه نظری و هم از بعد مطالعاتی از سایر روش‌ها مرسوم‌تر است. نسبت پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس، جزء روش‌های حداقل‌کننده ریسک است و بازده مد نظر سبد را در نظر نمی‌گیرد. همچنین در این روش فرض می‌شود بازده قیمت‌های آتی و نقدی، تابع توزیع نرمال دارد و سرمایه‌گذاران نیز تابع مطلوبیت درجه دوم دارند. این روش را نخستین بار، جانسون در سال ۱۹۶۰ به صورت نظری استخراج [۱۳] و در سال ۱۹۷۹ ادزینگتون این نسبت را با استفاده از قیمت‌های هفتگی قرارداد آتی به صورت تجربی برآورد کرد [۶].

سرمایه‌گذاری را در طول زمان به حداقل رساند [۶]. بر این اساس، نسبت بهینه پوشش ریسک با کمترین واریانس را می‌توان ایجاد کرد که به عنوان نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس شناخته شده و رابطه آن به شرح زیر استخراج می‌شود:

ابتدا نرخ بازده R_s در بازار نقدی در طول دوره زمانی t_0 تا t_1 را به صورت رابطه (۱) می‌توان بیان کرد:

$$R_s = \frac{S_{t_1} - S_{t_0}}{S_{t_0}} \quad (1)$$

که در آن S_{t_1} و S_{t_0} نشان‌دهنده ارزش دارایی در بازار نقدی به ترتیب در زمان‌های t_1 و t_0 هستند. همچنین نرخ بازده R_f در بازار قراردادهای آتی برای دوره زمانی مشابه به شکل رابطه (۲) است:

$$R_f = \frac{F_{t_1} - F_{t_0}}{F_{t_0}} \quad (2)$$

که در آن F_{t_1} و F_{t_0} نشان‌دهنده ارزش دارایی در بازار قراردادهای آتی به ترتیب در زمان‌های t_1 و t_0 هستند. اگر R_h بازده سبدي شامل موضوع معاملاتی

روش پژوهش

بر اساس نظریه پوشش ریسک سبد سرمایه‌گذاری، ادزینگتون (۱۹۷۹) تاکید می‌کند برای دستیابی به هدف پوشش ریسک باید واریانس ارزش سبد

1 Minimum-variance (MV)

بررداری^۱ (VAR) و الگوی تصحیح خطای برداری^۲ (VECM):

روش تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس شامل رگرسیون تغییرات قیمت نقدی به روی تغییرات قیمت آتی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (جانکوس ولی ۱۹۸۵) است [۱۴]. به طور مشخص، معادله رگرسیون آن به شکل رابطه (۹) است:

$$\ln S_t = C_s + \sum_{i=1}^l \alpha_{si} \ln S_{t-i} + \sum_{i=1}^l \beta_{si} \ln F_{t-i} + \epsilon_{st} \quad (9)$$

$$h^* = \frac{Cov(\ln S_t, \ln F_t)}{Var(\ln F_t)} \quad (10)$$

که در آن نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس با تخمین OLS ضریب به دست می آید. همانگونه که مشخص است برای استفاده از روش حداقل مربعات معمولی باید فرض استاندارد کلاسیک برقرار باشد که لازم است بررسی شوند.

می پرز و تامسون (۱۹۸۹) [۱۹] نتایج الگوی OLS را بررسی کردند و اشاره کردند مقادیر پسماند این الگوها، خودهمبستگی سریالی دارد؛ در نتیجه، الگوی VAR را به شکل روابط (۱۱) و (۱۲) توسعه دادند.

$$\ln S_t = C_s + \sum_{i=1}^l \alpha_{si} \ln S_{t-i} + \sum_{i=1}^l \beta_{si} \ln F_{t-i} + \epsilon_{st} \quad (11)$$

$$\Delta \ln F_t = C_f + \sum_{i=1}^l \alpha_{fi} \ln S_{t-i} + \sum_{i=1}^l \beta_{fi} \ln F_{t-i} + \epsilon_{ft} \quad (12)$$

که در آن C_s و C_f مقادیر عرض از مبدأ معادلات و α_{si} ، β_{si} ، α_{fi} و β_{fi} ضرایب رگرسیونی و ϵ_{st} ، ϵ_{ft} اجزای اخلال و l نیز تعداد وقفه بهینه است. اکنون اگر ff و $Var(\epsilon_{ft})$ و sf و $Cov(\epsilon_{st}, \epsilon_{ft})$ باشند مقدار نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس برابر خواهد شد با:

خرید در بازار نقدی و موضع معاملاتی فروش در بازار آتی باشد، براساس روابط (۱) و (۲) می توان نوشت:

$$R_h = \frac{(S_{t_0} S_{t_1})}{S_{t_0}} N \frac{(F_{t_1} F_{t_0})}{F_{t_0}} R_s N \frac{F_{t_0}}{S_{t_0}} \frac{F_{t_1}}{F_{t_0}} R_s h R_j \quad (3)$$

که در آن N تعداد قرارداد آتی و h نسبت پوشش ریسک است. همچنین واریانس بازده سبد عبارت است از:

$$Var(R_h) = Var(R_s) + h^2 Var(R_f) + 2h Cov(R_s, R_f) \quad (4)$$

با در نظر گرفتن این واقعیت که با کاهش واریانس، کارایی پوشش ریسک افزایش می یابد، مشتق اول و دوم $Var(R_h)$ نسبت به h عبارتند از:

$$\frac{Var(R_h)}{h} = 2h Var^2(R_f) + 2Cov(R_s, R_f) \quad (5)$$

$$\frac{2Var(R_h)}{2h} = 2Var^2(R_f) \quad (6)$$

با توجه به اینکه مشتق اول در رابطه (۶) بزرگ تر از صفر است، با فرض اینکه مشتق اول در رابطه (۵) برابر صفر باشد، نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس h^* به صورت رابطه (۷) محاسبه می شود:

$$h^* = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} \quad (7)$$

بنابراین تعداد قرارداد آتی به کاررفته در رابطه (۳) را نیز به شکل زیر می توان محاسبه کرد:

$$N = h^* \frac{S_{t_0}}{F_{t_0}} \quad (8)$$

هم اکنون با الگوهای اقتصادسنجی، نسبت بهینه پوشش ریسک را می توان برآورد کرد.

در ادامه، سه الگو ارائه شده است که نسبت بهینه پوشش ریسک را به صورت ایستا و ثابت در طول زمان تخمین می زنند. این سه الگو عبارتند از: روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، الگوی خودرگرسیونی

1 Vector Autoregressive (VAR)

2 Vector Error Correction Model (VECM)

هستند. ماتریس واریانس شرطی در دو مرحله به دست می‌آید: نخست یک الگوی گارچ برای هر واریانس شرطی انتخاب می‌شود و سپس براساس واریانس شرطی الگو شده، ماتریس کواریانس شرطی به شکل رابطه (۱۶) الگوسازی می‌شود:

$$H_t = D_t R D_t \quad (16)$$

که در آن R ماتریس همبستگی شرطی ثابت به شکل $\begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{pmatrix}$ و ρ_{12} ، ضریب همبستگی بین متغیرهای بازده آتی و بازده نقدی است و D_t ، ماتریس قطری به شکل $\begin{pmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{pmatrix}$ است که در آن، $h_{11,t}$ و $h_{22,t}$ واریانس‌های شرطی الگوی GARCH(1,1) هستند.

الگوی همبستگی شرطی پویا^۳ انگل (DCC_E) را انگل و شپارد^۴ (۲۰۰۱) معرفی کرده‌اند. الگوی DCC شبیه به الگوی CCC است؛ با این تفاوت که در آن همبستگی در طول زمان متغیر است [۸]. ماتریس کواریانس شرطی به صورت رابطه (۱۷) تعریف می‌شود:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (17)$$

در الگوی DCC، ماتریس قطری نوسان‌های (انحراف معیار) شرطی متغیر با زمان D_t مانند الگوی CCC است و از یک فرایند GARCH تک‌متغیره استخراج شده است که در بیان ماتریسی به شکل رابطه (۱۸) بازنویسی شدنی است.

$$D_t^2 = \text{diag}(a_{0i}) + \text{diag}(a_{1i}) \circ_{i=1}^n \text{diag}(b_{1i}) \circ_{i=1}^n D_{t-1}^2 \quad (18)$$

که در آن $\text{diag}()$ عملگری است که عناصر بر قطر اصلی را انتخاب می‌کند و \circ ، نشانه ضرب عضو در عضو (عضو در عضو متناظر) ماتریس‌ها در یکدیگر

$$h^* = \frac{sf}{ff} \quad (13)$$

انگل و گرنگر^۱ (۱۹۸۷) با مطالعه ساختار الگوی VAR مشاهده کردند که این الگو، هم‌انباشتگی بین قیمت‌های نقدی و آتی را در نظر نمی‌گیرد [۷]. گوش (۱۹۹۳a) بر همین اساس، الگوی VECM را توسعه داد که در آن تعادل بلندمدت نیز به همراه رابطه کوتاه‌مدت در نظر گرفته می‌شود [۹].

$$\ln S_{i,t} = C_s + \sum_{i=1}^l Z_{i,t-1} \beta_{si} + \ln S_{i,t-1} \alpha_{si} + \ln F_{i,t-1} \gamma_{si} \quad (14)$$

$$\ln F_{i,t} = C_f + \sum_{i=1}^l Z_{i,t-1} \beta_{fi} + \ln S_{i,t-1} \alpha_{fi} + \ln F_{i,t-1} \gamma_{fi} \quad (15)$$

که در آن β_s و β_f ضرایب عبارت‌های تصحیح خطا هستند؛ بنابراین مقدار نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس برابر با $h^* = \frac{sf}{ff}$ خواهد بود.

با استفاده از الگوهای برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک پویا، نسبت بهینه پوشش ریسک در طول زمان متغیر به دست می‌آید. برای این منظور، از الگوهای گارچ چندمتغیره استفاده شده است که اجازه می‌دهد واریانس‌ها و کواریانس‌ها در طول زمان تغییر کنند. در این پژوهش از میان حالات متعدد روش‌های گارچ چندمتغیره، روش‌های همبستگی شرطی ثابت، همبستگی شرطی پویای انگل و همبستگی شرطی پویای تز و تسو استفاده شده است.

الگوی همبستگی شرطی ثابت^۲ را (CCC) بولرسلو (۱۹۹۰) ارائه کرد [۳]. در این الگو، ماتریس واریانس شرطی H_t با ماتریس واریانس شرطی و ماتریس همبستگی شرطی به طور جداگانه الگوسازی می‌شود. در این الگو، همبستگی‌های شرطی ثابت؛ اما واریانس‌ها و به تبع آن کواریانس‌های شرطی متغیر در زمان

3 Dynamic Conditional Correlation GARCH (DCC-GARCH)
4 Engle and Sheppard

1 Engle and Granger
2 constant conditional correlation GARCH (CCC-GARCH)

مشخص است پس از تخمین عناصر ماتریس H_t نسبت بهینه پوشش ریسک با عبارت (۲۴) تخمین زده می شود:

$$h^* = \frac{h_{sf,t}}{h_{ff,t}} \quad (24)$$

همانگونه که مشاهده می کنید نسبت بهینه پوشش ریسک از تقسیم کواریانس شرطی بین قیمت های آتی و نقدی الگو به واریانس شرطی قیمت های آتی الگو محاسبه می شود.

برای مقایسه نسبت بهینه پوشش ریسک به دست آمده از روش های مختلف، کارایی آنها با یکدیگر مقایسه می شود. متداول ترین روش برای محاسبه کارایی پوشش ریسک، مقایسه ریسک سبد مالی پوشش داده شده و بدون پوشش است. این معیار را ادوینگتون (۱۹۷۹) به صورت رابطه (۲۵) ارائه کرد [۶]:

$$He = 1 - \frac{Var(H)}{Var(U)} \quad (25)$$

که در آن $Var(U)$ واریانس سبد قبل از پوشش ریسک و $Var(H)$ واریانس سبد بعد از پوشش ریسک است.

داده های استفاده شده در این پژوهش به معاملات نقدی و آتی سکه تمام بهار آزادی طرح جدید از تاریخ ۱۳۸۷/۰۹/۰۵ تا ۱۳۹۴/۰۳/۱۱، به تعداد ۱۷۵۸ داده مربوط است. قیمت های نقدی سکه بهار آزادی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و قیمت های آتی از آمار معاملات قراردادهای آتی سکه بورس کالای ایران دریافت شد.

معاملات آتی در بورس کالای ایران از مورخ ۱۳۸۷/۰۹/۰۵ راه اندازی شد و هم اکنون برای سرسیدهای دو، چهار، شش و هشت ماهه معامله شدنی است. در این مطالعه از قیمت های سه سرسید نخست به عنوان قیمت های آتی استفاده می شود. منظور از اولین

است. همچنین $D_t^{-1} U_t$ تنها تفاوت الگوی DCC و CCC در متغیر بازمان بودن ماتریس همبستگی شرطی پسماندها یعنی R_t است.

چندین روش برای به دست آوردن پارامتر R_t وجود دارد که یکی از آنها روش هموارسازی نمایی انگل در سال ۲۰۰۲ است.

$$Q_t = (1 - \alpha) \bar{Q} + \alpha (u_t u_t') \quad Q_{t-1} \quad (19)$$

ماتریس \bar{Q} یک ماتریس همبستگی غیر شرطی متقارن $N \times N$ از پسماندهای استاندارد شده

$$U_{it} = \frac{u_{it}}{\sqrt{h_{iit}}} \quad \text{است.}$$

$$\bar{Q} = Cov(u_t, u_t) = E[u_t u_t'] \quad (20)$$

همچنین و پارامترهای اسکالر غیر منفی هستند که شرط $\alpha < 1$ را برقرار می کنند.

$$R_t = diag(Q_t)^{1/2} Q_t diag(Q_t)^{1/2} \quad (21)$$

الگوی همبستگی شرطی پویای تز و تسو (DCC_T) را تز و تسو^۱ (۲۰۰۲) ارائه کردند. ماتریس همبستگی R_t به شکل معادله (۲۲) تعریف می شود [۲۳].

$$R_t = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \bar{R} + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-1} \quad (22)$$

که در آن α_1 و α_2 پارامترهای نامنفی هستند که در شرط $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$ صدق می کنند و ماتریس \bar{R} یک ماتریس همبستگی غیر شرطی متقارن و مثبت با ابعاد $N \times N$ است که عناصر بر قطر اصلی آن ۱ می باشد است. ماتریس R_t نیز یک ماتریس همبستگی از u_t ها در بازه $t = 1, \dots, T-1$ است که به صورت رابطه (۲۳) تعریف می شود.

$$u_{i,j,t} = \frac{u_{i,j,t} u_{j,i,t}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^M u_{i,j,t}^2 \right) \left(\sum_{m=1}^M u_{j,i,t}^2 \right)}} \quad (23)$$

$$U_{it} = \frac{u_{it}}{\sqrt{h_{iit}}} \quad \text{که در آن}$$

به گونه‌ای که در دومین سررسید ۱۴۲۷ داده و در سومین سررسید ۶۲۰ داده استفاده شده وجود دارد. بازده قیمت‌های آتی و نقدی برای دامنه‌های روزانه و هفتگی محاسبه شده است. دلیل استفاده از دامنه‌های مختلف بازده، افزایش همبستگی بین بازده‌های نقدی و آتی با افزایش دامنه بازده است؛ به گونه‌ای که همبستگی بین بازده‌های نقدی و آتی هفتگی بیشتر از همبستگی بین بازده‌های نقدی و آتی روزانه است. موفقیت یک استراتژی پوشش ریسک به همبستگی بین دو سری زمانی نقدی و آتی بستگی دارد. هرچه این همبستگی بیشتر باشد، موفقیت بیشتر و در اصطلاح، کارایی بیشتر است. این مطلب را با توجه به فرمول زیر می‌توان استنباط کرد:

$$Var(R_h) = Var(R_s)(1 - \rho_{R_s, R_f}^2) \quad (26)$$

این فرمول که از جایگذاری رابطه‌های (۷) و (۴) در یکدیگر به دست آمده است، نشان می‌دهد با افزایش همبستگی بازده نقدی و آتی واریانس سبب سرمایه‌گذاری پوشش داده شده (که به عنوان معیار ریسک در نظر گرفته شده است) کاهش و کارایی پوشش ریسک افزایش می‌یابد. مهم‌ترین خصوصیات آماری بازده‌های قیمت‌های آتی و نقدی در جدول (۲) ارائه شده است.

سررسید قرارداد آتی، نزدیک‌ترین قرارداد آتی به زمان حال است؛ برای مثال، فرض کنید در حال حاضر در تاریخ ۱۳۹۳/۰۷/۲۰ قرار داریم. در این تاریخ، چهار قرارداد آتی با سررسیدهای آبان ۹۳، دی ۹۳، اسفند ۹۳ و اردیبهشت ۹۴ وجود دارد که قیمت‌های آتی آنها به ترتیب، قیمت‌های آتی اولین، دومین، سومین و چهارمین سررسید قرارداد آتی در نظر گرفته می‌شود. با رسیدن به تاریخ ۲۵ آبان ۹۳ که زمان سررسید قرارداد آتی آبان‌ماه ۹۳ است، این قرارداد منقضی می‌شود و از این پس، قرارداد آتی دی‌ماه ۹۳ به عنوان نخستین سررسید، قرارداد آتی اسفند ۹۳ به عنوان دومین سررسید و قرارداد آتی اردیبهشت ۹۴ به عنوان سومین سررسید در نظر گرفته می‌شود. دلیل استفاده از سه سررسید نخست قرارداد آتی در این پژوهش آن است که بررسی تعداد معاملات انجام شده بر قراردادهای آتی مدنظر در بورس کالای ایران نشان می‌دهد به طور معمول قراردادهای با سررسید طولانی‌تر در مقایسه با سررسیدهای نزدیک‌تر با استقبال بیشتری مواجه می‌شوند؛ اما به دلیل نوباد بودن قراردادهای آتی و وجود صرفاً یک سررسید در ماه‌های نخست راه‌اندازی قراردادهای آتی در بورس کالای ایران، تعداد داده‌های استفاده شده در سررسیدهای طولانی‌تر کاهش می‌یابد؛

جدول (۱) خصوصیات آماری بازده‌های آتی و نقدی

قرارداد آتی			نقدی									
بازده هفتگی			بازده روزانه			بازده هفتگی			بازده روزانه			
سومین سررسید	دومین سررسید	اولین سررسید	سومین سررسید	دومین سررسید	اولین سررسید	سومین سررسید	دومین سررسید	اولین سررسید	سومین سررسید	دومین سررسید	اولین سررسید	
۶۲۰	۱۴۲۷	۱۷۵۸	۶۲۰	۱۴۲۷	۱۷۵۸	۶۲۰	۱۴۲۷	۱۷۵۸	۶۲۰	۱۴۲۷	۱۷۵۸	تعداد مشاهدات
-۰/۲۶۸۴	۰/۶۲۲۵	۰/۶۰۷۵	-۰/۱۲۹۸	۰/۰۱۰۵	۰/۰۱۵۹	-۰/۳۰۳۱	۰/۶۱۰۷	۰/۶۰۵۵	-۰/۰۴۹۱	۰/۱۰۴۴	۰/۱۰۲۹	میانگین
-۰/۵۳۲۰	۰/۲۱۵۹	۰/۲۸۳۲	-۰/۱۵۵۰	-۰/۰۴	۰	-۰/۲۷۲۵	۰/۲۱۰۰	۰/۲۵۹۸	-۰/۰۸	-۰/۰۱۷۵	۰	میانه
۱۴/۳۵۴۹	۲۷/۱۴۶۹	۲۶/۴۰۷۳	۴/۹۶	۷/۴۸	۷/۷۱	۱۲/۵۵۹۳	۴۸/۶۱۸۴	۴۸/۶۱۸۴	۷/۲۹	۲۵/۹۴۹۴	۲۵/۹۴۹۴	حداکثر
-۱۵/۷۲۷۲	-۱۵/۳۰۰۸	-۱۴/۳۲	۵	۵	۵	-۱۵/۴۹۴۸	-۱۷/۳۰۳۵	-۱۷/۳۰۳۵	-۵/۹۳	-۲۰/۴۳۵۲	-۲۰/۴۳۵۲	حداقل
۴/۰۲۹۱	۴/۵۷۴۸	۳/۹۹۵۵	۱/۳۸۸۴	۱/۵۷۴۹	۱/۴۳۳۶	۲/۹۴۰۲	۴/۳۶۲۱	۴/۰۱۹۶	۱/۲۳۴۰	۱/۹۰۴۸	۱/۷۴۴۵	انحراف معیار
۰/۳۱۸	۰/۶۷۵۱	۰/۷۹۸۲	۰/۲۲۲	۰/۱۸۶۷	۰/۱۸۵۵	-۰/۶۲۶۹	۲/۱۹۲۷	۲/۲۸۸۴	۰/۲۸۶۱	۱/۵۷۷۹	۱/۶۸۷۶	چولگی
۵/۵۸۲۵	۶/۰۴۵۷	۷/۲۵۸۵	۵/۶۹۲۴	۴/۷۰۸۳	۵/۴۷۵۵	۶/۷۸۶۰	۲۱/۰۸۰۳	۲۳/۷۸۲۵	۸/۷۴۰۹	۴۲/۶۹۸۵	۴۹/۲۸۶۴	کشیدگی
۱۸۱	۶۵۷	۱۵۱۰	۱۹۰	۱۸۱	۴۵۸	۴۰۷	۲۰۴۹۴	۳۳۰۵۹	۸۵۲	۹۳۹۰۰	۱۵۷۲۲۹	آماره جاک-بیرا

یافته‌ها

به صورت ثابت در طول زمان تخمین می‌زنند؛ در حالی که نسبت بهینه پوشش ریسک تخمین زده شده با روش‌های گارچ چندمتغیره از قبیل BEKK-GARCH، GARCH، CCC-GARCH و DCC-GARCH در زمان متغیر است و نتیجه آن به صورت یک سری زمانی حاصل می‌شود.

پیش از تخمین لازم است ریشه واحد بودن سری‌های زمانی نقدی و آتی بررسی شود. نتایج آزمون دیکی-فولر در جدول (۳) نشان می‌دهد قیمت‌های نقدی و آتی پایا نیست؛ ولی بازده‌های نقدی و آتی در دامنه‌های روزانه و هفتگی پایا است.

در این بخش، نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی و تحلیل نتایج به دست آمده تخمین زده خواهد شد. نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس با ۶ روش اقتصادسنجی OLS، VAR، VECM، CCC-GARCH، DCC-GARCH، انگل و DCC-GARCH تر و تسو برای ۳ سناریوی زمانی (اولین سررسید با ۱۷۵۸ داده، دومین سررسید با ۱۴۲۷ داده و سومین سررسید با ۶۲۰ داده) که هر کدام در دامنه‌های بازده روزانه و هفتگی محاسبه شده‌اند، برآورد خواهد شد که از میان این روش‌ها، سه روش نخست یعنی OLS، VAR و VECM نسبت بهینه پوشش ریسک را

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر بر قیمت‌های نقدی و آتی

مفروضات آزمون	اولین سررسید (۱۷۵۸ داده)		دومین سررسید (۱۴۲۷ داده)		سومین سررسید (۶۲۰ داده)		سناریوهای زمانی مقادیر
	آماره		آماره		آماره		
	آتی	نقدی	آتی	نقدی	آتی	نقدی	
بدون عرض از مبدا و روند	۰/۴۷۵۱	۰/۴۴۶۴	۰/۲۹۰۱	۰/۳۰۰۳	۰/۸۹۹۵	۱/۲۲۳۸	قیمت
	-۳۰/۳۸۸۵	-۳۲/۹۵۹۹	-۲۶/۶۷۸۷	-۲۹/۹۰۳۲	-۲۰/۵۵۳۶	-۲۴/۱۵۵۳	بازده روزانه
	***	***	***	***	***	***	بازده هفتگی
	-۵/۹۷۶۵	-۷/۸۴۱۵	-۶/۶۹۵۸	-۷/۰۳۶۰	-۵/۶۳۷۷	-۵/۹۹۸۵	
عرض از مبدا	-۱/۲۸۴۳	-۱/۲۹۵۸	-۱/۷۰۷۲	-۱/۶۹۴۱	-۰/۹۲۰۶	۰/۰۱۴۱	قیمت
	-۳۰/۳۸۳۹	-۳۳/۱۴۹۵	-۲۶/۶۷۰۸	-۳۰/۰۴۹۵	-۲۰/۶۸۷۶	-۲۴/۱۷۳۷	بازده روزانه
	**	**	**	**	**	**	بازده هفتگی
	-۶/۲۳۶۶	-۸/۰۷۲۵	-۶/۶۹۵۸	-۷/۱۹۴۷	-۵/۶۷۴۸	-۶/۱۲۲۶	
عرض از مبدا و روند	-۱/۱۱۹۵	-۱/۱۳۲۹	-۱/۲۴۸۹	-۱/۲۶۸۲	-۱/۵۵۵۸	-۰/۸۶۴۲	قیمت
	-۳۰/۴۳۳۶	-۳۳/۲۱۶۲	-۲۶/۷۷۷۸	-۳۰/۱۸۱۴	-۲۰/۷۰۴۷	-۲۴/۲۰۹۰	بازده روزانه
	**	**	**	**	**	**	بازده هفتگی
	-۶/۳۷۲۶	-۸/۱۸۴۰	-۶/۸۸۹۵	-۷/۳۶۴۰	-۵/۷۴۶۱	-۶/۳۴۱۴	
** نشان دهنده معنی داری در سطح ۱٪ می باشد.							

نتایج تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک به روش OLS در جدول (۴) آورده شده است.

جدول (۳) نتایج تخمین OLS نسبت بهینه پوشش ریسک

اولین سررسید (۱۷۵۸ داده)		دومین سررسید (۱۴۲۷ داده)		سومین سررسید (۶۲۰ داده)		سناریوهای زمانی
مقادیر		مقادیر		مقادیر		مقادیر
دامنه هفتگی	دامنه روزانه	دامنه هفتگی	دامنه روزانه	دامنه هفتگی	دامنه روزانه	
۰/۱۲۶	۰/۰۹۵	۰/۱۵۷	۰/۰۹۹	۰/۱۳۵-	۰/۰۱۵	β_1
۰/۷۹۹	۰/۵۸۵	۰/۷۴۳	۰/۵۸۵	۰/۵۸۱	۰/۵۰۳	β_2
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	$\text{Prob}(\beta^2)$
۰/۶۳۱	۰/۲۳۱	۰/۶۰۶	۰/۲۳۳	۰/۶۳۴	۰/۳۱۷	ضریب تعیین تعدیل شده

پوشش ریسک با روش VAR تعداد بهینه وقفه را با استفاده از معیار شوارتز تخمین زدیم. بدین ترتیب، برای اولین و دومین سررسید، تعداد دو وقفه و برای سومین سررسید یک وقفه در نظر گرفته می‌شود. با در نظر گرفتن تعداد وقفه‌های تعیین شده، نتایج تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک در جدول (۵) ارائه شده است.

در جدول بالا، β_2 نشان‌دهنده نسبت بهینه پوشش ریسک است. نتایج آزمون‌های تشخیصی بر جملات خطای روش OLS نشان می‌دهد اغلب فروض استاندارد کلاسیک نقض شده‌اند که البته به دلیل تعداد نسبتاً زیاد مشاهدات، این موضوع صرفاً کارایی تخمین را کاهش می‌دهد و موجب تورش دار شدن نسبت بهینه پوشش ریسک نمی‌شود. برای تخمین نسبت بهینه

جدول (۴) نتایج تخمین VAR نسبت بهینه پوشش ریسک

اولین سررسید (۱۷۵۸ داده)		دومین سررسید (۱۴۲۷ داده)				سومین سررسید (۶۲۰ داده)				سناریوهای زمانی		
مقادیر		مقادیر				مقادیر				مقادیر		
دامنه هفتگی		دامنه روزانه		دامنه هفتگی		دامنه روزانه		دامنه هفتگی		دامنه روزانه		
RF	RS	RF	RS	RF	RS	RF	RS	RF	RS	RF	RS	
۰/۱۰۸۵	۰/۰۶۴۲	۰/۰۳۴۸	۰/۱۵۹۸**	۰/۰۹۹۸	۰/۰۶۸۴	۰/۰۳۱۶	۰/۱۶۱۲**	-۰/۰۵۸۶	-۰/۰۶۳۲	-۰/۱۱۰۲	-۰/۰۴۸۲	عرض از مبدا
۰/۱۳۲۱**	۰/۴۶۶۶**	۰/۱۶۰۸**	۰/۵۲۳۶**	۰/۱۹۰۵**	۰/۴۶۸۴**	۰/۱۹۸۸**	۰/۴۹۳۱**	-۰/۱۰۴۱	۰/۶۲۸۳**	۰/۵۸۵۵**	-۰/۰۰۷۹	RS(-۱)
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
۰/۰۹۲۸**	۰/۱۱۶۸**	۰/۰۶۳۹**	۰/۱۷۳۸**	۰/۱۵۰۳**	۰/۱۶۳۹**	-۰/۰۲۱۶	۰/۱۴۴۰**	۰/۰۴۴۲	۰/۰۷۷۸	-۰/۰۹۵۷	۰/۱۴۸۷*	RS(-۲)
۱/۰۲۶۸**	۰/۶۴۳۴**	۰/۲۲۶۳**	۰/۸۴۷۲**	۱/۱۵۳۳**	۰/۶۸۰۷**	۰/۳۲۶۹**	۰/۸۱۶۷**	۱/۱۲۴۳**	۰/۴۸۲۰**	-۰/۰۷۵۷	۰/۰۶۳۹	RF(-۱)
۰/۱۶۲۰**	۰/۳۳۰۰**	۰/۰۲۱۶	۰/۲۸۲۹**	۰/۲۷۲۷**	۰/۴۲۵۷**	-۰/۰۰۸۲	۰/۲۱۵۷**	۰/۲۴۸۴**	۰/۳۶۴۹**	۰/۰۷۳۹	۰/۰۲۷۰	RF(-۲)
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
۰/۷۲۰۰	۰/۷۴۱۳	۰/۰۴۷۴	۰/۳۸۴۴	۰/۷۶۶۶	۰/۷۴۵۳	۰/۰۸۸۴	۰/۳۷۵۰	۰/۷۶۹۷	۰/۷۷۲۹	۰/۲۳۵۹	۰/۰۰۶۶	ضریب تعیین تعدیل شده
۰/۴۴۶۹	۰/۴۵۱۰	۰/۴۱۶۱	۰/۴۰۶۴	۰/۳۸۰۰	۰/۶۳۹۲	۰/۰۰۶۶	۰/۳۸۰۰	۰/۶۳۹۲	۰/۰۰۶۶	۰/۳۸۰۰	۰/۶۳۹۲	نسبت پوشش ریسک

در جدول فوق * نشان دهنده معنی داری در سطح ۵٪ و ** نشان دهنده معنی داری در سطح ۱٪ می‌باشد.

نشان دهنده وجود یک برداد هم‌انباشتگی بین قیمت‌های نقدی و آتی است و بدین ترتیب یک الگوی تصحیح خطا (ECM) برای تخمین مناسب است. نتایج آزمون جوهانسون در جدول (۶) ارائه شده است.

پیش از تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش VECM، لازم است وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی بررسی کنیم. نتایج آزمون جوهانسون،

جدول (۵) نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون

سومین سررسید (داده ۱۷۵۸)		دومین سررسید (داده ۱۴۲۷)		سومین سررسید (داده ۶۲۰)		سناریوی زمانی فرضیات
حداکثر مقدار ویژه	آماره اثر	حداکثر مقدار ویژه	آماره اثر	حداکثر مقدار ویژه	آماره اثر	
مقادیر آماره						
۱۴/۲۶	۱۵/۴۹	۱۴/۲۶	۱۵/۴۹	۱۴/۲۶	۱۵/۴۹	فقدان بردار همجمعی
۳/۸۴	۳/۸۴	۳/۸۴	۳/۸۴	۳/۸۴	۳/۸۴	حداقل یک بردار همجمعی

به روش VECM این است که به دلیل انباشته بودن دو متغیر از یک مرتبه، دیگر به استفاده از تفاضل متغیرها نیازی نیست و رابطه بلندمدت با وجود ریشه واحد بودن آنها با استفاده از خود متغیرها تخمین زده می‌شود.

در تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک به روش VECM نیز مانند روش VAR مقادیر وقفه را با استفاده از معیار شوارتز (SC) به دست آوردیم. نتایج تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک با روش VECM در جدول (۷) نشان داده شده است. نکته در خور توجه در تخمین

جدول (۶) نتایج تخمین VECM نسبت بهینه پوشش ریسک

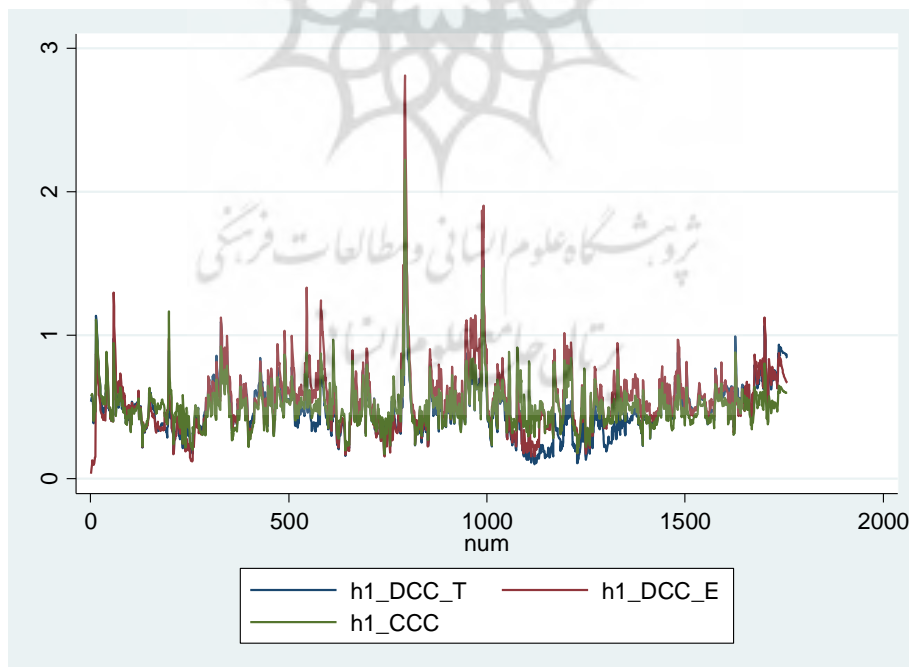
اولین سررسید (داده ۱۷۵۸)		دومین سررسید (داده ۱۴۲۷)		سومین سررسید (داده ۶۲۰)		سناریوهای زمانی مقادیر
دامنه روزانه	دامنه هفتگی	دامنه روزانه	دامنه هفتگی	دامنه روزانه	دامنه هفتگی	
۰/۰۶۳۳ *	۰/۰۴۶۷	-۰/۱۱۴۸	-۰/۰۴۳۵	-۰/۱۲۶۸	-۰/۱۴۵۴	عرض از مبدا
-۱۳/۷۷۱۹ **	-۲/۶۲۰۸	-۶/۹۰۴۱ **	-۲/۸۴۴۶	-۱/۴۸۶۷	-۱/۴۶۴۶	ضریب عبارت تصحیح خطا
-۰/۴۴۸۸ **	۰/۴۸۰۱ **	-۰/۴۵۳۹ **	۰/۴۸۳۵ **	۰/۰۰۰۹	۰/۶۳۱۹ **	RS(-۱)
-۰/۱۴۳۷ **	۰/۱۱۶۸ **	-۰/۱۲۸۴ **	۰/۱۶۲۹ **	-۰/۱۵۵۳ **	۰/۰۷۳۸	RS(-۲)
۰/۷۴۷۷ **	۰/۶۳۰۵ **	۰/۷۶۵۲ **	۰/۶۶۵۸ **	۰/۰۴۶۴	۰/۴۷۷۴ **	RF(-۱)
۰/۲۳۰۰ **	-۰/۳۳۲۰ **	۰/۱۸۲۸ **	-۰/۴۲۷۵ **	۰/۰۴۱۷	-۰/۳۶۱۸ **	RF(-۲)
۰/۴۰۷۳	۰/۷۴۲۱	۰/۳۸۷۹	۰/۷۴۶۲	۰/۰۱۴۱	۰/۷۷۳۹	ضریب تعیین تعدیل شده
۰/۴۶۶۴	۰/۴۴۷۹	۰/۴۱۴۱	۰/۴۱۶۹	۰/۶۳۷۱	۰/۳۸۰۶	نسبت بهینه پوشش ریسک

به تمامی به کمک نرم افزار EViews8 انجام شده است. نسبت بهینه پوشش ریسک، در روش‌های OLS، VAR

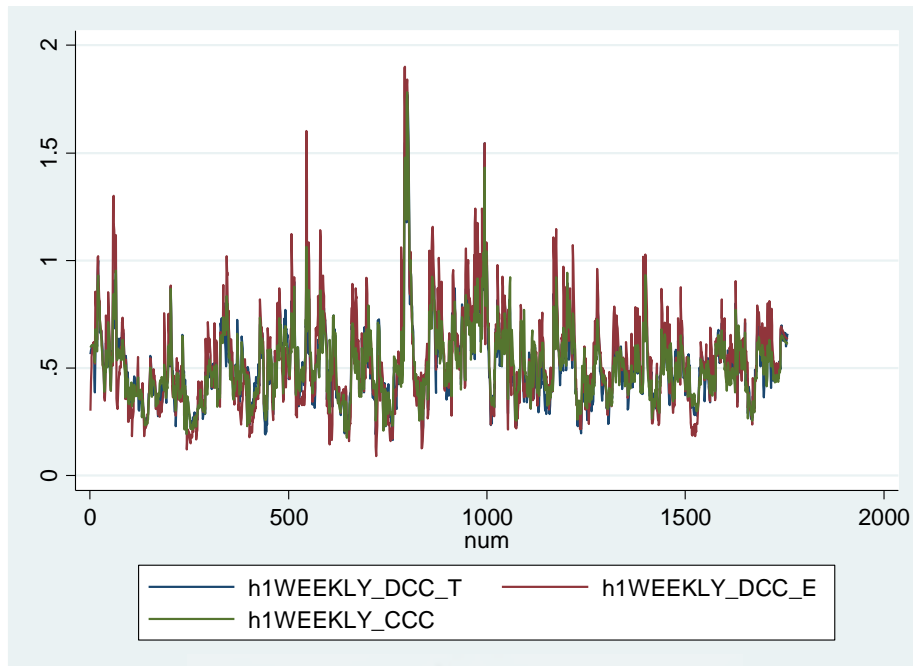
نتایج آزمون‌های انجام شده و تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک در روش‌های OLS، VAR و VECM

تا ۶ ماه) تا سومین سررسید قرارداد آتی، حساسیت آنها به قیمت‌های نقدی کاهش یافته و خطای زیادی در الگو تأثیر گذاشته است. همچنین با مشاهده ضریب تعیین تعدیل شده در الگوهای مختلف مشخص می‌شود در تمام آنها ضریب تعیین تعدیل شده بازده‌های هفتگی به مراتب بیشتر از ضریب تعیین تعدیل شده بازده‌های روزانه است. این یافته تصدیق‌کننده فرض اولیه ما مبنی بر افزایش همبستگی بین بازده نقدی و آتی سکه طلا در بازده هفتگی نسبت به بازده روزانه است. نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش‌های CCC- GARCH، DCC-GARCH انگل و StataMP 14 تخمین زده شده و نتایج آن در نمودارهای (۴)، (۵)، (۶)، (۷)، (۸) و (۹) نمایش داده شده است.

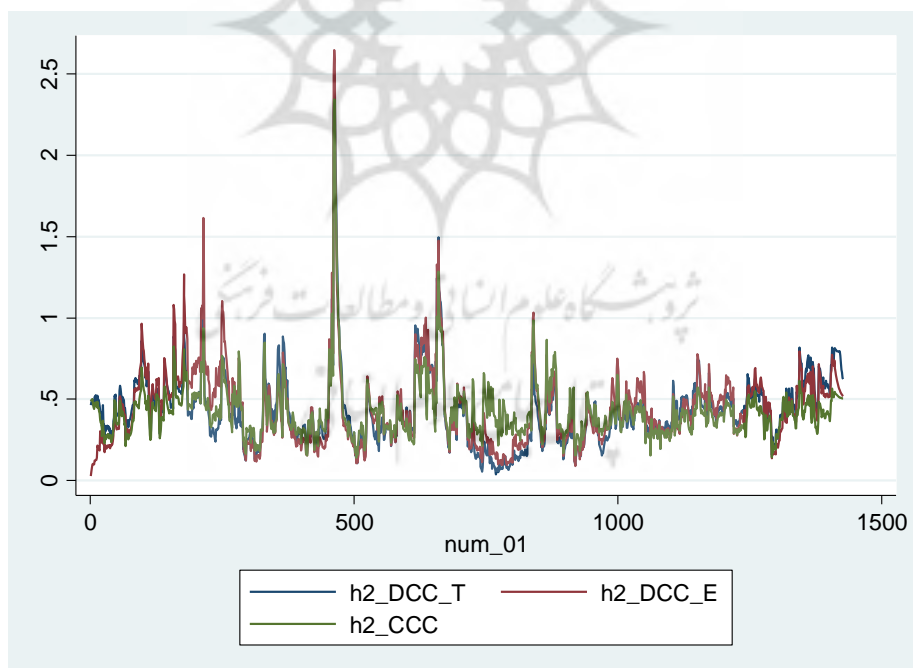
و VECM مقادیر ثابتی در زمان به دست آمده است. این نتایج نشان‌دهنده نکاتی است که در ادامه تشریح شده است. نتایج به دست آمده از سه روش اول نشان می‌دهد در سررسیدهای اول و دوم نسبت بهینه پوشش ریسک حاصل از بازده‌های هفتگی بیشتر از نسبت بهینه پوشش ریسک حاصل از بازده‌های روزانه است. دلیل این امر را به نوسان‌های بیشتر بازده هفتگی می‌توان نسبت داد. نتایج حاصل از تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک برای سومین سررسید نشان می‌دهد در الگوی OLS نسبت پوشش ریسک هفتگی بیشتر از نسبت پوشش ریسک روزانه است؛ اما در الگوهای VAR و VECM خلاف این امر اتفاق افتاده است. با دقت در این نتایج مشخص می‌شود ضریب تعیین تعدیل شده برای نسبت پوشش ریسک بسیار کم است؛ بنابراین احتمال می‌رود به دلیل فاصله زمانی نسبتاً زیاد (حدود ۴



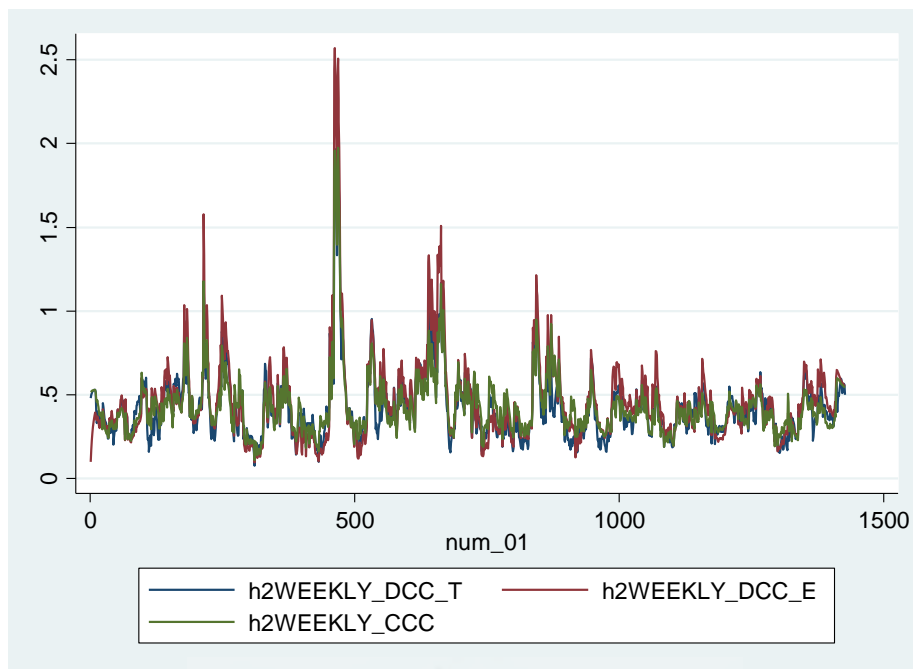
نمودار (۱) مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش‌های گارچ چندمتغیره برای اولین سررسید و بازده روزانه



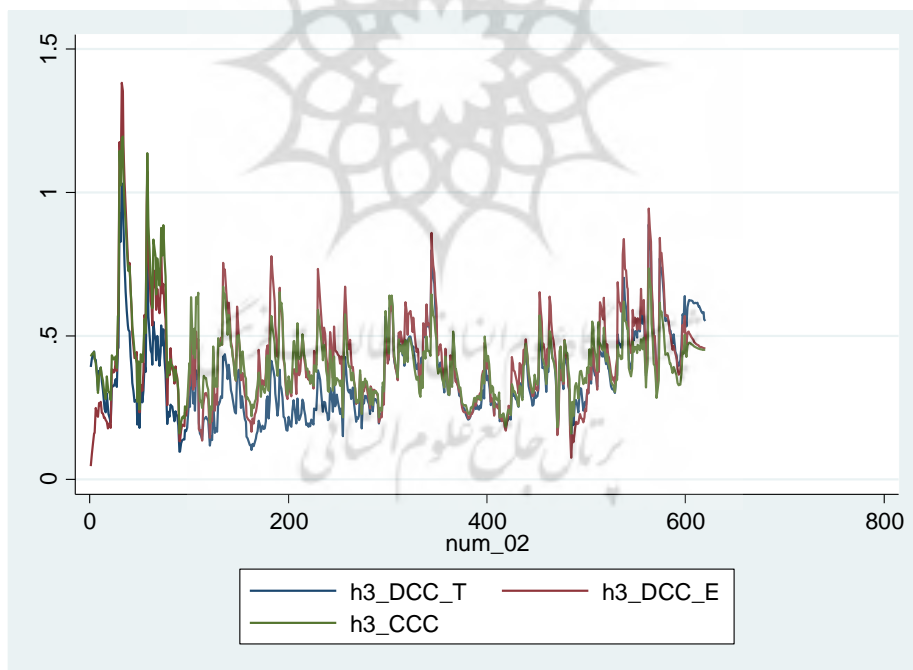
نمودار (۲) مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش گارچ چندمتغیره برای اولین سررسید و بازده هفتگی



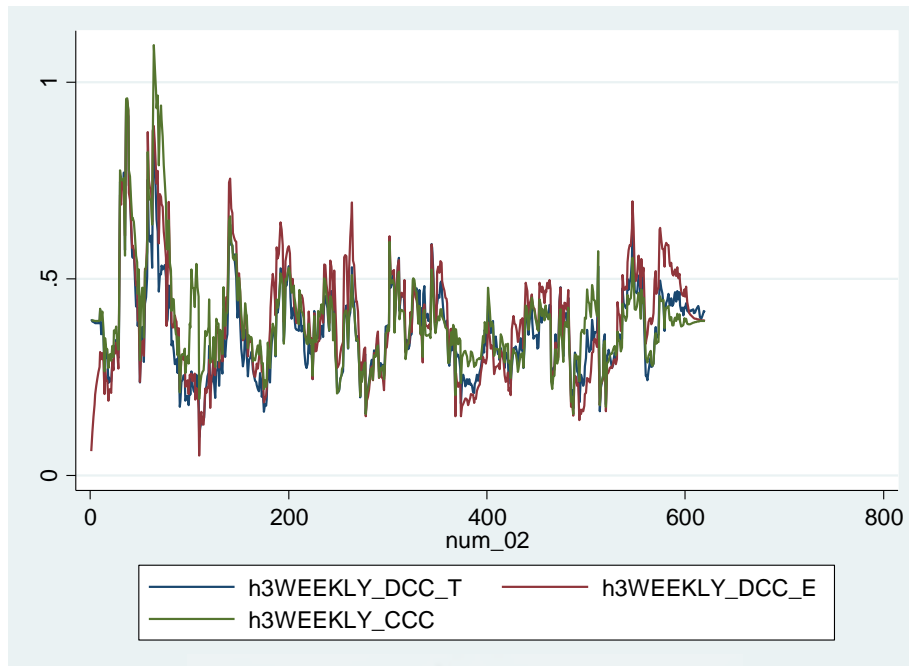
نمودار (۳) مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش گارچ چندمتغیره برای دومین سررسید و بازده روزانه



نمودار (۴) مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش گارچ چندمتغیره برای دومین سررسید و بازده هفتگی



نمودار (۵) مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش گارچ چندمتغیره برای سومین سررسید و بازده روزانه



نمودار (۶) مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش گارچ چندمتغیره برای سومین سررسید و بازده هفتگی

مهم‌ترین خصوصیات آماری نسبت‌های بهینه پوشش ریسک سرسیدهای مختلف با روش‌های DCC-GARCH، CCC-GARCH و انگل و DCC است. GARCH تز و تسو در جداول (۸) و (۹) ارائه شده است.

جدول (۸) خصوصیات آماری نسبت‌های بهینه پوشش ریسک به‌دست آمده از روش‌های گارچ چندمتغیره با بازده روزانه

اولین سررسید_روزانه (۱۷۵۸ داده)			دومین سررسید_روزانه (۱۴۲۷ داده)			سومین سررسید_روزانه (۶۲۰ داده)			سناریوی زمانی مقادیر
H1-DCC-T	H1-DCC-E	H1_CCC	H2-DCC-T	H2-DCC-E	H2_CCC	H3-DCC-T	H3-DCC-E	H3_CCC	
۱۷۵۸	۱۷۵۸	۱۷۵۸	۱۴۲۷	۱۴۲۷	۱۴۲۷	۶۲۰	۶۲۰	۶۲۰	تعداد مشاهدات
۰/۵۰۴۳	۰/۵۳۴۷	۰/۵۱۰۴	۰/۴۵۲۲	۰/۴۶۲۳	۰/۴۳۲۴	۰/۳۵۶۵	۰/۴۲۳۶	۰/۴۱۵۱	میانگین
۰/۴۷۷۳	۰/۵۱۹۰	۰/۴۹۶۶	۰/۴۰۰۵	۰/۴۰۵۶	۰/۳۹۶۲	۰/۳۲۳۵	۰/۴۰۰۳	۰/۳۹۳۸	میانه
۱/۱۳۶۸	۱/۳۳۲۴	۱/۱۶۶۸	۲/۴۴۵۱	۲/۶۴۵۷	۲/۳۴۲۷	۱/۰۳۱۱	۱/۳۸۲۷	۱/۱۹۵۵	حداکثر
۰/۱۷۳۴	۰/۰۳۵۳	۰/۲۰۰۲	۰/۱۰۶۷	۰/۰۲۹۱	۰/۱۳۹۲	۰/۰۹۶۵	۰/۰۴۶۳	۰/۱۶۰۶	حداقل
۰/۱۵۴۱	۰/۱۹۸۶	۰/۱۳۸۴	۰/۲۴۷۴	۰/۲۸۹۸	۰/۲۱۹۰	۰/۱۴۹۳	۰/۱۷۵۸	۰/۱۴۴۱	انحراف معیار
۱۲۸/۵	۸۴/۹	۳۴۶/۵	۱۲۷۲۹/۷	۶۰۲۰/۰	۲۳۰۶۷/۲	۱۹۱/۵	۴۷۹/۷	۱۲۹۰/۷	آماره جاک-برا

جدول (۹) خصوصیات آماری نسبت‌های بهینه پوشش ریسک به دست آمده از روش‌های گارچ چندمتغیره با بازده هفتگی

اولین سررسید_هفتگی (۱۷۵۸ داده)			دومین سررسید_هفتگی (۱۴۲۷ داده)			سومین سررسید_هفتگی (۶۲۰ داده)			سناریوی زمانی مقادیر
H1-DCC-T	H1-DCC-E	H1_CC C	H2-DCC-T	H2-DCC-E	H2_CC C	H3-DCC-T	H3-DCC-E	H3_CC C	
۱۷۵۸	۱۷۵۸	۱۷۵۸	۱۴۲۷	۱۴۲۷	۱۴۲۷	۶۲۰	۶۲۰	۶۲۰	تعداد مشاهدات
۰/۴۸۹۹	۰/۴۹۰۴	۰/۴۸۴۵	۰/۴۴۳۷	۰/۴۶۷۹	۰/۴۴۱۰	۰/۳۶۷۵	۰/۳۹۲۰	۰/۳۹۶۰	میانگین
۰/۴۶۱۵	۰/۴۴۲۴	۰/۴۶۵۱	۰/۳۹۶۸	۰/۴۰۳۵	۰/۳۹۲۷	۰/۳۵۷۶	۰/۳۸۳۷	۰/۳۸۲۰	میانه
۱/۰۸۵۲	۱/۶۰۱۱	۱/۰۶۳۱	۱/۹۶۷۱	۲/۵۶۸۴	۱/۹۷۴۱	۰/۹۴۶۴	۰/۹۵۴۹	۱/۰۹۳۵	حداکثر
۰/۱۹۰۳	۰/۱۲۲۱	۰/۱۹۳۲	۰/۰۷۷۶	۰/۰۹۷۱	۰/۱۰۹۵	۰/۰۹۷۱	۰/۰۵۰۸	۰/۱۵۷۱	حداقل
۰/۱۵۷۳	۰/۲۱۰۰	۰/۱۴۶۳	۰/۲۴۷۸	۰/۳۲۰۴	۰/۲۳۱۵	۰/۱۱۹۲	۰/۱۴۷۵	۰/۱۳۰۸	انحراف معیار
۴۲/۲	۲۶۳/۷	۴۲/۵	۶۱۶۹/۳	۸۲۲۵/۲	۹۶۹۸/۰	۳۵۱/۱	۶۶/۷	۱۴۳۳/۸	آماره جارک- برا

بدون پوشش تنها شامل دارایی نقدی است؛ در حالی که سبد پوشش داده شده علاوه بر دارایی نقدی به میزان نسبت بهینه پوشش ریسک، موضع معاملاتی عکس در بازار قرارداد آتی نیز دارد. برای محاسبه کارایی لازم است دو دوره زمانی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای در نظر گرفته شود. بدین منظور، در هر یک از سرسیدهای زمانی تعداد ۲۰ داده آخر دوره را که به طور تقریبی معادل روزهای کاری یک ماه آخر دوره است، به عنوان داده‌های برون نمونه‌ای انتخاب می‌کنیم. مشخص است در محاسبه کارایی برون نمونه‌ای روش‌های ایستا از نسبت پوشش ریسک تخمین زده شده در داده‌های درون نمونه‌ای استفاده می‌شود؛ اما برای الگوهای پویای گارچ، این نسبت باید برای دوره زمانی برون نمونه‌ای پیش بینی شود.

اطلاعات جدول‌های (۸) و (۹) نشان می‌دهد الگوی DCC-GARCH انگل میانگین نسبت بهینه پوشش ریسک نسبت به دو الگوی دیگر بیشتر برآورد شده است. همچنین به طور مشخص، مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک به دست آمده برای سرسید اول (طولانی ترین دوره زمانی با ۱۷۵۸ داده) بیشتر و برای سرسید اول (کوتاه ترین دوره زمانی با ۶۲۰ داده) کمتر از سایر مقادیر به دست آمده است؛ به عبارت دیگر، با افزایش دوره زمانی و افزایش نوسان‌های قیمت، مقادیر نسبت بهینه پوشش ریسک نیز افزایش یافته‌اند که این امر با توجه به ماهیت نسبت پوشش ریسک بدیهی به نظر می‌رسد.

برای محاسبه کارایی نسبت‌های پوشش ریسک محاسبه شده از روش‌های مختلف، دو سبد پوشش داده شده و بدون پوشش در نظر می‌گیریم. سبد

جدول (۱۰) مقایسه کارایی نسبت بهینه پوشش ریسک درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای

اولین سررسید (۱۷۵۸ داده)		دومین سررسید (۱۴۲۷ داده)				سومین سررسید (۶۲۰ داده)				سناریوی زمانی		
بازده هفتگی		بازده روزانه		بازده هفتگی		بازده روزانه		بازده هفتگی				
برون نمونه‌ای	درون نمونه‌ای	برون نمونه‌ای	درون نمونه‌ای	برون نمونه‌ای	درون نمونه‌ای	برون نمونه‌ای	درون نمونه‌ای	برون نمونه‌ای	درون نمونه‌ای	مقادیر		
۰/۸۰۲۹	۰/۶۳۱۶	۰/۵۰۶۱	۰/۲۳۱۷	۰/۵۰۲۲	۰/۶۰۶۵	۰/۲۷۸۱	۰/۲۳۳۶	۰/۵۹۱۵	۰/۶۳۴۸	۰/۴۲۹۷	۰/۳۰۹۱	OLS
۰/۶۶۳۱	۰/۵۰۸۸	۰/۴۳۴۱	۰/۲۱۹۵	۰/۵۹۴۰	۰/۴۸۹۳	۰/۲۶۸۴	۰/۲۱۱۹	۰/۵۲۴۱	۰/۵۵۸۶	۰/۴۸۵۸	۰/۲۸۲۴	VAR
۰/۶۶۴۰	۰/۵۰۹۵	۰/۴۴۳۸	۰/۲۲۲۲	۰/۵۹۴۴	۰/۴۸۹۸	۰/۲۷۰۲	۰/۲۱۳۷	۰/۵۲۴۵	۰/۵۵۹۱	۰/۴۸۵۱	۰/۲۸۳۱	VECM
۰/۳۴۱۵	۰/۳۴۱۵	۰/۲۹۶۶	۰/۲۹۶۶	۰/۲۴۰۰	۰/۲۴۰۰	۰/۲۱۴۱	۰/۲۱۴۱	۰/۲۹۶۳	۰/۲۹۶۳	۰/۳۰۱۲	۰/۳۰۱۲	CCC-GARCH
۰/۳۶۳۳	۰/۳۶۵۴	۰/۴۲۲۲	۰/۳۵۱۴	۰/۲۷۰۵	۰/۲۷۱۴	۰/۳۴۲۰	۰/۲۸۱۶	۰/۴۱۸۱	۰/۲۷۹۶	۰/۳۱۴۲	۰/۳۱۳۰	DCC-GARCH
۰/۳۶۵۶	۰/۳۴۳۴	۰/۶۰۹۳	۰/۲۷۷۸	۰/۲۱۹۸	۰/۲۳۴۸	۰/۴۶۱۸	۰/۲۲۷۱	۰/۳۲۸۳	۰/۲۵۲۱	۰/۴۹۳۶	۰/۲۲۳۴	VCC-GARCH

تحلیلی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای را داشته است؛ اما در سررسید دوم در تحلیل درون نمونه‌ای روش VECM و در تحلیل درون نمونه‌ای روش OLS بیشترین کارایی را داشتند. این مطلب نشان دهنده نبود تطابق میان نتایج این پژوهش با پژوهش سجادی و طروسیان است [۲۲].

نتایج و پیشنهادها

در این پژوهش، نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس برای قرارداد آتی سکه بهار آزادی مطالعه و سپس با بهره گیری از روش های اقتصادسنجی OLS، VAR، VECM، CCC، DCC-GARCH، انگل، GARCH، نتایج نشان می دهد تز و تسو، این نسبت محاسبه شد. نتایج نشان می دهد این نسبت در تمامی روش ها کمتر از یک به دست آمده است؛ در نتیجه، تعداد قرارداد آتی در سبد دارایی ها کمتر از تعداد قرارداد نقدی است و این به معنی هزینه کمتر نسبت به استراتژی پوشش ریسک ساده (نسبت بهینه پوشش ریسک برابر یک) است.

نسبت پوشش ریسک تخمین زده شده با روش های OLS، VAR و VECM در زمان ثابت؛ ولی نسبت پوشش ریسک تخمین زده شده با روش های CCC-

نتایج نشان می دهد استفاده از قرارداد آتی تا حد زیادی واریانس بازده سبد را کاهش می دهد. با دقت در مقادیر گزارش شده در جدول (۱۰) مشخص می شود در بازده های روزانه، در داده های درون نمونه ای و برون نمونه ای، روش های چندمتغیره گارچ عموماً کارایی بیشتری را نسبت به روش های OLS، VAR و VECM به دست آورده اند. این نتایج تأیید کننده پژوهش بهرامی و میرزاپورباباجان است [۱۲]؛ به گونه ای که در پژوهش مذکور نیز روش های گارچ چندمتغیره به غیر از یک مورد استثناً، تماماً کارایی بیشتری نسبت به روش های OLS، VAR و VECM داشتند. به طور مشخص، روش DCC انگل در داده های درون نمونه ای و در هر سه سررسید، بیشترین کارایی را دارد؛ اما در داده های برون نمونه ای، روش DCC تز و تسو در هر سه سررسید، کارایی بیشتری دارد. در محاسبه کارایی برای بازده های هفتگی این معادله به نفع روش های OLS، VAR و VECM تغییر می کند؛ به گونه ای که در تمام سررسیدها و در تحلیل های درون نمونه ای و برون نمونه ای روش های مذکور، کارایی بیشتری را نسبت به روش های گارچ حاصل می کنند. در بین سررسیدهای مختلف بازده های هفتگی، روش OLS در سررسیدهای اول و سوم، بیشترین کارایی در هر دو

- [6] Ederington, L. H. (1979). The hedging performance of the new futures markets. *The Journal of Finance*, 34(1), 157-170.
- [7] Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- [8] Engle, R. F., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH: National Bureau of Economic Research.
- [9] Ghosh, A. (1993). Cointegration and error correction models: Intertemporal causality between index and futures prices. *Journal of Futures Markets*, 13(2), 193-198.
- [10] Ghosh, A. (1993). Hedging with stock index futures: Estimation and forecasting with error correction model. *Journal of Futures Markets*, 13(7), 743-752.
- [11] 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.
- [12] Bahrami, J., & Mirzapoor Babajan, A. (2013). Optimal hedge ratio for gold coin futures contracts traded in iran mercantile exchange (IME). *Journal of Economic Research and Policies*, 20(64), 175-206.
- [13] Johnson, L. L. (1960). The theory of hedging and speculation in commodity futures. *The Review of Economic Studies*, 139-151.
- [14] Junkus, J. C., & Lee, C. F. (1985). Use of three stock index futures in hedging decisions. *Journal of Futures Markets*, 5(2), 201-222.
- [15] Kahl, K. H., & Tomek, W. G. (1986). Forward-pricing models for futures markets: Some statistical and interpretative issues. *Food Research Institute Studies*, 20(1).
- [16] Lien, D., Shrestha, K., & Wu, J. (2016). Quantile estimation of optimal hedge ratio. *Journal of Futures Markets*, 36(2), 194-214.
- [17] Lien, D., Tse, Y. K., & Tsui, A. K. (2002). Evaluating the hedging performance of the constant-correlation GARCH model. *Applied Financial Economics*, 12(11), 791-798.

GARCH، DCC-GARCH انگل، DCC-GARCH، تر و تسو در زمان متغیر هستند. همچنین برای افزایش همبستگی بین بازده‌های آتی و نقدی علاوه بر بازده روزانه قیمت‌ها از بازده هفتگی نیز استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد با استفاده از بازده هفتگی قیمت‌ها، همبستگی بین بازده‌های نقدی و آتی به‌طور در خور توجهی افزایش می‌یابد. همچنین تحلیل کارایی روش‌های مختلف نشان می‌دهد روش‌های گارچ چندمتغیره در بازده روزانه، عملکرد بهتری داشتند؛ اما در بازده‌های هفتگی، عملکرد روش‌های ایستا نسبت به روش‌های گارچ بهتر بوده است. با توجه به نتایج به‌دست آمده، به‌طور قطعی یکی از روش‌های محاسبه نسبت پوشش ریسک را نسبت به دیگری نمی‌توان بهتر دانست و لازم است فرد با در نظر گرفتن افق سرمایه‌گذاری و هزینه‌های معاملاتی اضافه‌ای تصمیم‌گیری کند که در صورت استفاده از روش‌های پویای گارچ به فرد تحمیل می‌شود.

منابع

- [1] Baillie, R. T., & Myers, R. J. (1991). Bivariate garch estimation of the optimal commodity futures hedge. *Journal of Applied Economics*. 6(2), 109-124.
- [2] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- [3] Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *The Review of Economics and Statistics*, 498-505.
- [4] Byström, H. N. (2003). The hedging performance of electricity futures on the Nordic power exchange. *Applied Economics*, 35(1), 1-11.
- [5] Copeland, L. S., & Zhu, Y. (2006). *Hedging effectiveness in the index futures market*: Cardiff Business School.

- conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 351-362.
- [24] Wang, G.-J., Xie, C., He, L.-Y., & Chen, S. (2014). Detrended minimum-variance hedge ratio: A new method for hedge ratio at different time scales. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 405, 70-79.
- [25] Wang, J., & Hsu, H. (2010). Hedge ratio stability and hedging effectiveness of time-varying hedge ratios in volatile index futures markets: Evidence from the Asian financial crisis*. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 39(5), 659-686.
- [26] Zhou, J. (2015). Hedging performance of REIT index futures: A comparison of alternative hedge ratio estimation methods. *Economic Modelling*.
- [18] Moosa, I. (2003). The sensitivity of the optimal hedge ratio to model specification. *Finance Letters*, 1(1), 15-20.
- [19] Myers, R. J., & Thompson, S. R. (1989). Generalized optimal hedge ratio estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 858-868.
- [20] Park, T. H., & Switzer, L. N. (1995). Bivariate GARCH estimation of the optimal hedge ratios for stock index futures: A note. *Journal of Futures Markets*, 15(1), 61-67.
- [21] Sah, A. N., & Pandey, K. K. (2011). Hedging effectiveness of index futures contract: The case of S&P CNX Nifty. *Global Journal of Finance and Management*, 3(1), 77-89.
- [22] Sajad, R., & Torosian, A. (2014). Exchange rate optimal hedge ratio by gold futures in Iran. *Journal of Investment Knowledge*, 3(12), 1-24.
- [23] Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002). A multivariate generalized autoregressive

