



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال سوم / شماره دوازدهم / زمستان ۱۳۹۳

نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز به وسیله قراردادهای آتی سکه طلا در ایران

رسول سجاد

استادیار دانشگاه علم و فرهنگ

آدنا طروسیان

دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی مالی دانشگاه علم و فرهنگ (مسئول مکاتبات)

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۷ تاریخ پذیرش: ۹۳/۴/۲

چکیده

در این تحقیق نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس برای نرخ ارز (دلار-ریال) با استفاده از آتی سکه طلا توسط رهیافت‌های مختلف اقتصادسنجی مورد برآورد و مقایسه قرار گرفته است. برای محاسبه این نرخ از سه دامنه بازده روزانه، دو روزه و هفتگی برای قیمت‌های نقد و آتی استفاده شده است. دلیل استفاده از این سه نوع بازده، افزایش همبستگی بین بازده‌های نقد و آتی با افزایش دامنه بازده می‌باشد. برای برآورد نرخ بهینه ایستا از مدل‌های حداقل مربعات معمولی، حداقل مربعات معمولی تصحیح شده و گارچ یک متغیره و برای برآورد نرخ بهینه پویا از گارچ چند متغیره CCC و DCC استفاده شده است، که از لحاظ کارایی درون‌نمونه‌ای نرخ برآورد شده بازده هفتگی توسط مدل DCC و از لحاظ کارایی برون‌نمونه‌ای نرخ برآورد شده بازده هفتگی توسط مدل CCC بیشترین کارایی را دارد. در همه مدل‌ها نرخ بهینه برآورد شده با بازده هفتگی کارایی بیشتری نسبت به نرخ‌های برآورد شده با بازده دو روزه و روزانه ارائه می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: نرخ بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس، قرارداد آتی، بازده، مدل GARCH چند متغیره، کارایی پوشش ریسک.

۱- مقدمه

نرخ ارز در ایران با نوسانات شدیدی همراه است، ریسک ناشی از نوسانات نرخ ارز از جمله مقولاتی است که ذهن فعالان بخش‌های اقتصادی، خصوصاً افرادی که در ارتباط با صادرات و واردات در حال فعالیت می‌باشند را به خود مشغول نموده است. اهمیت این موضوع به قدری است که این ریسک بعضاً زبان‌های سنگین و غیر قابل جبرانی به مشتریان مربوطه وارد می‌کند. بنابراین لزوم به کارگیری استراتژی جهت پوشش این نوسانات روز به روز بیشتر احساس می‌شود. استراتژی پوشش ریسک توسط مشتق‌های مالی^۱ صورت می‌گیرد. از جمله مشتق‌های مالی که در زمینه پوشش ریسک کاربرد دارند، می‌توان به قراردادهای سلف^۲، قراردادهای آتی^۳ و اختیارها^۴ اشاره نمود. که قراردادهای آتی به دلیل استاندارد بودن، ریسک اعتباری پایین، سرعت نقدشوندگی بالا و هزینه معاملاتی کم از عمومیت بیشتری برخوردارند. در بسیاری از کشورها که دارای بازار آتی ارز فعال می‌باشند، نوسانات نرخ ارز از طریق اتخاذ موقعیت مخالف با موقعیت نقدی در این نوع بازارها جبران می‌شود. یعنی اگر فرد در ایران، واردکننده باشد، از افزایش قیمت دلار متضرر می‌شود و برای اینکه ریسک ناشی از افزایش قیمت دلار را پوشش دهد باید در بازار آتی ارز موقعیت خرید اتخاذ کند تا از افزایش قیمت دلار سود کند. به این ترتیب اگر نرخ ارز بالا رود سود حاصل از موقعیت آتی ضرر حاصل از موقعیت نقدی را جبران می‌کند. ولی در ایران بازار آتی ارز فعال نمی‌باشد و تنها بازار آتی فعال، بازار آتی سکه طلا است که همبستگی مثبت و بالایی با ارز (قیمت دلار به ریال) دارد. این امر ما را مجبور به استفاده از پوشش ریسک متقاطع^۵ جهت پوشش نوسانات نرخ ارز کرده است، یعنی استفاده از قراردادهای آتی سکه طلا برای پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز.

استفاده از این نوع پوشش ریسک زمانی کارآمد می‌باشد که قیمت‌های آتی و نقدی همبستگی بالایی داشته باشند و از آنجا که یکی از عوامل تاثیرگذار بر قیمت آتی سکه طلا در ایران قیمت دلار می‌باشد. پس بین قیمت این دو دارایی همبستگی بالایی وجود دارد. برای اثبات این موضوع به فرمول ارزش ذاتی سکه طلا اشاره می‌کنیم:

$$\left[\frac{\text{قیمت اونس جهانی} \times \text{نرخ دلار}}{۳۱,۱} \times ۰,۹۹ \times \text{وزن سکه} \right] + \text{حق ضرب} = \text{ارزش ذاتی سکه}$$

بدیهی است که بخشی از قیمت سکه طلا به نرخ ارز وابسته می باشد و از آنجا که سکه طلا دارایی پایه قرارداد آتی می باشد پس می توان نتیجه گرفت که بین نرخ ارز و قیمت آتی سکه طلا همبستگی وجود دارد.

حال سوالی که پیش می آید این است که از چه تعداد قرارداد آتی برای پوشش ریسک نرخ ارز باید استفاده شود. از آنجا که معامله گران ریسک گریز در نظر گرفته شده اند و از واریانس به عنوان سنج ریسک استفاده می شود، از اینرو از نرخ به دست آمده از حداقل سازی واریانس پرتفو متشکل از موقعیت نقدی و آتی، به عنوان نرخ بهینه پوشش ریسک استفاده می شود. این نرخ در سال ۱۹۶۰ توسط جانسون^۶ معرفی شد. نرخ بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس^۷ توسط مدل های اقتصادسنجی برآورد می شود. نرخ برآورد شده توسط این مدل ها به دو دسته ایستا و پویا تقسیم می شوند که در این مقاله نشان خواهیم داد نرخها برآورد شده پویا کارایی بیشتری نسبت به نرخهای ایستا دارند. از جمله کاربردهای این نرخ برای کارگزاری های می باشد که می توانند با تشکیل پرتفو شامل دلار و آتی سکه طلا به میزان نرخ بهینه، خدمات پوشش ریسک دلار به مشتریان خود ارائه دهند.

به طور کلی این مقاله به بررسی پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز دلار به ریال با استفاده از آتی سکه طلا، به عنوان هدف اصلی می پردازد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

یکی از تاثیرگذارترین مقالات در این حوزه که می توان آن را پایه مطالعات بعدی دانست، مقاله ای ادوینگتون^۸ (۱۹۷۹) است. اهمیت این مقاله به این دلیل است که روش حداقل مربعات معمولی برای اولین بار در تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک در این مقاله به کار گرفته شده است.

با پیشرفت هایی که در اقتصادسنجی صورت گرفت محققان به این نتیجه رسیدند که روش OLS برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک کارا نمی باشد و باید از روش جدید استفاده شود.

پارک و برا^۹ (۱۹۸۶) با مطالعه روی دو بازار آتی آمریکا^{۱۰}، به دلیل وجود ناهمسانی واریانس و رابطه غیر خطی بین قیمت های نقد و آتی، برآورد حاصل از روش های حداقل مربعات معمولی مورد انتقاد قرار دادند و تخمینی با روش واریانس ناهمسانی خودهمبسته ارائه نمودند.

بایلی^{۱۱} و مایرز^{۱۲} (۱۹۹۱) نرخ بهینه پوشش ریسک قیمت برای شش کالای گوشت گاو، قهوه، ذرت، نخ، طلا و دانه‌های سویا در آمریکا را از روش ناهمسانی واریانس خودهمبسته برآورد کردند. برای این منظور، قراردادهای آتی با سررسیدهای مختلفی برای هر یک از کالاها در نظر گرفته می‌شود. برای قهوه قرارداد ماه می، برای نخ قرارداد ماه جولای، برای ذرت و سویا ماه سپتامبر و برای طلا و گوشت گاو ماه دسامبر را در نظر گرفته‌اند. اهمیت این مقاله از این حیث است که از مدل گارچ دو متغیره برای تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک استفاده می‌کند و برای نخستین بار نرخ بهینه پوشش ریسک را پویا در نظر می‌گیرد.

پک^{۱۳} و همکاران (۲۰۰۹) کارایی روش گارچ دینامیک و ثابت را جهت تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک شاخص سهام در یک بازار نوظهور مالزی به وسیله قراردادهای آتی با نزدیکترین سرسید و با هدف مینیمم‌سازی واریانس و همینطور ماکزیمم‌سازی مطلوبیت مورد مطالعه قرار داده‌اند. این مقاله نشان می‌دهد که با وجود محدودیت‌ها در یک بازار نوظهور از جمله کمبود اطلاعات و نقدشوندگی پایین در بازارهای توسعه یافته، روش تخمین گارچ دینامیک، بیشترین کارایی را دارد.

در زمینه پوشش ریسک متقاطع می‌توان به مطالعه انجام شده توسط ایگر و گرنیت^{۱۴} (۱۹۸۷) اشاره کرد که در مقاله خود به ارائه شواهد تجربی در مورد اثر پوشش متقاطع برای کاهش ریسک ارز خارجی پرداختند. آن‌ها پوشش ریسک متقاطع ساده، پوشش ریسک متقاطع چند متغیره، پوشش ریسک پرتفو و پوشش ریسک متقاطع کالا را مورد بررسی قرار دادند. روشی که برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک حالات فوق استفاده کردند، روش حداقل مربعات معمولی بوده است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در برخی موارد بی‌ثباتی باعث می‌شود که موقعیت‌ها پوشش داده شده ریسکی‌تر از موقعیت‌های بدون پوشش باشند هر چند در کل پوشش ریسک متقاطع را روش خوبی برای استراتژی کاهش ریسک نشان دادند.

براش و همکاران^{۱۵} (۱۹۸۹) کارایی پوشش ریسک متقاطع نرخ ارز لیر ایتالیا به دلار آمریکا را با استفاده از آتی مارک آلمان می‌سنجند و آن را با پوشش ریسک با استفاده از قرارداد سلف همین ارز (لیر به دلار) مقایسه کرده و به این نتیجه می‌رسند که پوشش ریسک متقاطع کارا تر می‌باشد.

مطالعات در زمینه پوشش ریسک متقاطع در ایران وجود ندارد. در زمینه پوشش ریسک مستقیم در میان چندین مقاله موجود، اکثریت به پوشش ریسک قیمت نفت خام با استفاده

از قرارداد آتی بورس نفتی نایمکس پرداخته‌اند. یکی از مطالعات، مطالعه انجام شده توسط ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۵) می‌باشد. آن‌ها نرخ پوشش ریسک حداقل واریانس ایستا و پویا را با روش‌های حداقل مربعات معمولی و ناهمسانی واریانس شرطی خودهمبسته دومتغیره برای قراردادهای آتی نفت خام یک تا چهار ماهه محاسبه کردند. آن‌ها در مقاله بعدی خود (۱۳۸۸) که به مطالعه پیشین شباهت دارد، نرخ بهینه پوشش را با روش‌های مجموع مربعات معمولی، مدل خودرگرسیون برداری و مدل تصحیح خطای محاسبه کردند.

یکی دیگر از مطالعات انجام شده در این زمینه، مقاله بهرامی و میرزاپور باباجان (۱۳۹۱) می‌باشد که به محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس برای آتی سکه بهار آزادی جهت پوشش نوسانات قیمت سکه بهار آزادی با مدل‌های مختلف اقتصادسنجی پرداخته‌اند و به این نتیجه دست یافتند که نرخ‌های بهینه پوشش ریسک پویا در مقایسه با نرخ‌های ایستا لزوماً توانایی بیشتری در کاهش ریسک ندارند.

۳- مدل‌های پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن

با توجه به مطالبی که در بخش مقدمه بیان شد، یک سرمایه‌گذار برای آنکه نوسانات موقعیت نقدی خود را پوشش دهد باید موقعیت مخالف با موقعیت نقدی خود، در بازار آتی اتخاذ کند. از این رو باید یک سبد مالی به صورت زیر تشکیل دهد.

$$R_h = R_s - hR_f \quad (1)$$

که در آن R_h بازده سبد مالی، R_s بازده حجم معاملات نقدی، R_f بازده قراردادهای آتی سبد مالی و h نسبت قراردادهای آتی به حجم معاملات نقدی است. از آنجا که هدف محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس می‌باشد پس باید طبق روش جانسون (۱۹۶۰) ابتدا واریانس سبد مالی را به دست آورد:

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

سپس با مشتق‌گیری از واریانس R_h نسبت به h و صفر قرار دادن آن، نرخ بهینه پوشش ریسک به صورت زیر به دست آورد:

$$\frac{\partial Var(R_h)}{\partial h} = 0 \quad \Rightarrow \quad h^* = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} \quad (3)$$

همانگونه که گفته شد نرخ بهینه پوشش ریسک با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی برآورد می‌شود. در این تحقیق دو نوع نرخ ایستا و پویا محاسبه می‌شود:

مدل‌های نرخ بهینه پوشش ریسک ایستا

با استفاده از این مدل‌ها نرخ بهینه پوشش ریسک در طول زمان ثابت در نظر گرفته می‌شود.

- روش حداقل مربعات معمولی^{۱۶}

یکی از پرکاربردترین روش‌ها جهت تخمین پارامترهای یک مدل رگرسیونی، روش حداقل مربعات معمولی است که به کارل فردریک گوس، ریاضیدان آلمانی نسبت داده می‌شود. در این روش، برآورد پارامترهای مدل رگرسیون با حداقل‌سازی مجموع مجذور باقیمانده‌های مدل به صورت زیر محاسبه می‌شوند.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (۴)$$

$$\text{Min} \sum_t \hat{\varepsilon}_t^2 = 0 \quad \Rightarrow \begin{cases} \hat{\beta}_1 = \frac{\text{Cov}(x_t, y_t)}{\text{Var}(x_t)} \\ \hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} \end{cases}$$

در رگرسیون فوق y_t بازده قیمت دلار و x_t بازده قیمت آتی سکه می‌باشد. $\hat{\beta}_1$ در رابطه فوق برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک می‌باشد زیرا برابر با همان رابطه ایست که در معادله (۳) برای نرخ بهینه پوشش ریسک مینیمم واریانس به دست آمده است. این برآوردها، در صورت برقراری فروض اصلی این روش، برآوردهای ناریب با کمترین واریانس^{۱۷} می‌باشند.

- حداقل مربعات معمولی تصحیح شده

در این مدل، ریسک پایه را به عنوان یک متغیر خارجی در مدل وارد می‌کنیم و نرخ بهینه پوشش ریسک را با ضریب بازده قراردادهای آتی برآورد می‌کنیم. دلیل وارد کردن رابطه بلندمدت قیمت‌های نقد و آتی به عنوان یک متغیر برونزا به مدل، در نظر گرفتن اطلاعات پیش از زمان تصمیم‌گیری است که در مدل پیشین به آن توجه نشده است.

$$R_{S,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{f,t} + \beta_2 (p_t - f_t) + \varepsilon_t \quad (۵)$$

گارچ یک متغیره

برای مدلسازی ناهمسانی واریانس در مدل‌های رگرسیونی از مدل گارچ یک متغیره (معادله (۸)) بهره می‌گیریم. در این مدل نیز ضریب بازده قراردادهای آتی، همان نرخ بهینه پوشش ریسک است با این تفاوت که در این مدل اثر ناهمسانی واریانس با استفاده از GARCH(1,1) در باقیمانده حاصل از رگرسیون لحاظ شده است.

$$R_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{f,t} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (۷)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^p a_n h_{t-n} + V_t \quad (۸)$$

مدل‌های برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک پویا

با استفاده از این مدل‌ها نرخ بهینه پوشش ریسک در طول زمان متغیر فرض شده است. برای یافتن نرخ بهینه پوشش ریسک در حالت پویا از مدل گارچ چند متغیره استفاده شده است که در این مدل‌ها علاوه بر واریانس‌ها، کواریانس‌ها نیز اجازه تغییر در طول زمان را دارند. از آنجا که تلاطم‌های بازارهای مالی مختلف در طول زمان با هم حرکت می‌کنند به کارگیری مدل‌های گارچ چندمتغیره که امکان تعامل این بازارها را میسر کند امری ضروری است.

در این تحقیق از دو نوع گارچ چندمتغیره استفاده خواهد شد، که در ادامه به معرفی هر یک می‌پردازیم.

همبستگی شرطی ثابت (CCC)

در مدل‌های همبستگی شرطی، ماتریس واریانس شرطی در دو مرحله به دست می‌آید. نخست یک مدل گارچ برای هر واریانس شرطی انتخاب می‌شود. سپس، بر اساس واریانس شرطی مدل شده، ماتریس همبستگی شرطی به گونه‌ای مدل می‌شود که همواره معین مثبت باشد.

مدل همبستگی شرطی ثابت توسط بولسیو (۱۹۹۰) ارائه شد. وی با ارائه این مدل سعی کرد تا تعداد پارامترهای مدل‌های VECH و BEEK را کاهش دهد. در آن بازده دارایی‌ها دارای توزیع زیر می‌باشند:

$$r_t | \xi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (۹)$$

که H_t به صورت زیر قابل نمایش است:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{1t} & h_{12,t}^{1/2} & \dots & h_{1k,t}^{1/2} \\ h_{21,t}^{1/2} & h_{2t} & & h_{2k,t}^{1/2} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ h_{k1,t}^{1/2} & h_{k2,t}^{1/2} & \dots & h_{kt} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$h_{it} = w_i + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \sigma_{it-j}^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_{ij} \varepsilon_{it-j}^2 \quad i=1 \dots k \quad (11)$$

$$h_{ij,t}^{1/2} = \rho_{ij} \sqrt{h_{i,t} h_{j,t}} \quad i, j=1 \dots k, i \neq j \quad (12)$$

در مدل فوق K بیان کننده تعداد متغیرهای مدل است که در این تحقیق به دلیل داشتن دو دارایی K=2 می‌باشد. معرفه مثبت ماتریس واریانس کواریانس توسط ماتریس همبستگی کنترل می‌شود. (برای واریانس شرطی محدودیت‌های معمول گارچ برای مثبت بودن، همچنان پابرجا است)، بنابراین می‌توان نوشت:

$$H_t = \text{diag}(h_{1,t}^{1/2}, h_{2,t}^{1/2}, \dots, h_{k,t}^{1/2}) \begin{bmatrix} 1 & \rho_{1,2} \dots & \rho_{1,k} \\ \rho_{2,1} & 1 & \dots & \rho_{2,k} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \rho_{k,1} & \rho_{k,2} \dots & & 1 \end{bmatrix} \text{diag}(h_{1,t}^{1/2}, h_{2,t}^{1/2}, \dots, h_{k,t}^{1/2}) \\ = D_t R D_t \quad (13)$$

که در آن $\text{diag}(h_{1,t}^{1/2}, h_{2,t}^{1/2}, \dots, h_{k,t}^{1/2})$ ماتریس قطری می‌باشد که عناصر آن از گارچ تک‌متغیره تخمین زده شده است. ماتریس $R=(\rho_{ij})$ ماتریس مثبت معین متقارن است به طوری که $\forall i, \rho_{ii}=1$. همانطور که مشاهده می‌شود همبستگی‌ها در این مدل در طول زمان ثابت است. پس از تخمین عناصر ماتریس H_t نرخ بهینه پوشش ریسک از نسبت زیر به دست می‌آید:

$$\delta_t^* = \frac{\hat{h}_{sf,t}^{1/2}}{\hat{h}_{f,t}} \quad (14)$$

- همبستگی شرطی متغیر (DCC)

این مدل توسط انگل و شپرد (۲۰۰۱) معرفی شده است. در آن بازده دارایی‌ها دارای توزیع زیر می‌باشند:

$$r_t | \xi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (15)$$

که H_t به صورت زیر قابل نمایش است:

$$H_t \equiv D_t R_t D_t \quad (16)$$

که D_t ماتریس $K \times K$ قطری انحراف معیار شرطی حاصل از گارچ یک متغیره با عنصر $\sqrt{h_{it}}$ روی سطر i -ام می‌باشد و R_t ماتریس همبستگی شرطی می‌باشد. لازم به ذکر است که در این مدل نیز k تعداد متغیرها می‌باشد و به دلیل داشتن دو بازده در تحقیق (بازده آتی و نقدی) $k=2$ است.

لگاریتم احتمال^{۱۸} این تخمین به صورت زیر نوشته می‌شود.

$$l = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T K \log(2\pi) + 2 \log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \epsilon' R_t^{-1} \epsilon_t \quad (17)$$

که $\epsilon_t \sim N(0, R_t)$ باقیمانده است که توسط انحراف معیارش استاندارد شده است.

عناصر ماتریس D_t توسط گارچ تک‌متغیره به دست آمده است:

$$h_{it} = w_i + \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} r_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{it-q} \quad (18)$$

برای $i=1,2,\dots,k$ محدودیت‌های معمول گارچ همچنان پابرجا می‌باشد (نامنفی و مانا < 1)

ساختار همبستگی متغیر توسط تساوی زیر تعریف می‌شود:

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m (\epsilon_{t-m} \epsilon_{t-m}') + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n} \quad (19)$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (20)$$

که در آن M طول جز خطا در تخمین DCC و N طول وقفه ماتریس همبستگی در تخمین DCC می‌باشد و

$$(\alpha_m \geq 0, \beta_n \geq 0, \sum_{m=1}^M \alpha_m + \sum_{n=1}^N \beta_n < 1)$$

\bar{Q} کواریانس غیر شرطی باقیمانده استاندارد شده ایست که از تخمین مرحله نخست به دست

می‌آید و Q_t^* ماتریس قطری مرکب از ریشه دوم عناصر قطر اصلی Q_t می‌باشد:

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix} \quad (21)$$

عناصر ماتریس R_t به صورت زیر می‌باشند:

$$\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{ii}q_{jj}}} \quad (22)$$

مدل گارچ DCC در دو مرحله تخمین زده می‌شود. در مرحله نخست گارچ تک‌متغیره

برای هر سری باقیمانده تخمین زده می‌شود. در مرحله دوم، باقیمانده‌های استاندارد شده به

وسیله انحراف معیارهای خود که در مرحله نخست تخمین زده شده‌اند، در تخمین پارامترهای همبستگی شرطی استفاده می‌شوند. اختصاصی‌تر اینکه پارامترهای گارچ DCC، θ در دو گروه نوشته می‌شوند:

$$(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_k, \psi) = (\phi, \psi) \quad (23)$$

که عناصر ϕ_i متناظر پارامترهای گارچ تک‌متغیره سری دارای i -ام می‌باشند.

$$\phi_i = w_i \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{pi}, \beta_{1i}, \dots, \beta_{qi} \quad (24)$$

پس از تخمین عناصر ماتریس H_t نرخ بهینه پوشش ریسک به وسیله عبارت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\delta_t^* = \frac{\hat{h}_{sf,t}^{1/2}}{\hat{h}_{f,t}} \quad (25)$$

همانگونه که مشاهده می‌کنید نرخ بهینه پوشش از تقسیم کواریانس شرطی بین قیمت‌های آتی و نقدی مدل به واریانس شرطی قیمت‌های آتی مدل، محاسبه می‌شود. لذا این نسبت یک عدد نبوده و از تقسیم هر کواریانس به واریانس یک نرخ بهینه پوشش ریسک به دست می‌آید. با توجه به اینکه داده‌های سری زمانی به صورت روزانه می‌باشند، بنابراین برای هر روز یک نرخ بهینه پوشش ریسک نتیجه می‌شود.

-کارایی

کارایی پوشش ریسک را می‌توان به چند روش محاسبه کرد، اما متداول‌ترین آن‌ها مقایسه ریسک سبد مالی پوشش داده شده و بدون پوشش است. این معیار توسط ادزینگتون (۱۹۷۹) به صورت زیر ارائه شد:

$$e = \frac{\text{var}(R_{\text{unhedged}}) - \text{var}(R_{\text{hedged}})}{\text{var}(R_{\text{unhedged}})} \quad (26)$$

این مقدار معادل R^2 مدل رگرسیونی است. با این معیار کارایی بین صفر و یک خواهد بود.

۴- تشریح داده‌ها و متغیرهای پژوهش

داده‌های مورد استفاده در این مقاله قیمت‌های نقدی دلار به ریال و قیمت‌های تسویه روزانه^{۱۹} آتی سکه طلا طرح امام (ره) از تاریخ ۱۳۸۹/۱/۷ تا تاریخ ۱۳۹۲/۶/۳۱ می‌باشد. قیمت‌ها از نرم‌افزار اطلاعاتی استاندارد بازار سرمایه با نام ره آورد نوین اتخاذ شده است.

از آنجا که در هر روز چند قرارداد آتی با سررسیدهای مختلف معامله می‌شود و در هر روز چند قیمت آتی وجود دارد، لذا با استفاده از روش نزدیک ترین تاریخ سررسید^{۲۰} به یک سری واحد تبدیل شده است. این کار به این دلیل انجام می‌شود که تا رسیدن به اولین روزه صادره سررسید یک قرارداد آتی، بیشتر سرمایه‌گذاران قراردادهای خود را می‌بندند یعنی وارد قراردادی با موضوع عکس موضوع قبلی خود می‌شوند. از طرف دیگر تلاطم بازده قراردادهای آتی در ماه سررسید به طور فزاینده افزایش می‌یابد. به طوری که مدلسازی آن را با دشواری زیاد رو به رو می‌سازد.

بازده‌های قیمت‌های نقد و آتی برای دامنه‌های روزانه، دو روزه و هفتگی محاسبه شده است. دلیل استفاده از دامنه‌های مختلف بازده، افزایش همبستگی بین بازده‌های نقد و آتی با افزایش دامنه بازده می‌باشد به طوریکه همبستگی بین بازده نقد و آتی دو روزه بیشتر از همبستگی بین بازده‌های نقد و آتی روزانه می‌باشد و همینطور همبستگی بین بازده‌های نقد و آتی هفتگی بیشتر از همبستگی بین بازده‌های نقد و آتی دو روزه است. موفقیت یک استراتژی پوشش ریسک به همبستگی بین دو سری نقد و آتی بستگی دارد. هرچه این همبستگی بیشتر باشد، موفقیت بیشتر، و در اصطلاح کارایی بیشتر است. این مطلب با توجه به فرمول زیر فهمیده می‌شود:

$$var(R_h) = var(R_s)(1 - \rho_{R_s, R_f}^2) \quad (27)$$

این فرمول از جایگذاری رابطه (۳) در (۲) به دست آمده است. می‌توان نشان داد که با افزایش همبستگی بازده نقد و آتی واریانس پرتفو پوشش داده شده که به تعبیری ریسک آن است، کاهش یافته و کارایی پوشش ریسک افزایش می‌یابد. برخی خصوصیات مهم آماری بازده قیمت‌های نقد و آتی در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

جدول ۱. خصوصیات آماری بازدهی قیمت‌های آتی و نقدی

بازده نقدی	بازده آتی	بازده نقدی دو روزه	بازده آتی دو روزه	بازده نقدی هفتگی	بازده آتی هفتگی
۰،۰۰۱۱۱۳	۰،۰۰۰۱۸	۰،۰۰۰۴۲	۰،۰۰۰۴۲	۰،۰۰۵۷۸	۰،۰۰۱۲۷
۰،۰۲	۰،۰۲	۰،۰۳	۰،۰۲	۰،۰۳	۰،۰۴
۰،۳۲	۰،۰۰	۰،۰۴	۰،۹۱	۱،۸۸	۰،۱۲
۱۸،۵۱	۴،۰۶	۴،۵۵	۱۶،۹۴	۱۸،۲۵	۵،۵۵
۹۵۵۲،۶۶	۴۴،۶۷	۹۵،۶۳	۷۸۲۷،۲۲	۹۷۷۵،۴۰	۲۶۰،۶۱

بازده نقدی	بازده نقدی	بازده نقدی	بازده نقدی	بازده نقدی	بازده نقدی	
روزانه	دو روزه	روزه	دو روزه	روزانه	روزانه	
۱۰۷،۰۰۱	۳۴۵،۵۲	۳۵۱،۰۰۱	۳۴۵،۵۲	۹۱،۰۰۱	۱۰۷،۰۰۱	Q(24)
۲۹۷،۸۲	۷۸۹،۵۴	۹۵۲،۵۲	۷۸۹،۵۴	۸۶۸،۲۹	۲۹۷،۸۲	Q ² (24)
۱۳۵،۴۰	۳۱۶،۷۵	۲۱۸،۳۵	۳۱۶،۷۵	۹۷۷۵،۴۰	۱۳۵،۴۰	ARCH(5)

ماخذ: نتایج تحقیق

۵- نتایج پژوهش

در این قسمت نرخ بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس با استفاده از مدل‌های مختلف اقتصادسنجی برآورد می‌شود. برای هر یک از روش‌های تخمین، نرخ بهینه پوشش ریسک با استفاده از ۳ دامنه بازده روزانه، دو روزه و هفتگی محاسبه شده و در نهایت نتایج حاصل با استفاده از معیار کارایی با یکدیگر مقایسه خواهد شد.

پیش از انجام محاسبات ذکر این نکته ضروریست که هدف از این تحقیق معرفی بهترین روش برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک نمی‌باشد، چرا که در این صورت می‌بایست علاوه بر روش‌های مذکور روش‌های تخمین بسیاری نیز مورد استفاده قرار داد و نیز با بررسی نتایج آزمون‌های مختلف تلاش شود ایده‌آل‌ترین رهیافت برآورد را انتخاب نمود. در این تحقیق صرفاً نرخ بهینه پوشش ریسک با روش‌های استاندارد موجود در مطالعات، برآورد شده و نشان داده می‌شود تغییر مدل تحقیق، استفاده از نرخ‌های پویا به جای ایستا و استفاده از دامنه‌های مختلف بازده تا چه اندازه می‌تواند برای فرد پوشش دهنده ریسک مفید بوده و بر کارایی پوشش ریسک تاثیر بگذارد.

پیش از تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک لازم است ریشه واحد بودن سری‌های زمانی نقدی و آتی بررسی شوند. نتایج آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته^{۲۱} و فیلیپس پرون^{۲۲} در جدول (۲) نشان می‌دهد که قیمت‌های نقد و آتی پایا نبوده از این رو و با یک مرتبه تفاضل‌گیری^{۲۳} البته در دامنه‌های مختلف پایا می‌شود.

در آزمون‌های ADF و PP فرضیه صفر عبارت است از وجود ریشه واحد (ناپایایی) برای قیمت‌های نقد و آتی و بازده‌های آن‌ها. وقفه‌های بهینه آزمون ADF با استفاده از معیار شوارتز-بیزن (SBC) تعیین شده است.

جدول ۲. نتایج آزمونهای ریشه واحد دیکی فولر و فیلیپس پرون بر روی قیمتها و بازدههای نقد و آتی

آزمون	قیمت نقدی	قیمت آتی	بازده نقدی روزانه	بازده آتی روزانه	بازده نقدی دو روزه	بازده آتی دو روزه	بازده نقدی هفتگی	بازده آتی هفتگی
دیکی فولر تعمیم یافته	با عرض از مبدأ	-۰.۶۰۱۲	-۱.۶۰۸۰	***	-۲۴.۹۸۶	-۲۱.۸۶۵	-۷.۳۲۵۳	-۶.۶۵۰۱
	با عرض از مبدأ و روند	-۱.۴۶۴۹	-۰.۳۰۵۷	***	-۲۴.۹۷۳	-۲۱.۹۷۱	-۷.۵۳۳۵	-۶.۷۸۸۷
	بدون عرض از مبدأ و روند	-۲.۲۵۸۶	-۱.۹۱۰۷	***	-۲۴.۸۲۵	-۲۱.۸۷۴	-۷.۵۲۸۱	-۶.۶۵۷۹
	با عرض از مبدأ	-۰.۶۶۲۸	-۱.۵۷۳۹	***	-۲۷.۱۸۴	-۲۴.۲۷۲	-۱۷.۱۱۰	-۱۵.۲۸۲
فیلیپس پرون	با عرض از مبدأ و روند	-۱.۶۳۵۲	-۰.۷۰۰۷	***	-۲۷.۱۶۹	-۲۴.۲۶۰	-۱۷.۱۰۰	-۱۵.۳۰۴
	بدون عرض از مبدأ و روند	۲.۰۴۳۵	۱.۶۸۹۹	***	-۲۷.۱۰۰	-۲۴.۲۸۵	-۱۷.۰۸۲	-۱۵.۲۹۱
	با عرض از مبدأ	-۰.۶۶۲۸	-۱.۵۷۳۹	***	-۲۷.۱۸۴	-۲۴.۲۷۲	-۱۷.۱۱۰	-۱۵.۲۸۲
	با عرض از مبدأ و روند	-۱.۶۳۵۲	-۰.۷۰۰۷	***	-۲۷.۱۶۹	-۲۴.۲۶۰	-۱۷.۱۰۰	-۱۵.۳۰۴

*** نشان دهنده معناداری در سطح ۱٪ می باشد. منبع: خلاصه خروجی نرم افزار EViews

نتایج تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک به روش OLS در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. برآورد پارامترهای مدل حداقل مربعات معمولی

پارامتر	بازده روزانه	بازده دو روزه	بازده هفتگی
β_0	۰.۰۰۱۰۳۶	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۵۰۷۷
β_1	۰.۵۲۳۹۴۴	۰.۵۷۶۴۴۷	۰.۵۵۱۹۱۹
Prob (β_1)	***	***	***
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۲۹۸۵۸۵	۰.۳۹۷۹۸۷	۰.۴۸۸۷۵۸

EViews*** نشان دهنده معناداری در سطح ۱٪ می باشد منبع: خلاصه خروجی نرم افزار

در جدول فوق β_1 نرخ بهینه پوشش ریسک می باشد که در رابطه (۴) نشان داده شده است. نتایج تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک به روش OLS تصحیح شده که در آن ریسک مبنا به عنوان یک متغیر برونزا به مدل نخست اضافه شده است، در جدول (۴) ارائه گردیده است.

جدول ۴. برآورد پارامترهای مدل حداقل مربعات معمولی تصحیح شده

پارامتر	بازده روزانه	بازده دو روزه	بازده هفتگی
β_0	$\times e^{-۴.۷۶}$	-۰.۰۰۰۲۲	-۰.۰۰۰۳۸
β_1	۰.۵۲۴۸۸۸	۰.۵۷۷۷۹۳	۰.۵۵۴۸۲۷
β_2	$\times e^{-۱.۳۵}$	$\times e^{-۲.۹۰}$	$\times e^{-۷.۱۴}$
Prob (β_1)	***	***	***
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۲۹۹۳۲۴	۰.۳۹۷۳۵۸	۰.۴۸۹۲۷۵

*** نشان دهنده معناداری در سطح ۱٪ می‌باشد. منبع: خلاصه خروجی نرم‌افزار EViews

تحقیقات بسیار نشان می‌دهند که بسیاری از سری‌های زمانی مالی و اقتصادی دارای واریانس متغیر در طول زمان هستند. با به کار بردن آزمون اثرات آرچ بر روی باقیمانده‌های مدل حداقل مربعات معمولی ناهمسانی واریانس را بررسی می‌کنیم. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی باقیمانده‌های مدل حداقل مربعات معمولی

پارامتر	بازده روزانه	بازده دو روزه	بازده هفتگی
ARCH(5)	۱۰۰.۹۸	۷۰.۴۸	۴۰۶.۳۳
probability	***	***	***
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰

***MATLAB نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱٪ منبع: خلاصه خروجی نرم‌افزار

با توجه به اینکه آزمون اثر آرچ وجود ناهمسانی واریانس در باقیمانده حاصل از رگرسیون‌های سه نوع بازده را ثابت می‌کند، لذا اثر ناهمسانی واریانس را به وسیله گارچ یک متغیره در مدل اصلی وارد می‌کنیم. تخمین پارامترهای مدل در جدول (۶) ارائه شده است. در این مدل نیز β_1 نرخ بهینه پوشش ریسک می‌باشد که در رابطه (۶) نشان داده شده است. نرخ‌های بهینه پوشش ریسک برآورد شده با مدل‌ها فوق در طول زمان ثابت بوده و از دوره‌ای به دوره‌ای دیگر تغییر نمی‌کنند. حال به تخمین نرخ‌های بهینه پوشش ریسکی می‌پردازیم که همواره طی زمان تغییر می‌کنند.

جدول ۶. برآورد پارامترهای مدل گارچ یک متغیره

پارامتر	بازده روزانه	بازده دو روزه	بازده هفتگی
β_0	$\times e^{-4.01}$ (۰.۱۶)	$\times e^{-3.100}$ (۰.۰۰۱۱)	۰.۰۰۲۱۶ (۰.۰۰۰۰)
β_1	۰.۴۳۳۴۹ (۰.۰۰۰۰)	۰.۵۰۵۳۶ (۰.۰۰۰۰)	۰.۴۴۱۷۰ (۰.۰۰۰۰)
α_0	$\times e^{-2.50}$ (۰.۰۰۰۰)	$\times e^{-3.94}$ (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۰۰۰۰۴ (۰.۰۰۰۰)
$\alpha_{n,n=1}$	۰.۴۵۰۳۴ (۰.۰۰۰۰)	۰.۳۵۴۱۴ (۰.۰۰۰۰)	۰.۴۳۳۸۷ (۰.۰۰۰۰)
$\alpha_{m,m=1}$	۰.۵۰۵۳۶ (۰.۰۰۰۰)	۰.۶۴۰۷۷ (۰.۰۰۰۰)	۰.۵۵۰۱۹ (۰.۰۰۰۰)

به جز عرض از مبدأ بازده روزانه سایر پارامترها در سطح ۱٪ معنادار می‌باشد .
منبع: خلاصه خروجی نرم‌افزار MATLAB

در مدل CCC نرخ بهینه همانگونه که در بخش میانی نظری توضیح داده شد در دو مرحله تخمین زده می‌شود اما فرضی که موجب تمایز این مدل با مدل بعدی می‌شود آن است که در این مدل همبستگی بین دو دارایی (بازده نقد و آتی) در طول زمان ثابت در نظر گرفته می‌شود. تخمین پارامترهای مدل در جدول (۷) نشان داده شده است.

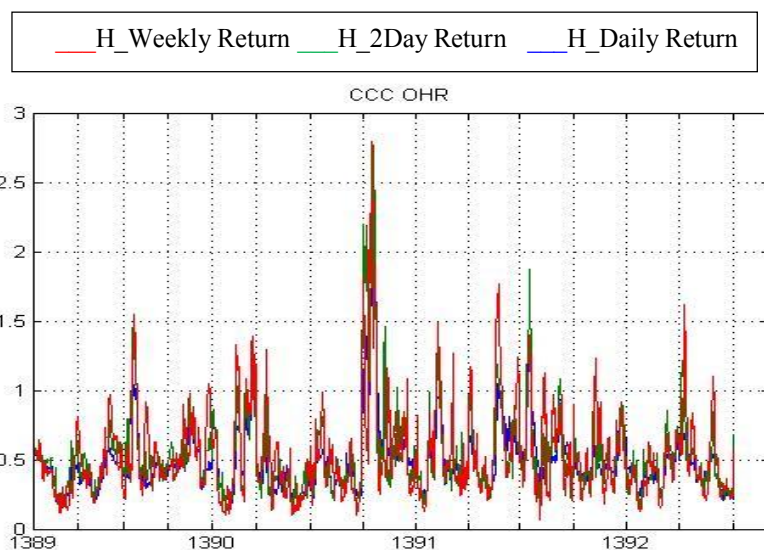
جدول ۴-۷ برآورد پارامترهای مدل CCC

پارامتر	بازده روزانه		بازده دو روزه		بازده هفتگی	
	i=f	i=s	i=f	i=s	i=f	i=s
w_i	۰.۰۰۰۰۰۶۴ (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۰۰۰۰۴۲ (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۰۰۰۰۱۶ (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۰۰۰۰۲۳ (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۰۰۰۰۲۹ (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۰۰۰۰۷۴ (۰.۰۰۰۰)
α_i	۰.۲۳۹۶۰۹۴ (۰.۰۰۰۰)	۰.۲۱۷۵۳۸۷ (۰.۰۰۰۰)	۰.۴۱۳۸۴۳ (۰.۰۰۰۰)	۰.۴۱۷۸۴۱ (۰.۰۰۰۰)	۰.۴۹۸۰۵۸ (۰.۰۰۰۰)	۰.۵۹۹۳۰۳ (۰.۰۰۰۰)
β_i	۰.۷۶۰۳۸۸۶ (۰.۰۰۰۰)	۰.۷۸۲۴۵۹۳ (۰.۰۰۰۰)	۰.۵۸۶۱۵۵ (۰.۰۰۰۰)	۰.۵۸۲۱۵۷ (۰.۰۰۰۰)	۰.۵۰۱۹۴۰ (۰.۰۰۰۰)	۰.۴۰۰۶۹۵ (۰.۰۰۰۰)

بازده هفتگی		بازده دو روزه		بازده روزانه		پارامتر
i=f	i=s	i=f	i=s	i=f	i=s	
۰,۶۴۹۰۳۶۹۴۷		۰,۶۲۵۸۲۰۴۸۴		۰,۵۶۴۹۹۳۵۷۳		ρ
(۰,۰۰۰)		(۰,۰۰۰)		(۰,۰۰۰)		
۴۴۹۷,۹۹		۵۰۹۶,۵۶		۵۶۸۴,۶۶		Log-likelihood

منبع: خلاصه خروجی نرم‌افزار MATLAB

با توجه به جدول فوق $\alpha_i + \beta_i$ بسیار نزدیک به یک می باشد که آن نشان می‌دهد بازارهای نقد و آتی دارای سطح ماندگاری^{۲۴} بالا در نوسانات می‌باشد و از این رو واریانس بلندمدت^{۲۵} $\text{var}(f_t)$ در محاسبه نرخ پوشش با افق زمانی کوتاه مدت معرف مناسبی نمی‌باشد. نرخ بهینه پوشش ریسک متغیر به دست آمده از مدل فوق برای بازده‌های روزانه، دو روزه و هفتگی در نمودار (۱) ترسیم شده است.



نمودار ۱. نرخ بهینه پوشش ریسک CCC برای بازده‌های روزانه، دو روزه و هفتگی

در مدل DCC مرحله نخست برآورد پارامتر همانند مدل قبلی می‌باشد از این رو پارامترهای α_i و β_i هیچ تفاوتی با مدل قبلی ندارند. تفاوت این مدل با مدل پیشین در

این است که همبستگی را مانند کواریانس در طول زمان متغیر در نظر می‌گیرد. تخمین پارامترهای مدل در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول ۸. برآورد پارامترهای مدل DCC

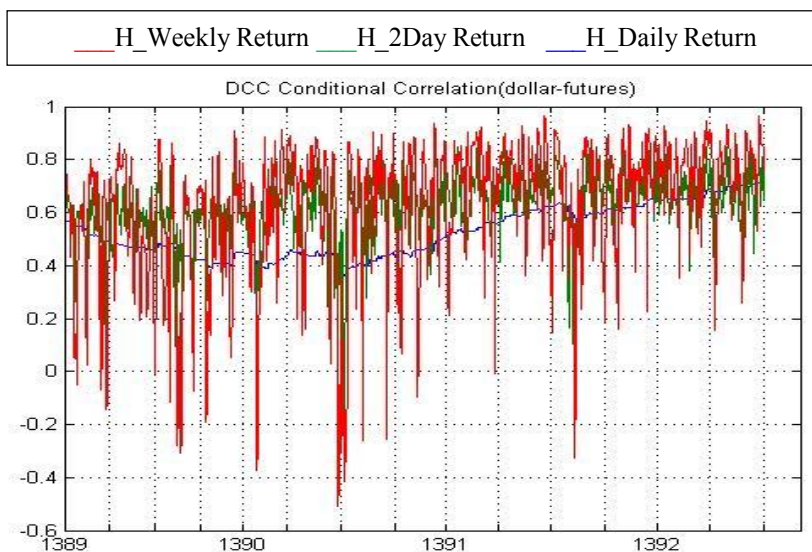
بازده هفتگی		بازده دو روزه		بازده روزانه		پارامتر
i=f	i=s	i=f	i=s	i=f	i=s	
۰.۳۷۷۴۱۷۶۸۶		۰.۱۹۱۶۹۱۰۱۷		۰.۰۰۵۵۸۸۳۳		θ_1
(۰.۰۰۰)		(۰.۰۰۰)		(۰.۰۰۰)		
۰.۳۷۵۵۳۲۲۱۵		۰.۳۷۹۴۴۷۶۷۵		۰.۹۹۳۳۳۸۳۱۲		θ_2
(۰.۰۰۳۵)		(۰.۰۰۰)		(۰.۰۰۰)		
۴۶۱۱.۱۸		۵۱۳۰.۲۸		۵۶۹۷.۸۷		Log-likelihood

بازده هفتگی در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد. θ_2

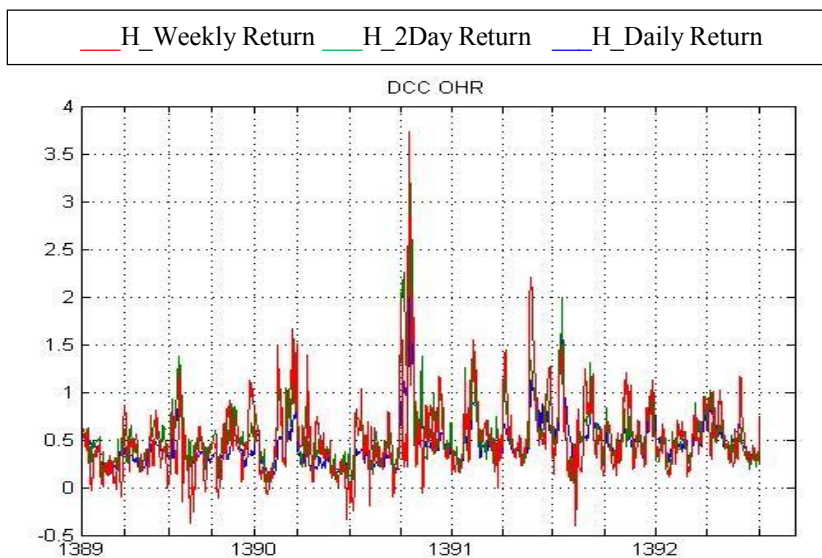
منبع: خلاصه خروجی نرم‌افزار MATLAB

با توجه به جدول فوق پارامترهای DCC حداقل در سطح ۵٪ معنادار می‌باشند که نشان دهنده متغیر بودن همبستگی شرطی در طول زمان می‌باشد. برآورد $\theta_1 + \theta_2$ بیان کننده سطح ماندگاری می‌باشد. سطح ماندگاری نشان می‌دهد که سری زمانی پس از وقوع شوک به مسیر میانگین خود باز می‌گردد یا خیر. اگر سطح ماندگاری بسیار بالا باشد این بدین معناست که وقوع شوک سری را از مسیر میانگین خود دور می‌کند (زیرا تمایل به ماندگاری در بلند مدت را دارد) در حالی که در سطح پایین‌تر پس از وقوع شوک سری بلافاصله تمایل به بازگشت به مسیر میانگین خود را دارد. با توجه به نتایج جدول فوق سطح ماندگاری برای همبستگی بازده روزانه نقد و آتی بسیار بالا و نزدیک به یک و برای دو بازده دیگر به نسبت کمتر است. مطالب فوق را می‌توان در نمودار (۲) مربوط به همبستگی شرطی روزانه برای بازده‌های روزانه، دو روزه و هفتگی مشاهده کرد.

همانگونه که مشخص است همبستگی شرطی بازده نقد و آتی در طول زمان متغیر است، پس مدل DCC نسبت به مدل CCC سری‌های زمانی این تحقیق را بهتر مدل می‌کند و انتظار می‌رود کارایی بیشتری نیز در پوشش ریسک داشته باشد. نرخ بهینه پوشش ریسک متغیر به دست آمده از مدل فوق برای بازده‌های روزانه، دو روزه و هفتگی در نمودار (۳) ترسیم شده است.



نمودار ۴-۵ همبستگی شرطی مدل DCC بین بازده‌های روزانه، دو روزه و هفتگی نقدی و آتی



نمودار ۳. نرخ بهینه پوشش ریسک DCC برای بازده‌های روزانه، دو روزه و هفتگی

کارایی

در این بخش میزان موثر بودن پوشش ریسک نسبت‌های بهینه پوشش ریسک که با روش‌های مختلف اقتصادسنجی تخمین زده شده‌اند را اندازه‌گیری می‌نماییم.

یکی از ملزومات بررسی میزان موثر بودن پوشش ریسک مدل‌ها، در نظر گرفتن دو دوره زمانی مجزا برای این منظور می‌باشد. این دوره‌ها عبارت است از دوره درون‌نمونه‌ای^{۲۶} و دوره برون‌نمونه‌ای^{۲۷}.

برای محاسبه کارایی درون‌نمونه‌ای دو پرتفو بدون پوشش و پوشش داده شده تشکیل می‌دهیم. پرتفو بدون پوشش شامل دارایی نقدی می‌باشد در حالیکه پرتفو پوشش داده شده شامل دارایی آتی به میزان نرخ بهینه به دست آمده توسط هر یک از مدل‌های تحقیق و دارایی نقدی می‌باشد. سپس واریانس هر یک از پرتفو‌ها را محاسبه کرده و کارایی نرخ بهینه هر یک از مدل‌ها را به وسیله یکی از فرمول‌های زیر به دست می‌آوریم. بدهیست که برای مدل‌های ایستا از فرمول نخست و برای مدل‌های پویا از فرمول دوم استفاده می‌کنیم.

$$e = \frac{\text{var}(R_{S_t}) - \text{var}(R_{S_t} - \delta^* R_{F_t})}{\text{var}(R_{S_t})} \quad (28)$$

$$e = \frac{\text{var}(R_{S_t}) - \text{var}(R_{S_t} - \delta_t^* R_{F_t})}{\text{var}(R_{S_t})} \quad (29)$$

برای محاسبه کارایی برون‌نمونه‌ای از میان داده‌های تحقیق یک نمونه انتخاب می‌کنیم و سپس نرخ بهینه داده‌های خارج از نمونه را با استفاده از داده‌های درون‌نمونه پیش‌بینی می‌کنیم. در این تحقیق داده‌های ۱۳۸۹/۱/۷ تا ۱۳۹۱/۱۰/۳۰ به عنوان نمونه انتخاب می‌شوند و با استفاده از آن‌ها نرخ بهینه پوشش ریسک برای ۹۱/۱۱/۱ تا ۹۲/۶/۳۱ (خارج نمونه) پیش‌بینی می‌شود. سپس مانند روش قبلی واریانس پرتفو بدون پوشش و واریانس پرتفو پوشش داده شده توسط نرخ‌های پیش‌بینی شده، برای داده‌های خارج نمونه محاسبه کرده و کارایی برون‌نمونه‌ای هر یک از مدل‌های تحقیق را به دست می‌آوریم. بدهیست که برای مدل‌های ایستا یک نرخ بهینه توسط داده‌های داخل نمونه به دست می‌آید و بر حسب همان نرخ پرتفو پوشش داده شده خارج نمونه تشکیل می‌شود. اما برای مدل‌های پویا نرخ بهینه پوشش ریسک برای هر روز باید پیش‌بینی شود. به عنوان مثال برای پیش‌بینی نرخ بهینه پوشش ریسک در ۹۱/۱۱/۱ (که اولین روز خارج نمونه می‌باشد) از نرخ بهینه محاسبه شده توسط داده‌های ۸۹/۱/۷ تا ۹۱/۱۰/۳۰ استفاده می‌شود، همین‌طور برای پیش‌بینی نرخ بهینه پوشش ریسک در ۹۱/۱۱/۲ از نرخ بهینه محاسبه شده به وسیله داده‌های ۸۹/۱/۸ تا

۹۱/۱۱/۱ استفاده می‌شود. این فرایند برای کل داده‌های خارج نمونه ادامه می‌یابد تا به ازای هر روز درخارج نمونه یک نرخ بهینه پوشش ریسک به دست آید. در جدول (۹) کارایی درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای مدل‌ها با یکدیگر مقایسه شده است.

جدول ۹- مقایسه کارایی درون‌نمونه و برون‌نمونه‌ای نرخ‌های بهینه پوشش ریسک برآورد شده توسط مدل‌ها

بازده هفتگی		بازده دو روزه		بازده روزانه		مدل
کارایی برون نمونه	کارایی درون نمونه	کارایی برون نمونه	کارایی درون نمونه	کارایی برون نمونه	کارایی درون نمونه	
۰.۵۰۳۵۷۳۴	۰.۴۸۹۲۹۶۲	۰.۵۷۴۰۹۷۵	۰.۳۹۸۶۲۰۶	۰.۵۰۷۰۸۳۵	۰.۲۹۹۳۲۳۵	حداقل مجموع مربعات معمولی
۰.۴۹۸۱۰۰۹	۰.۴۸۹۲۸۲۶	۰.۵۷۴۰۴۳۰	۰.۳۹۸۶۱۸۴	۰.۵۰۷۰۳۱۰	۰.۲۹۹۳۲۲۵	حداقل مجموع مربعات معمولی تصحیح شده
۰.۵۸۷۱۳۸۰	۰.۴۶۹۷۸۲۷	۰.۵۱۳۱۴۹۰	۰.۳۷۲۰۲۸۴	۰.۴۳۶۲۳۰۳	۰.۲۹۰۴۰۲۲	گارچ یک متغیره
۰.۶۳۰۱۷۶۰	۰.۵۶۷۵۵۵۶	۰.۵۶۷۴۰۲۴	۰.۴۸۰۲۰۶۹	۰.۴۹۵۳۷۸	۰.۳۱۱۶۷۰۳	CCC گارچ چند متغیره
۰.۶۲۸۷۲۸۴	۰.۶۵۷۴۴۴۸	۰.۵۶۷۳۶۰۵	۰.۵۱۸۱۷۵۰	۰.۴۸۸۶۸۹۱	۰.۳۱۴۸۰۱۰	DCC گارچ چند متغیره

همانطور که در جدول نشان داده شده است، نرخ‌های بهینه برآورد شده از روش همبستگی شرطی متغیر برای بازده هفتگی بیشترین کارایی درون نمونه‌ای را به خود اختصاص می‌دهد. در کارایی برون نمونه‌ای نرخ بهینه پوشش ریسک برآورد شده از روش همبستگی شرطی ثابت برای بازده هفتگی بیشترین کارایی را به خود اختصاص داده است.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

در این بخش به بیان نتایج کلی تحقیق خواهیم پرداخت. سپس برای اعتبار سنجی تحقیق، مقایسه‌ای از نتایج تحقیق با مقاله‌های پیشین ارائه خواهیم داد.

- هرچه دامنه بازده قیمت دلار و بازده قیمت آتی طولانی‌تر می‌شود، کارایی درون‌نمونه‌ای و کارایی برون‌نمونه‌ای نرخ پوشش ریسک تخمین زده شده به وسیله هر مدل افزایش می‌یابد. دلیل آن را می‌توان در افزایش همبستگی دو سری بازده نقد و آتی با افزایش دامنه بازده در هر سری دانست. پس می‌توان نتیجه گرفت که در بین بازده‌ها نرخ بهینه پوشش ریسک حاصل از سری بازده هفتگی قابل اتکاتر است.

- فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه نرخ بهینه پوشش ریسک پویا کارایی بیشتری نسبت به نرخ بهینه پوشش ریسک ایستا دارد را می‌توان پذیرفت. این فرضیه هم در مورد کارایی درون‌نمونه‌ای و هم در مورد کارایی برون‌نمونه‌ای (برای بازده هفتگی) قابل پذیرش است.

زانوتی و همکاران (۲۰۰۹) نرخ بهینه پوشش ریسک قیمت انرژی الکترونیکی را در سه بازار اروپا با هدف مینیمم سازی واریانس سبد دارایی به وسیله روش های یک به یک، مجموع حداقل مربعات ایستا، همبستگی شرطی ثابت و همبستگی شرطی پویا، برآورد و سپس کارایی این برآوردها را مورد مقایسه قرار داده اند. در میان قراردادهای آتی موجود در این بازار با سرسیدهای متعدد، از قراردادهای با نزدیکترین سررسید به دلیل نقدشوندگی بیشتر آن‌ها و همبستگی بیشتر قیمت‌ها با قیمت‌های نقدی استفاده شده است. در این مقاله نتیجه می‌شود برآورد حاصل از مدل‌های گارچ چند متغیره پویا برای پوشش ریسک بازارهای پر تلاطم بیشترین کارایی را دارد. از آنجا که بازارهای نقدی (ارز) و آتی سکه ایران، بازارهای پر تلاطمی می‌باشند و تلاطم‌های آن‌ها تقریباً با هم حرکت می‌کند از این رو مدل‌های گارچ چندمتغیره (مدل‌های پویا)، سری‌های زمانی این تحقیق را بهتر مدل می‌کند و نرخ پوشش به دست آمده از این مدل‌ها، کاراتر می‌باشد.

- کارایی درون‌نمونه‌ای مدل همبستگی شرطی متغیر در هر سه نوع بازده بیشتر از کارایی مدل همبستگی شرطی ثابت می‌باشد. دلیل مطلب فوق را می‌توان در موارد ذیل دانست:

- پارامترهای θ_1 و θ_2 که به وسیله مدل همبستگی شرطی متغیر تخمین زده شده‌اند معنادار بوده که این امر عدم ثبات همبستگی بین بازده نقد و آتی را نتیجه می‌دهد.
- نمودار همبستگی شرطی روزانه (نمودار (۲)) که از مدل همبستگی شرطی متغیر به دست آمده است تغییرات همبستگی را به وضوح نشان می‌دهد.

بخشی از نتایجی که سو و همکاران (۲۰۰۷) در تحقیق خود، دست یافتند این بود که در پوشش ریسک شاخص سوئیس به وسیله آتی فرانک سوئیس (پوشش ریسک متقاطع) نرخ بهینه به دست آمده از مدل همبستگی شرطی متغیر، نسبت به نرخ به دست آمده از مدل همبستگی شرطی ثابت، توانایی بیشتری در کاهش ریسک پرتفو متشکل از دارایی نقد و آتی دارد.

- با استفاده از آتی سکه طلا می‌توان نوسانات دلار را ۶۶ درصد با در نظر گرفتن کارایی درون‌نمونه‌ای و ۶۳ درصد با در نظر گرفتن کارایی برون‌نمونه‌ای کاهش داد. این نتیجه

زمانی تحقق می‌یابد که از بازده هفتگی و مدل همبستگی شرطی متغیر برای تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک استفاده کرد.

با توجه به جدول (۹) برای هر سه نوع بازده برای نرخ‌های پویا، کارایی درون‌نمونه‌ای مدل همبستگی شرطی متغیر از مدل همبستگی شرط ثابت بیشتر می‌باشد و در حالت کارایی برون‌نمونه‌ای، مدل همبستگی شرطی ثابت کارایی بیشتری نسبت به مدل همبستگی شرطی متغیر دارد. دلیل آن را می‌توان در این دانست که واریانس همبستگی شرطی پیش‌بینی شده برای هر روز در خارج نمونه کم‌تر از واریانس همبستگی شرطی محاسبه شده برای هر روز در کل نمونه است پس این امر کارایی مدل همبستگی شرطی متغیر، برای خارج نمونه را کم می‌کند.

جدول ۵-۱ مقایسه واریانس همبستگی‌های شرطی تخمین زده شده توسط مدل DCC

بازده هفتگی	بازده دو روزه	بازده روزانه	
۰،۰۶۶۲۵	۰،۰۱۴۸	۰،۰۰۹۲۴	واریانس همبستگی‌های شرطی تخمین زده شده برای کل نمونه
۰،۰۰۰۷۸	۰،۰۰۰۷۹	۰،۰۰۱۶۲	واریانس همبستگی‌های شرطی پیش‌بینی شده برای خارج نمونه

در این تحقیق معامله‌گران ریسک‌گریز در نظر گرفته شده‌اند و از واریانس به عنوان سنج ریسک استفاده شده است از این رو پیشنهاد می‌شود از سنج‌های ریسک دیگر مانند میانگین ضریب جینی توسعه یافته جهت تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک استفاده شود یا اینکه با هدف ماکزیم‌سازی مطلوبیت معامله‌گر، نرخ بهینه پوشش ریسک محاسبه گردد و با نتایج این تحقیق مقایسه گردد.

فهرست منابع

- * ابراهیمی، محسن و قنبری، علیرضا، (۱۳۸۵)، مدیریت ریسک نوسانات قیمت نفت در ایران، نامه مفید، سال دوازدهم، شماره ۵۷.
- * ابراهیمی، محسن و قنبری، علیرضا، (۱۳۸۸)، پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، سال نهم، شماره ۳.
- * بهرامی، جاوید و اکبرمیرزاپور، باباجان، (۱۳۹۱)، نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم، شماره ۲۴، ص ۱۷۵-۲۰۶.

- * Baillie, R., Myers, R., (1991), Bivariate GARCH Estimation of The Optimal Commodity Futures Hedge, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6.
- * Brage, F., Martin, L., Meilke, K., (1989), *Cross Hedging The Italian Lira/US Dollar Exchange Rate with deutsch Mark Futures*, Journal of Futures Market, Vol. 9, PP.87-99.
- * Bollerslev, T., (1990), *Modeling The Coherence in Short-Run Normal Exchange Rates: Multivariate Generalized ARCH Model*, The Review of Economics and Statistics
- * Eaker, M., Grant, D., (1987), Cross Hedging Foreign Currency Risk, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 6, pp.85-105.
- * Ederington, L., (1979), The Hedging Performance of The New Futures Markets, *Journal of Finance*, Vol. 34, PP. 157-170.
- * Engle, R., Sheppard, K., (2011), Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *NBER Working Paper*, no.8554.
- * Hsu, C., Teseng, C., (2007), Dynamic Hedging With Futures : An Copula-Based Garch Model. *Journal of Futures Markets*, vol.28, pp. 1095-1116.
- * Johnson, L., (1960), The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures, *Review of Economic Studies*, Vol. 27, PP. 139-151.
- * Park, H., Bera, A., (1986), Interest Rate Volatility , Basis and Heteroskedasticity in Hedging Mortgages, The American Real Estate and Urban Economic Association, Vol. 15, pp. 79-97
- * Pok, W., Poshakele, S., Ford, J., (2009), Stock Index Futures Hedging in The Emerging Malaysian Market, *Global Finance Journal*, Vol. 20, PP. 273-288.
- * Zanotti, G., Gabbi, G., Geranio, M., (2009), Hedging With Futures: Efficacy of GARCH Correlation Model to European Electricity, *Journal of International Finance Market, institution & Money*, vol. 20, pp.135-14

یادداشت‌ها

¹ Derivatives

² Forwards

³ Futures

⁴ Options

۵. در پوشش ریسک متقاطع (Cross Hedge) دارایی مورد نظری که می‌خواهیم در مقابل ریسک قیمت پوشش دهیم مطابق با دارایی پایه ابزار مشتقه نمی‌باشد.

⁶ Johnson

⁷ Minimum Variance

⁸ Ederington

⁹ Park & Bera

¹⁰ GNMA & T-bills

¹¹ Baillie

¹² Myres

¹³ Pok

¹⁴ Eaker and Grant

¹⁵ Brage, Martin and Meik

¹⁶ OLS: Ordinary Least Square

¹⁷ BLUE: Best Linear Unbiased Estimates

¹⁸ Loglikelihood

¹⁹ Daily Settlement

²⁴ در روش نزدیک‌ترین تاریخ سررسید (nearest time to maturity) قبل از رسیدن به اولین روز ماه سررسید هر قرارداد، قیمت آتی همان قرارداد به کار گرفته می‌شود و از اولین روز ماه سررسید از قیمت آتی قراردادی که نزدیک‌ترین تاریخ سررسید را دارد استفاده می‌شود.

²¹ ADF: Augmented-Dickey-Fuller

²² PP: Philips-Perron

²³ Difference

²⁴ persistence

²⁵ Long-run Variance

²⁶ In the sample

²⁷ Out of the sample