فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گـذاری
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 مدلCCC 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، مدلGARCH 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 زیان‌های سنگین و غیر قابل جبرانی به مشتریان مربوطه وارد می‌کند. بنابراین لزوم به کارگیری استرتژی جهت پوشش این نوسانات روز به روز بیشتر احساس می‌شود. استراتژی پوشش ریسک توسط مشتق‌های مالی[۱] صورت می‌گیرد. از جمله مشتق های 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:

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

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

حال سوالی که پیش می‌آید این است که از چه تعداد قرارداد آتی برای پوشش ریسک نرخ ارز باید استفاده شود. از آنجا که معامله‌گران ریسک گریز در نظر گرفته شده اند و از واریانس به عنوان سنجه ریسک استفاده می شود، از اینرو از نرخ به دست آمده از حداقل‌سازی واریانس پرتفو متشکل از موقعیت نقدی و آتی، به عنوان نرخ بهینه پوشش ریسک استفاده می‌شود. این نرخ در سال ۱۹۶۰ توسط جانسون[۶] معرفی شد. نرخ بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس[۷] توسط مدل‌های اقتصادسنجی برآورد می‌شود. نرخ برآورد شده توسط این مدل‌ها به دو دسته ایستا و پویا تقسیم می‌شوند که در این مقاله نشان خواهیم داد نرخ‌ها برآوردشده پویا کارایی بیشتری نسبت به نرخ‌های ایستا دارند.

از جمله کاربردهای این نرخ برای کارگزاری‌های 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 می‌پردازد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

یکی از تاثیرگذارترین مقالات در این حوزه که می‌توان آن را پایه مطالعات بعدی دانست، مقاله‌ی ادرینگتون[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 پیشرفت‌هایی که در اقتصادسنجی صورت گرفت محققان به این نتیجه رسیدند که روش OLS برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک کارا نمی‌باشد 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 قیمت‌های نقد و آتی، برآورد حاصل از روش‌های حداقل مربعات معمولی مورد انتقاد قرار دادند و تخمینی با روش واریانس ناهمسانی خودهمبسته ارائه نمودند.

بایلی[۱۱] و مـایرز[۱۲] (۱۹۹۱) نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک قیمـت بـرای شـش کـالای گوشـت گـاو، قهـوه، ذرت، نـخ، طـلا و دانـه‌هـای سـویا در آمریکـا را از روش ناهمسـانی واریـانس خودهمبسـته بـرآورد کردنـد. بـرای ایـن منظـور، قراردادهـای آتـی بـا سررسـیدهای مختلفـی بـرای هـر یـک از کالاها در نظر گرفتـه مـی‌شـود. بـرای قهـوه قـرارداد مـاه مـی، بـرای نـخ قـرارداد مـاه جـولای، بـرای ذرت و سویا ماه سپتامبر و برای طلا و گوشت گاو ماه دسامبر را در نظر گرفته‌اند.

اهمیت ایـن مقالـه از ایـن حیـث اسـت کـه از مـدل گـارچ دو متغیـره بـرای تخمـین نـرخ بهینـه پوشش ریسـک اسـتفاده مـی‌کنـد و بـرای نخسـتین بـار نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک را پویـا در نظـر می‌گیرد.

پـک[۱۳]و همکـاران (۲۰۰۹) کـارایی روش گـارچ دینامیـک و ثابـت را جهـت تخمـین نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک شـاخص سـهام در یـک بـازار نوظهـور مـالزی بـه وسـیله قراردادهـای آتـی بـا نزدیکتـرین سرسـید و بـا هـدف مینـیمم‌سـازی واریـانس و همینطـور مـاکزیمم‌سـازی مطلوبیـت مـورد مطالعـه قـرار داده‌انـد. ایـن مقالـه نشـان مـی‌دهـد کـه بـا وجـود محـدودیت‌هـا در یـک بـازار نوظهـور از جملـه کمبـود اطلاعـات و نقدشـوندگی پـایین در بازارهـای توسـعه یافتـه، روش تخمـین گارچ داینامیک، بیشترین کارایی را دارد.

در زمینـه پوشـش ریسـک متقـاطع مـی تـوان بـه مطالعـه انجـام شـده توسـط ایکـر و گرنـت[۱۴] (۱۹۸۷) اشاره کرد که در مقالـه خـود بـه ارائـه شـواهد تجربـی در مـورد اثـر پوشـش متقـاطع بـرای کـاهش ریسـک ارز خـارجی پرداختنـد. آن‌هـا پوشـش ریسـک متقـاطع سـاده، پوشـش ریسـک متقـاطع چنـد متغیـره، پوشـش ریسـک پرتفـو و پوشـش ریسـک متقـاطع کـالا را مـورد بررسـی قراردادنـد. روشـی کـه بـرای محاسـبه نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک حـالات فـوق اسـتفاده کردنـد، روش حـداقل مربعـات معمـولی بـوده اسـت. آن‌هـا بـه ایـن نتیجـه رسـیدند کـه در برخـی مـوارد بـی‌ثبـاتی باعـث مـی‌شـود کـه موقعیـت‌هـا پوشـش داده شـده ریسـکی‌تـر از موقعیـت‌هـای بـدون پوشـش باشـند هـر چنـد در کـل پوشـش ریسـک متقـاطع را روش خـوبی بـرای اسـتراتژی کـاهش ریسک نشان دادند.

بـراش و همکـاران[۱۵](۱۹۸۹) کـارایی پوشـش ریسـک متقـاطع نـرخ ارز لیـر ایتالیـا بـه دلار آمریکـا را بـا اسـتفاده از آتـی مـارک آلمـان مـی سـنجند و آن را بـا پوشـش ریسـک بـا اسـتفاده از قرارداد سلف همین ارز (لیر به دلار) مقایسـه کـرده و بـه ایـن نتیجـه مـی‌رسـند کـه پوشـش ریسـک متقاطع کاراتر می‌باشد.

مطالعـات در زمینـه پوشـش ریسـک متقـاطع در ایـران وجـود نـدارد. در زمینـه پوشـش ریسـک مستقیم در میان چنـدین مقالـه موجـود، اکثریـت بـه پوشـش ریسـک قیمـت نفـت خـام بـا اسـتفاده

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 خودرگرسیونی 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.

$$R_h = R_s - hR_f \qquad (۱)$$

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:

$$Var(R_h) = Var(R_s) + h^2 Var(R_f) - 2hCov(R_s, R_f) \qquad (۲)$$

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

$$\frac{\partial Var(R_h)}{\partial h} = 0 \qquad \Rightarrow\ h^* = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} \qquad (۳)$$

همانگونه که گفتـه شـد نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک بـا اسـتفاده از مـدل‌هـای اقتصادسـنجی بـرآورد 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]

یکـــی از پرکـــاربردترین روش‌هـــا جهـــت تخمـــین پارامترهـــای یـــک مـــدل رگرســـیونی، روش حـــداقل مربعـــات معمـــولی اســـت کـــه بـــه کـــارل فردریـــک گـــوس، ریاضـــیدان آلمـــانی نســـبت داده مـــی‌شـــود. در ایـــن روش، بـــرآورد پارامترهـــای مـــدل رگرســـیون بـــا حـــداقل‌ســـازی مجمـــوع مجـــذور باقیمانده‌های مدل به صورت زیر محاسبه می‌شوند.

$$y_{t=}\beta_0+\beta_1 x_t+\varepsilon_t \qquad t=1,..n \tag{۴}$$

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

در رگرسـیون فـوق y_t بـازده قیمـت دلار و x_t بـازده قیمـت آتـی سـکه مـی‌باشـد. $\hat{\beta}_1$ در رابطـه فوق برآورد نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک مـی‌باشـد زیـرا برابـر بـا همـان رابطـه ایسـت کـه در معادلـه (۳) برای نرخ بهینه پوشش ریسک مینیمم واریانس به دست آمده است.

ایـــن برآوردهـــا، در صـــورت برقـــراری فـــروض اصـــلی ایـــن روش، برآوردهـــای ناار‌یـــب بـــا کمتـــرین واریانس[۱۷] می‌باشند.

- حداقل مربعات معمولی تصحیح شده

در ایـن مـدل، ریسـک پایـه را بـه عنـوان یـک متغیـر خـارجی در مـدل وارد مـی‌کنـیم و نـرخ بهینه پوشش ریسک را با ضریب بازده قراردهای آتی برآورد می‌کنیم.

دلیل وارد کردن رابطه بلندمـدت قیمـت‌هـای نقـد و آتـی بـه عنـوان یـک متغیـر برونـزا بـه مـدل، در نظر گرفتن اطلاعـات پـیش از زمـان تصـمیم‌گیـری اسـت کـه در مـدل پیشـین بـه آن توجـه نشـده است.

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

- 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.

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

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

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

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 شده‌است 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. درآن 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:

$$H_t=\begin{bmatrix} h_{1t} & h_{12,t}^{1/2} & \cdots & h_{1k,t}^{1/2} \\ h_{21,t}^{1/2} & h_{2t} & & h_{2k,t}^{1/2} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ h_{k1,t}^{1/2} & h_{k2,t}^{1/2} & \cdots & h_{kt} \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

$$h_{it} = w_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ij}\sigma_{it-j}^2 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{ij}\varepsilon_{it-j}^2 \qquad i=1\ldots k \qquad (۱۱)$$

$$h_{ij,t}^{1/2} = \rho_{ij}\sqrt{h_{i,t}h_{j,t}} \qquad i, j=1\ldots k , i\neq j \qquad (۱۲)$$

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 می توان نوشت:

$$H_t = diag(h_{1,t}^{\frac{1}{2}}, h_{2,t}^{\frac{1}{2}} \ldots h_{k,t}^{\frac{1}{2}}) \begin{bmatrix} 1 & \rho_{1,2} \cdots & \rho_{1,k} \\ \rho_{2,1} & 1 & \rho_{2,k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{k,1} & \rho_{k,2} \cdots & 1 \end{bmatrix} diag(h_{1,t}^{\frac{1}{2}}, h_{2,t}^{\frac{1}{2}} \ldots h_{k,t}^{\frac{1}{2}})$$

$$= D_t R D_t \qquad (۱۳)$$

که در آن $diag(h_{1,t}^{\frac{1}{2}}, h_{2,t}^{\frac{1}{2}} \ldots h_{k,t}^{\frac{1}{2}})$، ماتریس قطری می‌باشد که عناصر آن از گارچ تک‌متغیره تخمین زده شده است. ماتریس $R=(\rho_{ij})$ ماتریس مثبت معین متقارن است به طوریکه $\forall i, \rho_{ii}=1$. 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:

$$\delta_t^* = \frac{\hat{h}_{sf,t}^{1/2}}{\hat{h}_{f,t}} \qquad (۱۴)$$

- همبستگی شرطی متغیر(DCC)

این مدل توسط انگـل و شـپرد (۲۰۰۱) معرفـی شـده اسـت.درآن بـازده دارایـی‌هـا دارای توزیـع زیـر می‌باشند:

$$r_t \mid \xi_{t-1} \sim N(0, H_t) \qquad (۱۵)$$

که H_t به صورت زیر قابل نمایش است:

$$H_t \equiv D_t R_t D_t \qquad (۱۶)$$

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.

$$l = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} K\log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \acute{\epsilon} R_t^{-1}\varepsilon_t \qquad (۱۷)$$

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

عناصر ماتریس D_t توسط گارچ تک‌متغیره به دست آمده است:

$$h_{it} = w_i + \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} r_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{it-q} \qquad (۱۸)$$

برای i=1,2,…,k محدودیت‌های معمول گارچ همچنان پابرجا می‌باشد(نامنفی و مانا ۱> $\sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} + \sum_{q=1}^{Qi} \beta_{iq}$) ساختار همبستگی متغیر توسط تساوی زیر تعریف می شود:

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^{M} \alpha_m - \sum_{n=1}^{N} \beta_n)\bar{Q} + \sum_{m=1}^{M} \alpha_m(\varepsilon_{t-m}\acute{\varepsilon}_{t-m}) + \sum_{n=1}^{N} \beta_n Q_{t-n} \qquad (۱۹)$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \qquad (۲۰)$$

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:

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix} \qquad (۲۱)$$

عناصر ماتریس R_t به صورت زیر می‌باشند:

$$\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{ii}q_{jj}}} \qquad (۲۲)$$

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

وسـیله انحـراف معیارهـای خـود کـه در مرحلـه نخسـت تخمـین زده شـده‌انـد، در تخمـین پارامترهـای همبسـتگی شـرطی اسـتفاده مـی‌شـوند. اختصاصـی‌تـر اینکـه پارامترهـای گـارچ DCC ، θ در دو گروه نوشته می‌شوند:

$$(\emptyset_1, \emptyset_2, \dots, \emptyset_k, \psi) = (\phi, \psi) \qquad (۲۳)$$

که عناصر $\emptyset_i$ متناظر پارامترهای گارچ تک‌متغیره سری دارایی i-ام می‌باشند.

$$\emptyset_i = w_i \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{P_i i}, \beta_{1i}, \dots, \beta_{Q_i i} \qquad (۲۴)$$

پس از تخمین عناصر مـاتریس H_t نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک بـه وسـیله عبـارت زیـر تخمـین زده می‌شود:

$$\delta_t^* = \frac{\hat{h}_{sf,t}^{1/2}}{\hat{h}_{f,t}} \qquad (۲۵)$$

همانگونــه کــه مشــاهده مــی‌کنیــد نــرخ بهینــه پوشــش از تقســیم کواریــانس شــرطی بــین قیمت‌های آتی و نقدی مـدل بـه واریـاریس شـرطی قیمـت‌هـای آتـی مـدل، محاسـبه مـی‌شـود. لـذا این نسبت یک عدد نبوده و از تقسـیم هـر کواریـانس بـه واریـانس یـک نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک به دست می‌آید. بـا توجـه بـه اینکـه داده‌هـای سـری زمـانی بـه صـورت روزانـه مـی‌باشـند، بنـابراین برای هر روز یک نرخ بهینه پوشش ریسک نتیجه می‌شود.

-کارایی

کـارایی پوشــش ریسـک را مـی‌تـوان بـه چنـد روش محاسـبه کـرد، امـا متـداول‌تـرین آن‌هـا مقایسه ریسک سـبد مـالی پوشـش داده شـده و بـدون پوشـش اسـت. ایـن معیـار توسـط ادرینگتـون (۱۹۷۹) به صورت زیر ارائه شد:

$$e = \frac{var(R_{unhedged}) - var(R_{hedged})}{var(R_{unhedged})} \qquad (۲۶)$$

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

۴- تشریح داده‌ها و متغیرهای پژوهش

داده‌هـای مـورد اسـتفاده در ایـن مقالـه قیمـت‌هـای نقـدی دلار بـه ریـال و قیمـت‌هـای تسـویه روزانـه[۱۹] آتـی سـکه طـلا طـرح امـام (ره) از از تـاریخ ۱۳۸۹/۱/۷ تـا تـاریخ ۱۳۹۲/۶/۳۱ مـی باشـد. 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[20] 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 به‌رو می‌سازد.

بازده‌های قیمت‌های نقد و آتی برای دامنه‌اهای 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 هبستگی بیشتر باشد، موفقیت بیشتر، و در اصطلاح کارایی بیشتر است. این مطلب با توجه به فرمول زیر فهمیده می‌شود:

$$var(R_h) = var(R_s)(1-\rho^2_{R_s,R_f}) \qquad (۲۷)$$

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.

جدول۱. خصوصیات آماری بازدهی قیمت‌های آتی و نقدی

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

	بازده نقدی روزانه	بازده آتی روزانه	بازده نقدی دو روزه	بازده آتی دو روزه	بازده نقدی هفتگی	بازده آتی هفتگی
Q(24)	۱۰۷.۰۱	۹۱.۰۱	۳۴۵.۵۲	۳۵۱.۰۱	۱۲۹۸.۱۲	۱۵۲۷.۸۸
$Q^2(24)$	۲۹۷.۸۲	۸۶۸.۲۹	۷۸۹.۵۴	۹۵۲.۵۲	۸۵۷.۱۹	۱۴۳۳.۶۸
ARCH(5)	۱۳۵.۴۰	۹۷۷۵.۴۰	۳۱۶.۷۵	۲۱۸.۳۵	۵۶۰.۶۸	۵۳۲.۷۳

ماخذ: نتایج تحقیق

۵- نتایج پژوهش

در این قسمت نرخ بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس با استفاده از مدل‌های مختلف اقتصاد سنجی 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 ایده‌آل ترین رهیافت برآورد را انتخاب نمود. در این تحقیق صرفاً نرخ بهینه پوشش ریسک با روش‌های استاندارد موجود در مطالعات، برآورد شده و نشان داده می شود تغییر مدل تحقیق، استفاده از نرخ های 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(ناپایائی) برای قیمتهای نقد وآتی 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	*** -۵،۷۹۳۷	*** -۵،۴۹۲۴
	با عرض از مبدأ و روند	-۱،۴۶۴۹	-۰،۳۰۵۷	*** -۲۴،۹۷۳	*** -۲۱،۹۷۱	*** -۷،۵۳۳۵	*** -۶،۷۸۸۷	*** -۵،۹۷۸۱	*** -۵،۴۸۲۵
	بدون عرض از مبدأ و روند	-۲،۲۵۸۶	-۱،۹۱۰۷	*** -۲۴،۸۲۵	*** -۲۱،۸۷۴	*** -۷،۵۲۸۱	*** -۶،۶۵۷۹	*** -۵،۹۷۱۳	*** -۵،۶۲۴۳
فیلیپس پرون	با عرض از مبدأ	-۰،۶۶۲۸	-۱،۵۷۳۹	*** -۲۷،۱۸۴	*** -۲۴،۲۷۲	*** -۱۷،۱۱۰	*** -۱۵،۲۸۲	*** -۱۰،۰۸۲	*** -۶،۹۴۸۴
	با عرض از مبدأ و روند	-۱،۶۳۵۲	-۰،۷۰۰۷	*** -۲۷،۱۶۹	*** -۲۴،۲۶۰	*** -۱۷،۱۰۰	*** -۱۵،۳۰۴	*** -۱۰،۰۸۰	*** -۶،۷۵۹۴
	بدون عرض از مبدأ و روند	۲،۰۴۳۵	۱،۶۸۹۹	*** -۲۷،۱۰۰	*** -۲۴،۲۸۵	*** -۱۷،۰۸۲	*** -۱۵،۲۹۱	*** -۱۰،۲۴۲	*** -۶،۹۶۹۳

*** نشان دهنده معناداری در سطح ۱٪ می‌باشد.   منبع: خلاصه خروجی نرم‌افزار 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،۰۰۲	۰،۰۰۵۰۷۷
β_1	۰،۵۲۳۹۴۴	۰،۵۷۶۴۴۷	۰،۵۵۱۹۱۹
Prob (β_1)	*** ۰،۰۰۰	*** ۰،۰۰۰	*** ۰،۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰،۲۹۸۵۸۵	۰،۳۹۷۹۸۷	۰،۴۸۸۷۵۸

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

در جدول فوق β_1 نرخ بهینه پوشش ریسک می‌باشد 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^{-۶}۴،۷۶	-۰،۰۰۰۲۲	-۰،۰۰۰۳۸
β_1	۰،۵۲۴۸۸۸	۰،۵۷۷۷۹۳	۰،۵۵۴۸۲۷
β_2	$\times$ e^{-۱۰}۱،۳۵-	$\times$ e^{-۱۰}۲،۹۰-	$\times$ e^{-۱۰}۷،۱۴-
Prob (β_1)	*** ۰،۰۰۰	*** ۰،۰۰۰	*** ۰،۰۰۰
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

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

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 دوره‌ی 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	$\times e^{-۴}$ ۴،۰۱ (۰،۱۶)	$\times e^{-۳}$ ۱،۰۰ (۰،۰۰۱۱)	۰،۰۰۲۱۶ (۰،۰۰۰)
β_1	۰،۴۳۳۴۹ (۰،۰۰۰)	۰،۵۰۵۳۶ (۰،۰۰۰)	۰،۴۴۱۷۰ (۰،۰۰۰)
α_0	$\times e^{-۵}$ ۲،۵۰ (۰،۰۰۰)	$\times e^{-۵}$ ۳،۹۴ (۰،۰۰۰)	۰،۰۰۰۰۴ (۰،۰۰۰)
α_n,n=1	۰،۴۵۰۳۴ (۰،۰۰۰)	۰،۳۵۴۱۴ (۰،۰۰۰)	۰،۴۳۳۸۷ (۰،۰۰۰)
α_m,m=1	۰،۵۰۵۳۶ (۰،۰۰۰)	۰،۶۴۰۷۷ (۰،۰۰۰)	۰،۵۵۰۱۹ (۰،۰۰۰)

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 مبانی 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 درجدول (۷) نشان داده شده است.

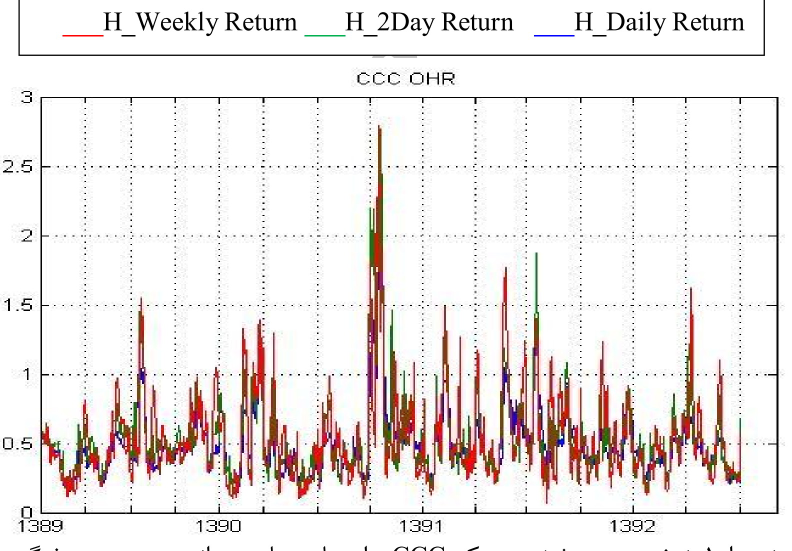
جدول ۴-۷ برآورد پارامترهای مدل CCC

	بازده روزانه		بازده دو روزه		بازده هفتگی	
پارامتر	i=s	i=f	i=s	i=f	i=s	i=f
w_i	۰،۰۰۰۰۰۴۲ (۰،۰۰۰)	۰،۰۰۰۰۰۶۴ (۰،۰۰۰)	۰،۰۰۰۰۱۶ (۰،۰۰۰)	۰،۰۰۰۰۲۳ (۰،۰۰۰)	۰،۰۰۰۰۲۹ (۰،۰۰)	۰،۰۰۰۰۷۴ (۰،۰۰۰)
α_i	۰،۲۱۷۵۳۸۷ (۰،۰۰۰)	۰،۲۳۹۶۰۹۴ (۰،۰۰۰)	۰،۴۱۳۸۴۳ (۰،۰۰)	۰،۴۱۷۸۴۱ (۰،۰۰۰)	۰،۴۹۸۰۵۸ (۰،۰۰)	۰،۵۹۹۳۰۳ (۰،۰۰۰)
β_i	۰،۷۸۲۴۵۹۳ (۰،۰۰۰)	۰،۷۶۰۳۸۸۶ (۰،۰۰۰)	۰،۵۸۶۱۵۵ (۰،۰۰)	۰،۵۸۲۱۵۷ (۰،۰۰۰)	۰،۵۰۱۹۴۰ (۰،۰۰۰)	۰،۴۰۰۶۹۵ (۰،۰۰۰)

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

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] $\mathrm{var}(f_t)$ 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 w_i، 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

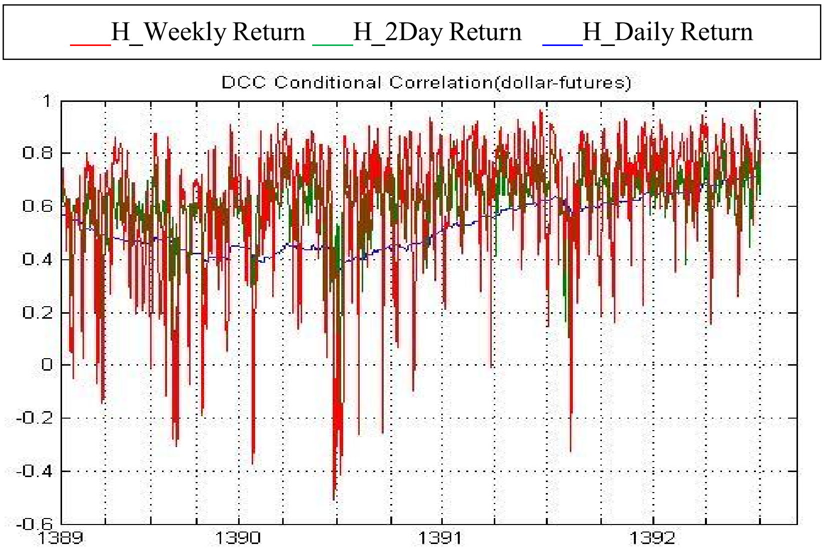
	بازده روزانه		بازده دو روزه		بازده هفتگی	
پارامتر	i=s	i=f	i=s	i=f	i=s	i=f
θ_1	۰،۰۰۵۵۸۸۳۳ (۰،۰۰۰)		۰،۱۹۱۶۹۱۰۱۷ (۰،۰۰۰)		۰،۳۷۷۴۱۷۶۸۶ (۰،۰۰۰)	
θ_2	۰،۹۹۳۳۳۸۳۱۲ (۰،۰۰۰)		۰،۳۷۹۴۴۷۶۷۵ (۰،۰۰۰)		۰،۳۷۵۵۳۲۲۱۵ (۰،۰۳۵)	
Log-likelihood	۵۶۹۷،۸۷		۵۱۳۰،۲۸		۴۶۱۱،۱۸	

θ_2 بازده هفتگی در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد.

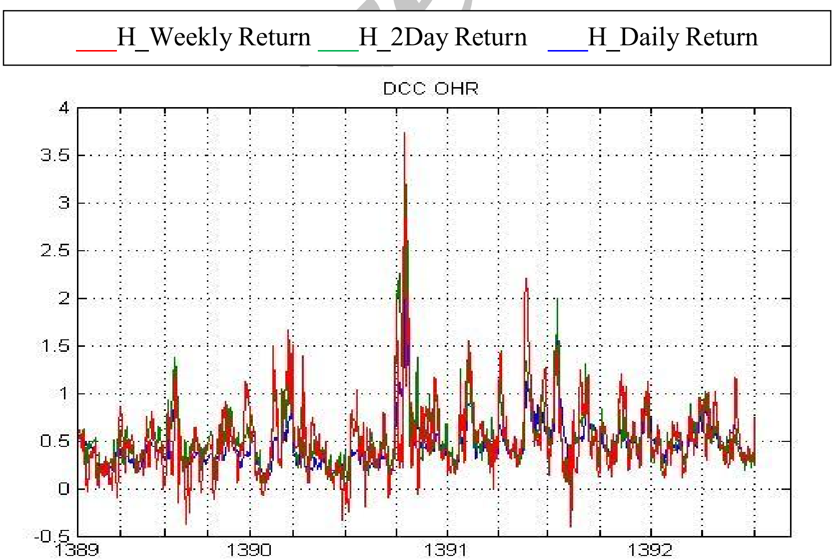
منبع: خلاصه خروجی نرم‌افزار MATLAB

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 می کند 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.



نمودار۴-۵ همبستگی شرطی مدل DCC بین بازده‌های روزانه، دو روزه و هفتگی نقدی و آتی



نمودار۳. نرخ بهینه پوشش ریسک DCC برای بازده‌های روزانه، دو روزه و هفتگی

کارایی

در ایـن بخـش میـزان مـوثر بـودن پوشـش ریسـک نسـبت‌هـای بهینـه پوشـش ریسـک کـه باروش‌های مختلف اقتصادسنجی تخمین‌زده شده‌اند را اندازه‌گیری می‌نماییم.

یکـی از ملزومـات بررسـی میـزان مـوثر بـودن پوشـش ریسـک مـدل‌هـا، در نظـر گـرفتن دو دوره زمانی مجـزا بـرای ایـن منظـور مـی‌باشـد. ایـن دوره‌هـا عبـارت اسـت از دوره درون‌نمونـه‌ای[26] و دوره برون‌نمونه‌ای[27].

بـرای محاسـبه کـارایی درون نمونـه‌ای دو پرتفـو بـدون پوشـش و پوشـش داده شـده تشـکیل می‌دهیم. پرتفو بـدون پوشـش شـامل دارایـی نقـدی مـی‌باشـد در حالیکـه پرتفـو پوشـش داده شـده شـامل دارایـی آتـی بـه میـزان نـرخ بهینـه بـه دسـت آمـده توسـط هـر یـک از مـدل‌هـای تحقیـق و دارایی نقدی می‌باشد. سپس واریـانس هـر یـک از پرتفـو هـا را محاسـبه کـرده و کـارایی نـرخ بهینـه هر یک از مدل ها را بـه وسـیله یکـی از فرمـول‌هـای زیـر بـه دسـت مـی‌آوریـم. بدهیسـت کـه بـرای مدل‌های ایستا از فرمول نخست و برای مدل‌های پویا از فرمول دوم استفاده می‌کنیم.

$$\mathrm{e} = \frac{var(R_{s_t}) - var(R_{s_t} - \delta^* R_{f_t})}{var(R_{s_t})} \qquad (۲۸)$$

$$\mathrm{e} = \frac{var(R_{s_t}) - var(R_{s_t} - \delta_t^* R_{f_t})}{var(R_{s_t})} \qquad (۲۹)$$

بـرای محاسـبه کـارایی بـرون نمونـه‌ای از میـان داده‌ای تحقیـق یـک نمونـه انتخـاب مـی‌کنـیم و سـپس نـرخ بهینـه داده‌هـای خـارج از نمونـه را بـا اسـتفاده از داده‌هـای درون نمونـه پـیش بینـی مـی‌کنـیم. در ایـن تحقیـق داده‌هـای ۱۳۸۹/۱/۷ تـا ۱۳۹۱/۱۰/۳۰ بـه عنـوان نمونـه انتخـاب مـی‌شـوند و بـا اسـتفاده از آن‌هـا نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک بـرای ۹۱/۱۱/۱ تـا ۹۲/۶/۳۱ (خـارج نمونـه) پیشـبینی مـی‌شـود. سـپس ماننـد روش قبلـی واریـانس پرتفـو بـدون پوشـش و واریـانس پرتفـو پوشـش داده شـده توسـط نـرخ‌هـای پیشـبینی شـده، بـرای داده‌هـای خـارج نمونـه محاسـبه کرده و کارایی برون نمونـه‌ای هـر یـک از مـدل‌هـای تحقیـق را بـه دسـت مـی‌آوریـم. بدیهیسـت کـه برای مدل‌های ایستا یک نـرخ بهینـه توسـط داده‌هـای داخـل نمونـه بـه دسـت مـی‌آیـد و بـر حسـب همان نرخ پرتفو پوشـش داده شـده خـارج نمونـه تشـکیل مـی‌شـود. امـا بـرای مـدل‌هـای پویـا نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک بـرای هـر روز بایـد پیشـبینی شـود. بـه عنـوان مثـال بـرای پیشـبینی نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک در ۹۱/۱۱/۱ (کـه اولـین روز خـارج نمونـه مـی‌باشـد) از نـرخ بهینـه محاسـبه شـده توسـط داده‌هـای ۸۹/۱/۷ تـا ۹۱/۱۰/۳۰ اسـتفاده مـی‌شـود، همینطـور بـرای پیشـبینی نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک در ۹۱/۱۱/۲ از نـرخ بهینـه محاسـبه شـده بـه وسـیله داده‌هـای ۸۹/۱/۸ تـا

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

جدول۹- مقایسه کارایی درون‌نمونه و برون‌نمونه‌ای نرخ‌های بهینه پوشش ریسک برآورد شده توسط مدل‌ها

مدل	بازده روزانه		بازده دو روزه		بازده هفتگی	
	کارایی درون نمونه	کارایی برون نمونه	کارایی درون نمونه	کارایی برون نمونه	کارایی درون نمونه	کارایی برون نمونه
حداقل مجموع مربعات معمولی	۰،۲۹۹۳۲۳۵	۰،۵۰۷۰۸۳۵	۰،۳۹۸۶۲۰۶	۰،۵۷۴۰۹۷۵	۰،۴۸۹۲۹۶۲	۰،۵۰۳۵۷۳۴
حداقل مجموع مربعات معمولی تصحیح شده	۰،۲۹۹۳۲۲۵	۰،۵۰۷۰۳۱۰	۰،۳۹۸۶۱۸۴	۰،۵۷۴۰۴۳۰	۰،۴۸۹۲۸۲۶	۰،۴۹۸۱۰۰۹
گارچ یک متغیره	۰،۲۹۰۴۰۲۲	۰،۴۳۶۲۳۰۳	۰،۳۷۲۰۲۸۴	۰،۵۱۳۱۴۹۰	۰،۴۶۹۷۸۲۷	۰،۵۸۷۱۳۸۰
CCCگارچ چند متغیره	۰،۳۱۱۶۷۰۳	۰،۴۹۵۳۷۸	۰،۴۸۰۲۰۶۹	۰،۵۶۷۴۰۲۴	۰،۵۶۷۵۵۶	۰،۶۳۰۱۷۶۰
DCCگارچ چند متغیره	۰،۳۱۴۸۰۱۰	۰،۴۸۸۶۸۹۱	۰،۵۱۸۱۷۵۰	۰،۵۶۷۳۶۰۵	۰،۶۵۷۴۴۴۸	۰،۶۲۸۷۲۸۴

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 وبازده 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 سررسیدهای متعدد، از قراردادها با نزدیکترین سررسید به دلیل نقدشوندگی بیشتر آن‌ها و همبستگی بیشتر قیمت‌ها با قیمت‌های نقدی استفاده شده‌است. در این مقاله نتیجه می شود 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 تقریبا 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 طلامی‌توان نوسانات دلار را ۶۶ درصد با در نظر گرفتن کارایی درون‌نمونه‌ای و ۶۳ درصد با در نظر گرفتن کارایی برون نمونه‌ای 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 برون نمونه‌ای، 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 درکل نمونه است پس این امر کارایی مدل همبستگی شرطی متغیر، برای خارج نمونه را کم می‌کند.

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

	بازده روزانه	بازده دو روزه	بازده هفتگی
واریانس همبستگی‌های شرطی تخمین زده شده برای کل نمونه	۰.۰۰۹۲۴	۰.۰۱۴۸	۰.۰۶۶۲۵
واریانس همبستگی‌های شرطی پیشبینی شده برای خارج نمونه	۰.۰۰۱۶۲	۰.۰۰۰۷۹	۰.۰۰۰۷۸

در این تحقیق معامله‌گران ریسک گریز در نظر گرفته شده‌اند و از واریانس به عنوان سنجه ریسک استفاده شده است از این رو پیشنهاد می‌شود از سنجه‌های ریسک دیگر مانند میانگین ضریب جینی توسعه یافته جهت تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک استفاده شود یا اینکه با هدف ماکزیمم‌سازی 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] Edrington
[9] Park & Bera
[10] GNMA & T-bills
[11] Bailie
[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
[۲۴]. *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