

## کاربرد قراردادهای آتی در محاسبه پوشش بهینه ریسک بازار نفت خام: مقایسه رویکردهای ایستا و پویا<sup>۱</sup>

سیمین آل علی

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

[Simin.alali@yahoo.com](mailto:Simin.alali@yahoo.com)

عباسعلی ابونوری (نویسنده مسئول)

دانشیار، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

[aabounoori@yahoo.com](mailto:aabounoori@yahoo.com)

قدرت‌اله امام‌وردی

استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

[ghemamverdi@iauctb.ac.ir](mailto:ghemamverdi@iauctb.ac.ir)

ابوالفضل غیاثوند

استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

[a.ghiasvand@iauctb.ac.ir](mailto:a.ghiasvand@iauctb.ac.ir)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۸/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۲۴

### چکیده:

یکی از مهم‌ترین ابزار پوشش ریسک نوسانات قیمت بازار نفت خام استفاده از قرارداد آتی می‌باشد. بنابراین به کمک تصریح رابطه میان سری زمانی قیمت‌های نقدی و آتی‌ها می‌توان نسبت بهینه پوشش ریسک را محاسبه نمود. از این‌رو در این مقاله، از مدل‌های OLS، DCC GARCH، ECM و GARCH مبتنی بر کاپولا برای محاسبه و بررسی کارایی نسبت بهینه پوشش ریسک بازار نفت خام طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند بزرگترین مقدار نسبت بهینه پوشش ریسک مربوط به مدل DCC-GARCH و برابر با ۰/۸۰۵ می‌باشد. با در نظر گرفتن درصد کاهش واریانس می‌توان نتیجه گرفت استراتژی‌های پویای DCC و کاپولا نسبت به مدل‌های پوشش ریسک ایستا از کارایی بالاتری برخوردارند. همچنین کاپولاهای تی استیودنت، گامبل و نرمال متغیر با زمان نسبت به مدل DCC عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهند. همچنین، از میان توابع کاپولای فوق، تابع کاپولای تی استیودنت دارای کارایی بهتری می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C22، C58، G1

کلید واژه‌ها: پوشش ریسک، قرارداد آتی، حداقل واریانس، کاپولا

<sup>۱</sup>. مقاله مستخرج از رساله دکتری می‌باشد.

## ۱. مقدمه

تغییرپذیری قیمت نفت در طول زمان از ویژگی‌های مهم بازار نفت می‌باشد. نوسانات قیمت نفت خام منجر به نوسان درآمدهای نفتی می‌گردد، بنابراین، به منظور کاهش پیامدهای ناشی از تغییرات نامطلوب قیمت و مدیریت ریسک از ابزارهای مشتقه استفاده می‌شود. در حال حاضر بازار آتی‌ها به عنوان یکی از ابزارهای مشتقه، از فعال‌ترین بازارهای مربوط به نفت خام می‌باشد و از مهمترین نقش‌های آن تعیین قیمت نفت خام و مهیا نمودن ابزار پوشش ریسک است. پوشش ریسک به کمک قراردادهای آتی به ترکیب سرمایه‌گذاری‌ها در بازار نقدی و آتی‌ها به منظور تشکیل سبدی از دارایی‌ها با کمترین نوسانات ارزش، اطلاق می‌گردد. بنابراین، تعیین تعداد قراردادهای آتی مورد نیاز همان "نسبت بهینه پوشش ریسک" است.

با توسعه بازارهای مالی و کالایی و محبوبیت قراردادهای آتی به عنوان ابزار پوشش ریسک، تعیین استراتژی مناسب بهینه‌سازی به یکی از مهمترین موضوعات مدیریت ریسک تبدیل شد. بنابراین، استراتژی‌های مختلفی تعریف شده‌اند که استراتژی مبتنی بر حداقل واریانس<sup>۱</sup> یکی از مهمترین آنها است. در این روش ریسک به کمک واریانس تغییرات ارزش سبد دارایی اندازه‌گیری می‌گردد و می‌توان آن را به کمک مدل‌های ایستا و پویای اقتصادسنجی محاسبه نمود. ادبیات اولیه نشان می‌دهد که در مدل‌های ایستا نظیر حداقل مربعات معمولی<sup>۲</sup> و تصحیح خطا فرض می‌کنند که نسبت بهینه پوشش ریسک در طول زمان ثابت می‌باشد. اما ادبیات جدیدتر نشان می‌دهد که بازدهی‌های دارایی‌های مالی دارای نوسان‌پذیری، کوواریانس و همبستگی متغیر در طی زمان می‌باشند، بنابراین، تکنیک‌های پویا نظیر مدل‌های ARCH و GARCH<sup>۳</sup> و معیار کاپولا<sup>۴</sup> در مقایسه با مدل‌های ایستا می‌توانند منجر به کاهش ریسک بیشتری گردند. مدل‌های ARCH و GARCH چندمتغیره، در کاهش ریسک موفق عمل نمودند ولی دارای فروض محدودکننده‌ای همانند وابستگی خطی و نرمال بودن توزیع هستند که منجر به اثرات اهرمی و بازگشت به میانگین می‌گردند.

از آنجایی که شناسایی و درک روابط بین متغیرها و وقوع نتایج مختلف بر ارزش سبد دارایی بهینه با کمترین ریسک موثر می‌باشند، بنابراین مدل‌سازی توزیع‌های مشترک به

1. Optimal Hedge Ratio (OHR)

2. Minimum Variance (MV)

3. Ordinary Least Square (OLS)

4. Copula

یکی از چالش‌های مدیریت ریسک تبدیل شده است. در این زمینه، روش کاپولا بدون تحمیل هیچ‌گونه فرضی بر توزیع‌های حاشیه‌ای به عنوان یک راهکار جایگزین به بررسی ساختار وابستگی بین داده‌های چندمتغیره می‌پردازد. زیرا شواهد موجود در تحلیل‌های مدرن نشان می‌دهند که توزیع بازده دارایی‌های مالی غیرنرمال بوده، بنابراین استفاده از ضریب همبستگی غیرخطی برای بیان ساختار وابستگی<sup>۱</sup> مناسب خواهد بود. توابع کاپولا توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرهای تصادفی فردی و ساختار وابستگی آن‌ها را به طور جداگانه مدل‌سازی می‌کند. به طور خاص، کاپولای ارشمیدسی برای لحاظ کردن عدم تقارن و وابستگی در دنباله‌های توزیع بازدهی‌ها به کار گرفته می‌شود. علاوه بر این کاپولای ارشمیدسی برای بررسی ساختار وابستگی در مطالعات متعدد به کار رفته است. با این تفاسیر، در این مقاله سعی بر این است ساختار وابستگی بین بازده نقدی و آتی با استفاده از توابع کاپولا مشخص شود. زیرا علیرغم اثرگذاری رابطه همبستگی بازده قیمت نقدی و آتی نفت خام بر هزینه تولید و درآمد نفتی، در مطالعات پیشین بررسی ساختار وابستگی مورد غفلت واقع شده است. بنابراین، نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس Copula-GARCH برآورد و کارایی این مدل با مدل‌های پویا و ایستا مقایسه شود. جهت انجام مطالعه از داده‌های نقدی و آتی نفت خام طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده می‌شود. ساختار مقاله بدین ترتیب است که در ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق مورد بحث قرار گرفته و سپس داده‌ها معرفی شده‌اند. در بخش بعدی، نتایج استراتژی‌های مختلف تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک ارائه و بر اساس معیار کارایی با هم مقایسه می‌شوند. در انتها، نتیجه‌گیری و پیشنهاد‌های لازم برای سیاست‌گذاران ارائه خواهد شد.

## ۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

### ۲-۱. مبانی نظری

یکی از اصلی‌ترین مباحث نظری در پوشش ریسک، تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک است. روش‌های مختلفی برای تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک وجود دارد زیرا نسبت پوشش بهینه به نوع تابع هدف بهینه‌یابی بستگی دارد. در سال‌های اخیر، توابع هدف مختلفی برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک معرفی شده‌اند. روش‌های استخراج نسبت پوشش ریسک را می‌توان به دو گروه کلی روش‌های حداقل‌کننده ریسک و حداکثر

<sup>۱</sup>. Dependence Structure

کننده مطلوبیت دسته‌بندی کرد. در روش‌های حداقل‌کننده ریسک، با تعریف یک معیار برای ریسک و حداقل نمودن آن، نسبت ریسک را استخراج می‌نمایند؛ حال آنکه روش‌های حداکثر کننده مطلوبیت جهت استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک هم ریسک و هم بازده انتظاری را به صورت هم‌زمان مدنظر قرار می‌دهند. یکی از گسترده‌ترین روش‌های پوشش ریسک، استفاده از روش حداقل کردن واریانس پورتنفوی می‌باشد. نرخ پوشش به دست آمده از این روش، نرخ پوششی حداقل واریانس یا MV نامیده می‌شود. در این روش ریسک در قالب واریانس بیان می‌گردد (لی و همکاران، ۲۰۱۶). این نسبت نخستین بار توسط جانسون (۱۹۶۰) معرفی گردید و با حداقل نمودن ریسک سبد دارایی استخراج شد که در آن ریسک با واریانس تغییرات ارزش سبد دارایی اندازه‌گیری می‌شد (لی و همکاران، ۲۰۱۶). با تبعیت از جانسون<sup>۲</sup> (۱۹۶۰) و استین<sup>۳</sup> (۱۹۶۱) منظور خود را به یک سبد دارایی خاص معطوف می‌نماییم که در آن فرد پوشش‌دهنده ریسک تنها دارای یک موقعیت در بازار آتی است که در این حالت تعداد موقعیت‌های وی در بازار آتی به متغیری بر وزن‌ها تبدیل می‌شود و در کنار آن به تعداد لازم قرارداد آتی (برای دارایی پایه موردنظر) را نگهداری می‌نماید. در این روش، تعداد موقعیت‌های تعهدی در بازار آتی متغیر درون‌زای وی خواهد بود (هال، ۲۰۰۳). به عبارت دیگر در راهبرد پوشش غیرمستقیم، ترکیب موقعیت پوشش شامل دو جزء است:

(۱) موقعیت آتی به عنوان ابزار پوشش ریسک

(۲) معاملات آتی خرید و فروش دارایی تحت پوشش<sup>۴</sup>.

ترکیب موقعیت پوشش به منزله یک پورتنفوی تلقی می‌گردد که شامل موقعیت آتی و معاملات آتی می‌باشد. یعنی، سبد دارایی با  $C_S$  واحد موقعیت خرید در بازار آتی<sup>۵</sup> و  $C_f$  واحد موقعیت فروش در بازار آتی<sup>۶</sup> در نظر گرفته می‌شود و بازدهی این سبد دارایی برابر خواهد بود با:

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

1. Lee

2. Johnson

3. Stein

4. Combined Hedge Position

5. Hedged Asset

6. Long Spot Position

7. Short Futures Position

که در آن  $h = C_f F_t / C_S S_t$  تعداد قراردادهای آتی مورد نیاز (نسبت بهینه پوشش ریسک)،  $R_h$  بازدهی سبد دارایی،  $R_S$  بازدهی موقعیت آتی و  $R_f$  بازدهی موقعیت تعهدی فرد در قراردادهای آتی است. بازدهی موقعیت‌های آتی و آتی همان تفاضل قیمت‌های آتی و آتی دارایی پایه در یک دوره زمانی نسبت به دوره قبل می‌باشند که به کمک رابطه‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$R_S = \frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} \quad (۲)$$

$$R_F = \frac{F_{t+1} - F_t}{F_t} \quad (۳)$$

که در آن  $F_t$  قیمت دارایی پایه در بازار آتی و  $F_t$  قیمت آن در بازار آتی است. ادوینگتون (۱۹۷۹) تئوری تجزیه و تحلیل سبد دارایی را که توسط جانسون (۱۹۶۰) و استین (۱۹۶۱) مطرح شده بود را توسعه داده و آن را با هدف حداقل کردن ریسک منطبق نمود. وی نشان داد ریسک در بازار آتی به عنوان عدم اطمینان یا تغییرات بازدهی مطرح می‌گردد و به کمک واریانس بازدهی موردانتظار سنجیده می‌شود، بنابراین نرخ بهینه پوشش ریسک براساس حل مساله حداقل واریانس بازدهی موردانتظار محاسبه خواهد شد (پندار و همکاران، ۱۳۹۱) بنابراین می‌توان نشان داد که:

$$VAR(R_h) = VAR(R_S) + h^2 VAR(R_f) - 2h Cov(R_S, R_f) \quad (۴)$$

حال اگر بخواهیم واریانس بازدهی سبد دارایی را با توجه به نسبت پوشش ریسک  $h$  حداقل نمائیم، می‌بایست از آن نسبت به  $h$  مشتق گرفته و برابر صفر قرار دهیم:

$$\frac{\partial [VAR(R_h)]}{\partial h} = 2h VAR(R_f) - 2Cov(R_S, R_f) = 0 \quad (۵)$$

در نتیجه  $h^*$  که همان نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس است دست خواهیم یافت (لی و همکاران، ۲۰۱۶):

$$h^* = \frac{Cov(R_S, R_f)}{2h VAR(R_f)} = \rho \frac{\sigma_S}{\sigma_F} \quad (۶)$$

که در آن  $\rho$  ضریب همبستگی بین بازدهی قیمت‌های آتی و آتی،  $\sigma_S$  انحراف معیار بازدهی‌های آتی و  $\sigma_F$  انحراف معیار بازدهی‌های آتی است. شرط مرتبه دوم نشان می‌دهد که  $\partial^2 \sigma^2 / \partial h^2 = 2\sigma_F^2 > 0$  است. بنابراین نقطه بحرانی ( $h^*$ ) واریانس تغییرات قیمت

پورتفوی در پوشش متقاطع را کمینه می‌سازد. این رابطه نشان می‌دهد نسبت بهینه پوشش رابطه‌ای مستقیم با انحراف معیار تغییرات قیمت آتی و ضریب همبستگی تغییرات قیمت آتی و آتی دارد (هال، ۲۰۱۵). نسبت پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس به دلیل ساده بودن محاسبات هم از جنبه نظری و هم از بعد مطالعات تجربی مطلوب است. به همین دلیل است که نسبت‌های پوشش ریسک محاسبه شده از سایر روش‌ها معمولاً با این نسبت مقایسه می‌شوند (لی و همکاران، ۲۰۱۶). به منظور مقایسه عملکرد نسبت‌های بهینه پوشش ریسک که از مدل‌های مختلف بالا به دست آمده‌اند، کو<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۷)، شاخص کارایی استراتژی پوشش ریسک (HE) را تعریف کرده‌اند که بر اساس رابطه زیر به دست می‌آید:

$$HE = \frac{var(R_t^S) - var(R_t^S - R_t^F)}{var(R_t^S)} \quad (7)$$

که  $var(R_t^S - R_t^F)$ ، واریانس پورتفولیوی پوشش داده شده و  $var(R_t^S)$  واریانس پورتفولیوی پوشش داده نشده است. مقادیر بزرگ‌تر HE نشان‌دهنده کارایی بیشتر در پوشش ریسک و کاهش بیشتر ریسک است.

## ۲-۲. مطالعات تجربی

اولین مطالعات در زمینه پوشش ریسک به کمک قراردادهای آتی به سال ۱۹۲۰ و با مطرح شدن نظریه سنتی یک‌به‌یک آغاز شد. سپس مارکوویتز<sup>۳</sup> (۱۹۵۲) ایده اصلی پوشش ریسک را در چارچوب میانگین-واریانس مطرح نمود. در ادامه ورکینگ<sup>۴</sup> (۱۹۵۳) انگیزه اصلی پوشش ریسک را بهره‌گیری از تغییرات پدید آمده در مینا و به دست آوردن سود با خرید و فروش به موقع کالا دانست. همچنین جانسون (۱۹۶۰) و استین (۱۹۶۰) چارچوب تئوریک برای پوشش ریسک در بازار مالی را معرفی نمودند. ادوینگتون (۱۹۷۹) تئوری پورتفوی جانسون و استین را گسترش داده و تئوری پوشش ریسک حداقل واریانس را به کمک رهیافت OLS مطرح کرد.

هربست<sup>۵</sup> و همکاران (۱۹۹۳) نشان دادند روش OLS منجر به همبستگی سریالی در پسماندها می‌شود. لذا برای رفع مشکل تورش، مدل VAR را پیشنهاد نمودند. سپس

1. Ku

2. Hedging Effectiveness Index

3. Markowitz

4. Working

5. Herbst

گوش<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) رابطه همجمعی بین داده‌های سری زمانی قیمت‌های آتی و نقدی را بدست آورد. لین و لو<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) نشان داد رابطه هم‌انباشتگی بین بازارهای نقدی و آتی به دلیل عدم لحاظ جمله تصحیح خطا در معادله نسبت پوشش ریسک را کمتر از حد برآورد می‌نماید. براین اساس مدل‌های ARCH و GARCH بکار گرفته شدند. به دلیل افزایش نوسانات بازارهای مالی و در نتیجه تغییر کوواریانس‌ها و همبستگی در طی زمان، توابع کاپولا مورد توجه قرار گرفتند. یکی از مطالعات بین‌المللی در زمینه استراتژی‌های پوشش ریسک بهینه در بازار نفت خام توسط ژائو و همکاران (۲۰۱۸) صورت گرفته است. آنان در مطالعه خود مدل FIGARCH-EVT-copula-VaR بسط داده و نشان دادند که این مدل دارای کارایی پوشش ریسک بالایی می‌باشد و در نتیجه سرمایه‌گذاران به بازده بالاتر و ریسک پایین‌تر دست می‌یابند. کلمنته<sup>۳</sup> (۲۰۱۸) از مدل copula, CoVaR, EVT استفاده نموده و نشان داد توابع کاپولا می‌توانند به درستی ساختار وابستگی را توصیف نمایند. همچنین EVT قادر به توضیح دقیق توزیع حاشیه‌ای می‌باشد. منسی<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۷) ریسک سیستماتیک و ساختار همبستگی میان نفت و بازار سهام به کمک روش کاپولا مدل‌سازی نموده و نشان دادند که برای سری بازده خام، وابستگی دنباله‌ای (دم) بین نفت و بازار سهام وجود دارد. کانگ و همکاران (۲۰۱۵) اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام را با استفاده از مدل VAR را بررسی کرده و به شواهدی مبنی بر تغییر ضرایب و ماتریس واریانس-کوواریانس در طی زمان دست یافتند. همچنین، سادروسکی<sup>۵</sup> (۱۹۹۹) از گارچ چند متغیره در جهت بررسی همبستگی و انتقال نوسانات میان نفت و بازار سهام پرداخت. در جدول (۱) خلاصه‌ای از ادبیات موجود ارائه شده است:

جدول ۱: برخی مطالعات تجربی در زمینه بررسی پوشش بهینه ریسک توسط محقق

نویسنده	هدف	متدولوژی	نتایج
باه و گانون <sup>۶</sup> (۲۰۰۰)	انتخاب بهترین استراتژی پوشش ریسک از میان مدل‌های ایستا و پویا	تخمین استراتژی بهینه پوشش ریسک به کمک	مدل GARCH نسبت به سایر مدل‌ها کارا تر می‌باشد

1. Ghosh

2. Lien & Luo

3. Clemente

4. Mensi

5. Kang

6. Sadorsky

7. Yah and Gannoun

نتایج	متدولوژی	هدف	نویسنده
مدل‌های پویای دو متغیره	هرگاه همجمعی در طی زمان متغیر باشد، استراتژی پویا بر استراتژی‌های ایستا برتری خواهند یافت	بررسی تاثیر بحران مالی آسیا بر پوشش ریسک	سیم و زاربرگ <sup>۱</sup> (۲۰۰۱)
استراتژی‌های پویا به کمک داده‌های درون نمونه‌ای دارای عملکرد بهتری هستند. برای داده‌های برون نمونه‌ای عملکرد مدل‌های سنتی بهتر می‌باشد.	مقایسه بین استراتژی‌های مختلف ایستا و پویا به کمک داده‌های درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای	مقایسه استراتژی‌های سنتی و پویا	تسی <sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۰۲)
مدل‌های دو متغیره عملکرد بهتری دارند.	مدل‌های OLS، ECM، GARCH و VECM	انتخاب بهترین استراتژی پوشش ریسک	کریستوس و دیامیتروس <sup>۳</sup> (۲۰۰۶)
کاپولا تخمین خوبی از ساختار وابستگی می‌دهد	برآورد ساختار وابستگی از ترکیب نظریه کاپولا و مدل‌های GARCH و TGARCH	بررسی عملکرد مدل‌های کاپولا در مقایسه با GARCH و TGARCH.	لی <sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۰۹)
مدل‌های TGARCH عملکرد بهتری ارائه می‌دهند	مقایسه دو مدل از خانواده GARCH مانند GARCH و TGARCH	بررسی استراتژی‌های پوشش ریسک مدل‌های ایستا و پویا در بازارهای نوظهور مالزی	وی چنگ <sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۰۹)
انتخاب مدلی برای تخمین نسبت پوشش ریسک به منظور تعیین اثربخشی پوشش برای کاهش نوسانات سبد دارایی	مقایسه چندین روش مانند روشهای سنتی مبتنی بر OLS و روشهای مبتنی بر مدل‌های خانواده GARCH	تجزیه و تحلیل استراتژی‌های مختلف پوشش ریسک برای بازار برق اروپا	زانوتی و همکاران (۲۰۱۰)

1. Sim and Zurbruegg

2. Tse

3. Christos and Dimitrios

4. Lai

5. Wee Ching

6. Zanotti



چانگ <sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۱)	تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک	مدل‌های نوسانات چند متغیره .CCC, VARMA-GARCH, DCC و BEKK قطری به منظور پوشش ریسک بازار نفت خام	کارایی پوشش ریسک مدل BEKK قطری را به عنوان بهترین مدل پوشش ریسک کاهش واریانس سبد دارایی معرفی می‌کند
غربل و طرابلسی (۲۰۱۲)	معرفی بهترین استراتژی پوشش ریسک برای بازار انرژی	ترکیب مدل FIEGARCH با تئوری کاپولا و نظریه مقدار حدی	FIEGARCH-EVT-Copula ریسک بازار انرژی را کاهش می‌دهد
ملنیکوف و سمیروف <sup>۳</sup> (۲۰۱۲)	بررسی استراتژی پوشش ریسک حداقل واریانس برای بازار انرژی	مقایسه مدل‌های اقتصادی محاسبه نسبت-های پوشش ریسک نفت خام، بنزین و شکاف قیمتی نفت خام با سوخت‌های حرارتی	استراتژی‌های پوشش ریسک حداقل واریانس مبتنی بر مدل‌های خانواده GARCH عملکرد بهتری دارند.
هو و لی <sup>۴</sup> (۲۰۱۳)	برآورد عملکرد پوشش ریسک سهام جدید منتشر شده CSI 300 در برخی از افق‌های زمانی کوتاه‌مدت	مقایسه رهیافت موجک و مدل‌های سنتی پوشش ریسک و انجام مقایسه‌ای میان مدل‌های CCC و DCC	تجزیه موجک بهترین عملکرد پوشش درون نمونه‌ای را ارائه می‌نماید با این حال عملکرد پوشش برون نمونه‌ای مشابه سایر مدل‌ها می‌باشد. مدل CCC BGARCH بر اساس داده‌های درون نمونه‌ای بهترین عملکرد را دارد
ایفا و غربل <sup>۵</sup> (۲۰۱۵)	پوشش ریسک بهینه بازار انرژی به کمک قراردادهای آتی‌ها و مدل کاپولا FI-EGARCH	مقایسه روش‌های سنتی یک به یک، MCO و سایر مدل‌های مبتنی بر مدل‌ها GARCH و تئوری کاپولا	ترکیب مدل FI-EGARCH و کاپولای جو (۱۹۹۶) بهترین استراتژی پوشش ریسک خواهد بود زیرا پایین‌ترین نسبت پوشش ریسک را ارائه داده است.

1. Chang
2. Ghorbel & Trabelsi
3. Melnikov & Smirnov
4. Hou & Li
5. Ifa & Ghorbel

مدل کاپولا -DCC EGARCH منجر به کاهش واریانس سبد دارایی‌های متشکل از دلار استرالیا، دلار کانادا، یورو، ین ژاپن و پوند انگلستان می‌گردد.	بررسی کارایی پوشش ریسک بازار ارز به کمک قراردادهای آتی به کمک مدل کاپولا -DCC EGARCH	بررسی نسبت‌های پوشش ریسک به کمک قراردادهای آتی بازار ارز	کوتکاتووری- ارنبرگ <sup>۱</sup> (۲۰۱۶)
پوشش‌دهندگان ریسک، با استفاده از داده‌های پرنوسان در تصمیمات متخذه، منافع مضاعفی بدست می‌آورند.	کاپولای پویا مبتنی بر مدل GARCH	پوشش ریسک پویا به کمک قراردادهای آتی: مدل کاپولا- GARCH	لای (۲۰۱۸)

در داخل کشور نیز مطالعه فرزندگان (۱۳۹۷) توابع کاپولا را به منظور پوشش ریسک قیمت سکه بهار آزادی در طی دوره ۹۵-۱۳۸۹ بکار برده است. همچنین پیش‌بهار و عابدی (۱۳۹۵) ارزش در معرض خطر پرتفوی لبنیات و قند به کمک رهیافت کاپولا محاسبه نمودند. نتایج آزمون‌های کریستوفرسن، تابع امتیاز احتمال درجه دوم و ریشه میانگین مجذور خطا نشان داد که روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو مبتنی بر کاپولا (توابع مفصل) در مقایسه با سه روش دیگر نتایج قابل اعتمادتری دارد. کشاورز حداد و حیرانی (۱۳۹۳) با استفاده توابع کاپولارزش در معرض ریسک محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران در بازه زمانی دی ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۱ تخمین زده و نشان دادند وابستگی ساختاری نامتقارنی بین محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران وجود دارد. همچنین فلاح‌پور و احمدی (۱۳۹۳) نیز ارزش در معرض ریسک پورتفوی نفت و طلا در دوره ۵ ساله ۲۰۱۷-۲۰۱۲ به روش کاپولا- گارچ مطالعه کردند. یافته‌های تجربی نشان می‌دهند روش کاپولا- گارچ در مقایسه با روش‌های سنتی، ریسک پورتفوی را با دقت بیشتری محاسبه می‌کند. سجاد و طروسیان (۱۳۹۲) نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس برای نرخ ارز با استفاده از آتی سکه طلا توسط رهیافت‌های مختلف بررسی نموده و دریافتند مدل‌های گارچ مناسب‌تر هستند. ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸) پوشش ریسک نوسانات درآمد‌های نفتی ایران مطالعه نمودند و نشان دادند ریسک با استفاده از قراردادهای آتی کاهش خواهد یافت.

<sup>1</sup>. Kotkatvuori-Örnberg

<sup>2</sup>. Lai

### ۳. روش تحقیق

در این مقاله، به منظور تخمین نسبت‌های پوشش ریسک بین قیمت‌های نقدی و قیمت قراردادهای آتی نفت خام، از مدل‌های مختلف ایستا (حداقل مربعات معمولی، تصحیح خطای برداری) و پویا (، مدل گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی پویا و GARCH مبتنی بر کاپولا) استفاده شده است. بنابراین، ابتدا در این بخش مدل‌های ایستا و سپس مدل‌های پویا بررسی می‌گردد.

#### ۳-۱. مدل حداقل مربعات معمولی

ساده‌ترین روش تکنیک برای تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس انجام رگرسیون قیمت نقدی روی قیمت آتی می‌باشد. معادله رگرسیونی زیر تخمین زده می‌شود:

$$\begin{aligned} \ln S_i &= \alpha + \beta \ln F_i + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i &\sim iid(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (8)$$

از آنجایی که قیمت‌ها فروض رگرسیون خطی کلاسیک را تامین نمی‌نمایند لذا لگاریتم قیمت‌ها را محاسبه می‌نمائیم.  $\ln S_i$  و  $\ln F_i$  به ترتیب لگاریتم تغییرات قیمت‌های نقدی و آتی هستند. روش حداقل مربعات معمولی بر این فرض استوار است که رابطه میان لگاریتم قیمت‌های نقدی و آتی در طول زمان ثابت است؛ به عبارت دیگر توزیع مشترک قیمت‌های نقدی و آتی در طول زمان تغییر نمی‌کند. بنابراین با فرض ثبات ماتریس واریانس-کوواریانس، نرخ پوششی که از این مدل حاصل می‌شود در طول زمان ثابت است و نرخ پوششی ایستا نامیده می‌شود. شیب خط رگرسیونی قیمت‌های نقد بر روی قیمت‌های آتی که به روش حداقل مربعات تخمین زده می‌شود نرخ پوششی را نشان می‌دهد:

$$h = \rho \frac{\sigma_S}{\sigma_F} \quad (9)$$

که در آن  $\rho$  ضریب همبستگی بین بازدهی قیمت‌های نقدی و آتی،  $\sigma_S$  انحراف معیار بازدهی‌های نقدی و  $\sigma_F$  انحراف معیار بازدهی‌های آتی است. شرط مرتبه دوم نشان می‌دهد که  $\partial^2 \sigma^2 / \partial h^2 = 2\sigma_F^2 > 0$  است. بنابراین نقطه بحرانی ( $h^*$ ) واریانس تغییرات قیمت پورتفوی در پوشش متقاطع را کمینه می‌سازد.

### ۲-۳. مدل تصحیح خطا

ساختار سری زمانی مالی به کمک غیرایستا بودن سری توضیح داده می‌شود. در صورتی که سری زمانی غیرایستا باشد، نمی‌توان یک مدل رگرسیون کلاسیک خطی را بکار برد. در این حالت حتی اگر ضریب  $R^2$  بالا و نشان‌دهنده همبستگی قوی باشد، نتایج صحیحی حاصل نخواهد شد (گرین، ۲۰۰۳). از سوی دیگر، مشکل اساسی مدل OLS عدم توجه به تأثیر هم‌جمعی بین دو سری زمانی است. لذا آزمون هم‌جمعی و تخمین بردارهای هم‌جمعی مسئله مهمی در تعیین نرخ پوششی بهینه است. گوش<sup>۱</sup> (۱۹۹۳)، کرومر و سلطان<sup>۲</sup> (۱۹۹۳) نشان دادند که در معادلات VAR، اگر قیمت‌های نقدی و آتی هم-انباشته باشند ولی بردار تصحیح خطا در مدل لحاظ نشود منجر به نتایج اشتباه می‌گردند. پس از آن لین<sup>۳</sup> (۱۹۹۶) نشان داد که اگر جمله تصحیح خطا در معادله برآورد در نظر گرفته نشود رابطه هم‌انباشتگی بین بازارهای نقدی و آتی معمولاً باعث برآورد کمتر نسبت پوشش می‌شود. پس از این که هم‌انباشتگی سری‌های غیرایستای  $S_t$  و  $F_t$  مشخص گردید، به منظور بدست آوردن مدل تصحیح خطا، بردارهای هم‌انباشتگی را در مدل VAR وارد نموده و مدل تصحیح خطا را به صورت زیر می‌نویسیم:

$$\ln S_t = \alpha + \beta \ln F_t + e_t \quad (10)$$

$$R_t^S = \gamma e_{t-1} + h^{ecm} R_t^F + \sum_{t=1}^m \delta_t R_{t-1}^F + \sum_{j=1}^k \theta_j R_{t-j}^S + \varepsilon_t$$

$$R_t^S = \ln S_t - \ln S_{t-1}$$

$$R_t^F = \ln F_t - \ln F_{t-1}$$

$R_t^S$  و  $R_t^F$  دال بر بازدهی قیمت‌های نقدی و آتی هستند.

### ۳-۳. مدل اتورگرسیون شرطی

یک اشکال عمده‌ی مدل‌های OLS و ECM این است که به طور ضمنی فرض می‌کنند ریسک در بازارهای نقدی و آتی در طول زمان ثابت است. اما در حقیقت این فرض با واقعیت هم‌خوانی ندارد چون همان‌طور که بولراسیو<sup>۴</sup> (۱۹۹۰) و کرومر و سلطان<sup>۵</sup> (۱۹۹۱) نشان دادند وجود اطلاعات جدید باعث تغییر ریسک دارایی‌های گوناگون می‌شود. از این رو نسبت پوشش حداقل ریسک باید نسبت به زمان متغیر باشد. نسبت پوشش متغیر در

1. Ghosh

2. Kroner & Sultan

3. Lien

4. Bollerslev

5. Kroner & Sultan

طی زمان را می‌توان با استفاده از نسخه‌های مختلف مدل GARCH برآورد کرد. در این مطالعه مدل گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی پویا به شکل زیر استفاده می‌گردد:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha\varepsilon_{t-1}\acute{\varepsilon}_t + \beta Q_t \quad (11)$$

$$\rho_t = \text{dig}(Q_t)^{-1} Q_t \text{dig}(Q_t)^{-1}$$

$Q_t$ ، ماتریس کوواریانس بردار مرتبه اول پسماندهای استاندارد شده  $\bar{Q}$  و  $\varepsilon$  ماتریس همبستگی غیرشرطی هستند. بعد از اینکه ماتریس همبستگی شرطی متغیر زمانی به DCC و Copula-GARCH تخمین زده شدند، نسبت بهینه پوشش ریسک متناظر به هر ضریب، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$h_t^i = \rho_t^i \frac{\sqrt{h_t^S h_t^F}}{\sqrt{h_t^F}} \quad i = DCC, \text{ Copula} - GARCH \quad (12)$$

که  $h_t^S$  و  $h_t^F$  به ترتیب بیان‌کننده واریانس شرطی بازدهی‌های نقدی و آتی هستند که از تخمین مدل GARCH حاشیه‌ای، استخراج شده‌اند (لی و همکاران، ۲۰۰۹).

### ۳-۴. توابع کاپولا

توابع کاپولا<sup>۳</sup> به مدل‌سازی ساختار وابستگی<sup>۴</sup> بین اجزای مختلف پورتفوی کمک می‌نماید. مدارک و شواهد متعددی وجود نشان می‌دهد بسیاری از متغیرهای اقتصادی توزیع نرمال ندارند و توزیع آنها نسبت به توزیع نرمال دنباله پهن‌تری<sup>۵</sup> دارند. تاریخچه آنها به مطالعات میلز (۱۹۲۷) باز می‌گردد، از جمله مواردی که نشان می‌دهد توزیع تک متغیره بسیاری از متغیرهای اقتصادی نرمال نیست، کشیدگی بیش از حد و چولگی ویژگی اساسی این توزیع‌ها می‌باشد. مطالعات اخیر نشان می‌دهند توزیع‌های چند متغیره نرمال نیستند که در اصطلاح گفته می‌شود وابستگی نامتقارن دارند. اگر توزیع بازدهی نرمال نباشد، در آن صورت ضریب همبستگی خطی برای بیان ساختار وابستگی معیار مناسبی نخواهد بود. استفاده از تئوری کاپولا به تحقیقات اسکالر<sup>۶</sup> (۱۹۵۹) باز می‌گردد. قضیه اسکالربه عنوان قضیه بنیادی کلیه تحلیل‌های مبتنی بر کاپولا بیان می‌کند اگر یک تابع توزیع توام با

1. The Dynamic Conditional Correlation (DCC) model

2. Covariance Matrix of the Vector of First Step Standardize Residuals

3. Copula Functions

4. Dependence Structure

5. Fat Tail

6. Sklar

توزیع حاشیه‌ای  $F_1, \dots, F_d$  داشته باشیم، تابع کاپولا در فضای  $[0,1]^d \rightarrow [0,1]$  وجود دارد به گونه‌ای که به ازای تمامی متغیرهای  $X_1, \dots, X_d$  در فضا  $R = [-\infty, \infty]$  خواهیم داشت:

$$F(X_1, \dots, X_d) = C(F_1(X_1), \dots, F_d(X_d)) \quad (۱۳)$$

C ساختار وابستگی را نشان می‌دهد. اگر  $R_t^F$  و  $R_t^S$  به ترتیب متغیرهای تصادفی مربوط به بازدهی‌های نقدی و آتی با توابع توزیع تجمعی شرطی  $F_t^S(R_t^S|I_{t-1})$  و  $F_t^F(R_t^F|I_{t-1})$  که  $I_{t-1}$  مجموعه همه بازدهی‌های دوره‌های گذشته است. در این صورت، تابع کاپولای شرطی  $c_t(u_t, v_t|I_{t-1})$  بر اساس CDF بازدهی‌های نقدی و آتی مطابق رابطه (۱۴) تعریف می‌شوند که  $u_t = F_t^S(R_t^S|I_{t-1})$  و  $v_t = F_t^F(R_t^F|I_{t-1})$  توزیع‌های یکنواخت پیوسته در بازه  $(0,1)$  هستند. براساس تئوری اسکالر CDF شرطی دو متغیره بازدهی‌های نقدی و آتی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$F(R_t^S, R_t^F|I_{t-1}) = C(u_t, v_t|I_{t-1}) \quad (۱۴)$$

بر این اساس، چگالی شرطی مشترک به صورت زیر به دست می‌آید:

$$f(R_t^S, R_t^F|I_{t-1}) = \frac{\partial^2 F(R_t^S, R_t^F|I_{t-1})}{\partial R_t^S \partial R_t^F} = c_t(u_t, v_t|I_{t-1}) \times f_t^S(R_t^S|I_{t-1}) \times f_t^F(R_t^F|I_{t-1}) \quad (۱۵)$$

که  $F(R_t^S, R_t^F|I_{t-1})$  CDF شرطی دو متغیره از  $R_t^S$  و  $R_t^F$  بوده و  $c_t(u_t, v_t|I_{t-1}) = \frac{\partial^2 C_t(u_t, v_t|I_{t-1})}{\partial u_t \partial v_t}$  تابع چگالی شرطی است و  $f_t^S(R_t^S|I_{t-1})$  و  $f_t^F(R_t^F|I_{t-1})$  چگالی حاشیه‌ای هستند. توابع کاپولا به دو دسته بیضی و ارشمیدسی<sup>۱</sup> تقسیم می‌شوند. توابع کاپولای بیضی (مانند توزیع گاوسی (نرمال) و توزیع t استیودنت)، از فرم بسته و مشخصی برخوردارند و فقط می‌توانند وابستگی دمی متقارن را اتخاذ کنند. توابع ارشمیدسی به وسیله تابع مولد تولید معرفی می‌شوند. کاپولا ارشمیدسی عبارتند از فرانک<sup>۳</sup>، گامبل<sup>۴</sup> و کلایتون<sup>۵</sup>. در مدل‌های کاپولای نرمال و تی استیودنت، تغییر در طول

1. Archimedean  
2. Gaussian  
3. Frank  
4. Gumbel  
5. Clayton

زمان میان قیمت نقدی و آتی نفت خام به عنوان پارامتر وابستگی خطی در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۲: دسته بندی انواع کاپولا

توضیحات	فرمول	کاپولا
<p><math>\rho</math>: ضریب همبستگی خطی</p> <p>CDF: <math>\Phi(\cdot)</math> توزیع نرمال استاندارد</p>	$C_{Gaussian}(u_t, v_t, \rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v))$ $= \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{XY}^2}} e^{\frac{2\rho_{XY}XY - X^2 + Y^2}{2(1-\rho_{XY}^2)}} dx dy$	نرمال یا گاوسی
<p>CDF: <math>t_{\rho, v}</math> توزیع تی-استیودنت با درجه آزادی <math>v</math></p>	$C_T(u_t, v_t, \rho, v^c) = t_{\rho, v}(t^{-1}(u), t^{-1}(v))$ $= \int_{-\infty}^{t^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{t^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{XY}^2}} e^{\left[1 + \frac{2\rho_{XY}XY - X^2 + Y^2}{2(1-\rho_{XY}^2)}\right]} dx dy$	تی-استیودنت
<p>وابستگی دنباله‌های بالا و پایین برابر</p> <p><math>\lambda_L = 0</math> و <math>\lambda_U = 0</math></p> <p>تقارن دارد.</p>	$C_{Frank}(u_1, \dots, u_d; \lambda)$ $= \frac{-1}{\lambda} \log \left[ \frac{\lambda(1 - e^{-\lambda}) - (1 - e^{-\lambda u_1})(1 - e^{-\lambda u_2})}{(1 - e^{-\lambda})} \right]$ <p><math>\lambda \in (-\infty, 0] \cup [0, +\infty)</math></p>	فرانک
<p><math>\delta^G</math>: کاپولای گامبل</p> <p>وابستگی دنباله‌های بالا و پایین برابر</p> <p><math>\lambda_L = 0</math> و <math>\lambda_U = 2 - 2^{\frac{1}{\delta^G}}</math></p>	$C_{Gumbel}(u_t, v_t; \delta^G)$ $= \frac{\exp\left\{-\left[(-\ln u_t)^{\delta^G} + (-\ln v_t)^{\delta^G}\right]^{\frac{1}{\delta^G}}\right\}}{u_t v_t \left[\left[(-\ln u_t)^{\delta^G} + (-\ln v_t)^{\delta^G}\right]^{\frac{1}{\delta^G}}\right]^{2 - \frac{1}{\delta^G}}}$ $\times \left[ \ln u_t \ln v_t \right]^{\delta^G} \left\{ \left[ (\ln u_t)^{\delta^G} + (\ln v_t)^{\delta^G} \right]^{\frac{1}{\delta^G}} + \delta^G - 1 \right\}$	گامبل
<p><math>\delta^C</math>: کاپولای گامبل</p> <p>وابستگی دنباله‌های پایین و بالا برابر</p> <p><math>\lambda_U = 0</math> و <math>\lambda_L = 2^{\frac{1}{\delta^C}}</math></p>	$C_{claton}(u_t, v_t; \delta^C) = (1 + \delta^C)(u_t v_t)^{1-\delta^C} \left[ u_t^{\delta^C} + v_t^{\delta^C} - 1 \right]^{(-1-2\delta^C)/\delta^C}$	کلایتون

منبع: آلن و همکاران (۲۰۱۷)

همچنین، به منظور نشان دادن تغییر در زمان در کاپولای شرطی روش‌های متعددی وجود دارد. شکل تبعی کاپولا در طول نمونه T ثابت فرض می‌گردد، در عوض، بر اساس مطالعه پاتون<sup>۱</sup> (۲۰۰۶) پارامترها متغیر خواهند بود:

$$\rho_t = \Lambda \left( \omega + \beta \rho_{t-1} + \alpha \frac{1}{10} \sum_1^{10} \Phi^{-1}(u_{t-i}) \Phi^{-1}(v_{t-i}) \right) \quad (۱۶)$$

$$\rho_t = \Lambda \left( \omega + \beta \rho_{t-1} + \alpha \frac{1}{10} \sum_1^{10} t^{-1}(u_{t-i}) t^{-1}(v_{t-i}) \right) \quad (۱۷)$$

که در آن  $\Lambda(x) = (1 - e^{-x})(1 + e^{-x})^{-1} = \tanh(x/2)$  معرف تبدیل منطقی می‌باشد و به منظور حفظ  $\rho_t$  در بازه (۱ و -۱) در طی زمان محاسبه شده است.

### ۳-۴-۱. توزیع حاشیه‌ای فرآیند GARCH

دو مرحله اصلی برای ساخت مدل کاپولا-GARCH وجود دارد. در مرحله اول، مدلی برای توزیع حاشیه‌ای فرآیند GARCH طراحی می‌گردد. در این مطالعه، توزیع حاشیه‌ای شرطی بازده نقدی و آتی نفت خام با استفاده از یک چارچوب GARCH(1,1) با فرض توزیع تی‌استیودنت و بر اساس روابط (۱۸) و (۱۹) توضیح داده می‌شود.

$$R_t^S = \mu_S - \varepsilon_t \quad (۱۸)$$

$$h_t^S = \alpha_0 - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon h_{t-1}^S$$

$$(\varepsilon_1 | I_{t+1}) \approx t(0, h_t^S; v^S)$$

$$R_t^F = \mu_F - \varepsilon_t \quad (۱۹)$$

$$h_t^F = \alpha_0 - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon h_{t-1}^F$$

$$(\varepsilon_1 | I_{t+1}) \approx t(0, h_t^F; v^F)$$

$\mu_t$  و  $\varepsilon_t$  به ترتیب عبارات خطای توزیع تی‌استیودنت با درجات آزادی  $v^S$  و  $v^F$  می‌باشند. همچنین،  $h_t^S$  و  $h_t^F$  واریانس شرطی بازدهی‌های نقدی و آتی نفت خام می‌باشند.

### ۳-۴-۲. تابع چگالی کاپولای دومتغیره

تابع چگالی کاپولای دومتغیره در مرحله دوم محاسبه می‌شود. لذا تخمین به دست آمده از پارامترهای مدل GARCH(1,1) حاشیه‌ای در مرحله اول، برای تخمین  $u_t$  و  $v_t$  مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مرحله دوم، انتخاب کاپولای مناسب جهت بررسی ساختار وابستگی اهمیت پیدا می‌کند. معیار استاندارد جهت انتخاب مناسب‌ترین کاپولا، مقدار

<sup>۱</sup>. Patton

<sup>۲</sup>. Error Terms



تابع درست‌نمایی<sup>۱</sup>، معیارهای اطلاعات آکائیک<sup>۲</sup> (AIC) و اطلاعات بیزین<sup>۳</sup> (BIC) می‌باشند. پارامترهای کاپولا بوسلیه بهینه‌سازی توابع درست‌نمایی تخمین زده می‌شوند، ولی اگر تعداد پارامترها زیاد باشند استفاده از روش بهینه‌سازی دشوار خواهد بود. از این رو جو و زو<sup>۴</sup> (۱۹۹۶) جهت تخمین پارامترها از یک روند تخمین دو مرحله‌ای به نام روش توابع منطقی برای حاشیه‌ها<sup>۵</sup> استفاده نمودند و چگالی احتمال حاشیه‌ای و چگالی احتمال کاپولا را به طور جداگانه محاسبه نمودند. برای توضیح بیشتر پارامترهای  $c_t(\cdot)$ ،  $f_t^S(\cdot)$  و  $f_t^F(\cdot)$  به ترتیب با  $\theta_c$ ،  $\theta_S$  و  $\theta_F$  نشان داده خواهند شد. برای تخمین مدل IFM، در مرحله اول، پارامترهای توزیع حاشیه‌ای به کمک حداکثر درست‌نمایی<sup>۶</sup> تخمین زده خواهند شد لذا خواهیم داشت:

$$\hat{\theta}_S = \operatorname{argmax} \sum_{t=1}^T \ln f_t^S(R_{t-1}^S | I_{t-1}, \theta_S) \quad (20)$$

$$\hat{\theta}_F = \operatorname{argmax} \sum_{t=1}^T \ln f_t^F(R_{t-1}^F | I_{t-1}, \theta_F) \quad (21)$$

در مرحله دوم، نتایج حاصل از محاسبه  $CDF_s$  حاشیه‌ای برای جملات خطای استاندارد طی روابط (۲۰) و (۲۱) برای تخمین احتمالات  $v_t$  و  $u_t$  استفاده می‌گردند. در نهایت، احتمالات  $u_t$  و  $v_t$  برای تخمین پارامترهای کاپولا به کمک رابطه (۲۲) به کار گرفته می‌شوند:

$$\hat{\theta}_C = \operatorname{argmax} \sum_{t=1}^T \ln C(u_t, v_t | I_{t-1}, \theta_S) \quad (22)$$

#### ۴. برآورد مدل

در این بخش ابتدا به بررسی داده‌های مورد استفاده پرداخته می‌شود. سپس نتایج تجربی مدل بیان می‌گردد.

##### ۴-۱. داده‌ها

ابزار مشتقه مورد استفاده در این تحقیق، قراردادهای آتی است. از آنجایی که در ایران بازارهای مشتقات مالی نفت خام وجود ندارد به ناچار از آتی‌های بورس‌های بورس نفتی

1. Loglikelihood

2. Akaike Information Criterion

3. Bayes Information Criterion.

4. Joe & Xu

5. Inference For the Margins (IFM)

6. Maximum Likelihood

نیویورک<sup>۱</sup> (NYMEX) به عنوان اولین بورس نفتی جهان و دارا بودن شرایطی نزدیک به رقابت کامل استفاده شده است. متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق شامل قیمت-های نقدی<sup>۲</sup> و قیمت‌های آتی<sup>۳</sup> نفت خواهد بود. داده‌های مورد استفاده اطلاعات قیمتی سری‌های زمانی قیمت نقدی نفت خام وست تگزاس<sup>۴</sup> ارائه شده در بورس نایمکس و نیز میانگین قراردادهای آتی در این بورس می‌باشد. سری‌های زمانی قراردادهای آتی و قیمت‌های نقدی از سایت وزارت انرژی آمریکا<sup>۵</sup> استخراج خواهد گردید. برای هر سری داده، بازدهی‌های هفتگی مرکب پیوسته از روابط (۲۳) محاسبه شده است.

$$R_{f,t} = \log\left(\frac{P_{f,t+1}}{P_{f,t}}\right) \quad \& \quad R_{S,t} = \log\left(\frac{P_{S,t+1}}{P_{S,t}}\right) \quad (23)$$

که در آن  $R_{f,t}$  و  $R_{S,t}$  به ترتیب بازدهی هفتگی موقعیت‌های اتخاذ شده در بازار نقدی و آتی می‌باشد. انتخاب دوره زمانی برای بکارگیری داده‌های تاریخی قیمت نفت خام اهمیت فراوانی دارد. اگر مدت زمانی طولانی انتخاب شود، از اطلاعات قدیمی بهره می‌بریم و اگر این دوره کوتاه باشد، بسیاری از اطلاعات گذشته لحاظ نخواهد شد؛ پس همانند بسیاری از مطالعات موجود یک دوره زمانی پنج ساله، که برای این منظور نه کوتاه و نه بلندمدت است، لحاظ می‌شود، لذا داده‌های آماری از سالهای ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۸ در نظر گرفته می‌شود. سری زمانی قیمت‌ها به صورت هفتگی است. همچنین برای تعدیل نوسانات قیمت‌های آتی و نقدی از لگاریتم آنها استفاده می‌شود.

#### ۴-۲. آمار توصیفی

با توجه به تعریف پوشش ریسک که عبارت است از اتخاذ موضعی مخالف بازار نقدی، در بازار مشتقه به منظور جبران نوسانات نامطلوب قیمت؛ استراتژی پوشش ریسک زمانی موفق خواهد بود که قیمت‌های نقدی و آتی از همبستگی بالایی برخوردار باشند. روند تغییرات قیمت نفت خام نقدی و آتی در نمودار (۱) خلاصه شده است. براساس این نمودار، روند تغییرات مشابه بوده و در یک راستای حرکت کرده است و همبستگی نسبتاً شدیدی بین دو سری وجود دارد. لذا یک رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد.

1. New York Mercantile Exchange (NYMEX)

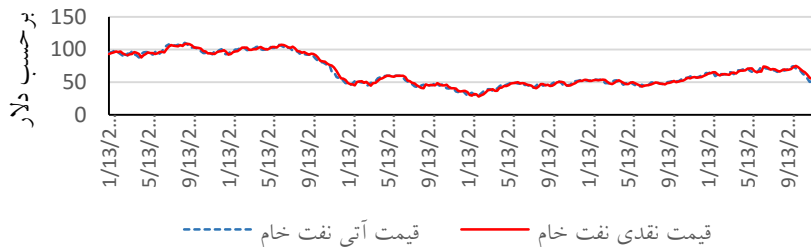
2. Spot prices

3. Future prices

4. WTI Spot Price

5. Energy Information Administration (EIA)

نمودار ۱: روند تغییرات قیمت نقدی و آتی نفت



منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول (۳) ملاحظه می‌گردد برای کلیه متغیرها، پارامترهای مرکزی و پراکندگی به‌طور مجزا محاسبه گردید. براساس جدول (۳)، طی دوره زمانی تحقیق، متوسط بازدهی حاصل از قیمت‌های نقدی و آتی تقریباً یکسان بوده و هر دو سری بازده قیمت نقدی و آتی، دارای کشیدگی و چولگی و بنابراین غیرنرمال می‌باشند. این موضوع در آماره جارک‌برای نمایش داده شده است و مقدار احتمال صفر فرضیه صفر نرمال بودن در سطح معناداری ۵ درصد را رد می‌نماید.

جدول ۳: خصوصیات آماری متغیرهای پژوهش

متغیر	بازده قیمت نقدی	بازده قیمت آتی
میانگین	۴/۱۳۹۰	۴/۱۳۷۷
میانه	۴/۰۶۱۹	۴/۰۷۲۶
حداکثر	۴/۷۰۵۳	۴/۶۸۹۲
حداقل	۳/۳۳۷۲	۳/۳۸۱۷
انحراف معیار	۰/۳۴۰۶	۰/۳۴۳۵
چولگی	۰/۱۵۲۳	۰/۱۱۹۰
کشیدگی	۶/۸۸۴۱	۷/۸۷۳۱
جارک‌برا	۱۰۶/۸۱۴۸	۱۱۱۷/۶۰۲۹
احتمال	صفر	صفر

منبع: یافته‌های تحقیق

#### ۴-۲-۱. نتایج مدل حداقل مربعات معمولی

نتایج برآورد حداقل مربعات معمولی براساس رابطه (۸) در جدول (۴) ارائه شده است. همان‌طور که مشخص است، ضریب  $\beta$  نشان‌دهنده نرخ پوشش بهینه ریسک بین بازار نقدی و آتی است، از لحاظ آماری اختلاف معنی‌داری با صفر دارد، زیرا مقدار احتمال این

متغیر کمتر از ضریب خطای ۵٪ است. بدین ترتیب در این بررسی نرخ پوشش بهینه ریسک بین بازار نقدی و آتی برابر ۶۳ درصد شده است. در روش OLS فرض می‌شود که رابطه میان قیمت‌های نقدی و آتی و ماتریس واریانس-کوواریانس ثابت می‌باشد، لذا منجر به تخمین‌های تورش‌دار می‌شود. بعلاوه، نوسانات در بازارهای آتی و نقدی بر روی نوسانات قیمت بازار نقدی تأثیر داشته که در مدل رگرسیونی به آن توجه نمی‌شود که این نواقص با استفاده از یک مدل رگرسیون برداری قابل حل است.

جدول ۴: برآورد نرخ پوشش بهینه نفت خام به روش حداقل مربعات معمولی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره آزمون	احتمال
عرض از مبدأ	۰/۰۷۶۰	۰/۱۵۰۱	-۰/۵۰۶۰	۰/۶۱۳۰
ضریب $\beta$	۰/۶۲۸۰	۰/۰۳۵۲	۱۷/۸۴۹۰	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۵۰٪			
ضریب تعیین تعدیل شده	۵۰٪			
آماره F (احتمال)	۳۱۸/۶ (۰/۰۰۰)			

منبع: یافته‌های تحقیق

#### ۴-۲-۲. نتایج مدل تصحیح خطا

نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته<sup>۱</sup> (ADF) و فیلپس‌پرون<sup>۲</sup> (PP) در جدول (۵) نشان‌دهنده آن است که بازدهی‌ها به دلیل کمتر بودن مقادیر آماره آزمون از مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد، در سطح دارای ریشه واحد بوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را رد نکرده و این متغیرها نامانا هستند و با یک‌بار تفاضل-گیری مانا می‌شوند و به عبارتی این متغیرها انباشته از مرتبه اول یا  $I(1)$  می‌باشند.

جدول ۵: آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیر	آزمون ADF		آزمون PP	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
لگاریتم بازده نقدی	-۱/۶۲	۰/۷۳	-۴/۱۴	۰/۸۷
لگاریتم بازده آتی	-۱/۷۴	۰/۶۸	-۴/۵۶	۰/۸۵

منبع: یافته‌های تحقیق

<sup>۱</sup>. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test

<sup>۲</sup>. Philips-Prone (PP) Test

جدول ۶: آزمون هم‌انباشتگی

آزمون حداکثر مقادیر ویژه		آزمون اثر		بردار هم‌انباشتگی	
مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	یک بردار	مدل بازار نفت
۱۹/۲۲	۴۰۵/۱۶	۱۵/۶۷	۱۴۳/۰۶		
۹/۲۴	۲/۶۷	۹/۲۴	۴/۱۶	بیشتر از یک بردار	

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس رابطه (۲۴) نسبت بهینه پوشش ریسک رهیافت ECM با چهار وقفه در طی زمان ثابت و غیر شرطی می‌باشد و برابر با ۰/۴۱۳ است. نتایج حاصل از مدل ECM در جدول (۷) نمایش داده شده است.

$$\ln S_t = \alpha + \beta \ln F_t + e_t \quad (24)$$

$$R_t^S = \gamma e_{t-1} + h^{ecm} R_t^F + \sum_{t=1}^m \delta_t R_{t-1}^F + \sum_{j=1}^k \theta_j R_{t-j}^S + \varepsilon_t$$

جدول ۷: پارامترهای حاصل از مدل ECM

متغیر	ضریب	انحراف معیار	متغیر	ضریب	انحراف معیار
$\alpha$	۰/۱۰۲۵	۰/۰۳۹۸	$\delta_3$	۰/۰۸۱۵	۰/۰۵۳۰۱
$\beta$	۰/۹۸۱۰	۰/۰۰۶۵	$\delta_4$	۰/۰۱۱۱	۰/۰۶۲۹
$\gamma$	-۰/۲۰۱۶	۰/۰۲۷۳	$\theta_1$	-۰/۰۹۷۲	۰/۰۳۸۲
$h^{ecm}$	۰/۶۵۵۶	۰/۰۴۴۴	$\theta_2$	۰/۰۳۸۱	۰/۰۳۴۸
$\delta_1$	۰/۳۸۱	۰/۰۴۹۱	$\theta_3$	۰/۰۰۲۶	۰/۰۴۰۹
$\delta_2$	۰/۱۰۰۵	۰/۰۵۱۴	$\theta_4$	۰/۰۰۱۰	۰/۰۳۱۷

منبع: یافته‌های تحقیق

#### ۴-۲-۳. نتایج مدل اتورگرسیو شرطی

در جدول (۸)، معیارهای غیرشرطی پیرسون، اسپیرمن و کندال در سطح ۵ درصد تایید می‌کنند که بازدهی قیمت نقدی نفت خام همبستگی مثبت و معناداری با بازدهی قیمت آتی نفت خام دارد.

جدول ۸: معیارهای همبستگی بین بازدهی‌های هفتگی

اسپیرمن	پیرسون	کندال
۰/۸۴۳۵	۰/۷۳۳۸	۰/۸۲۵۴
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۹) توزیع حاشیه‌ای مدل  $GARCH(1,1)-t$  بر اساس روابط (۱۸) و (۱۹) برای سری بازدهی قیمت‌های نقدی و آتی نمایش داده شده است. پارامترهای تخمین زده شده در سطح ۵٪ معنی‌دار هستند و نشان می‌دهد که مدل‌ها به خوبی برازش شده است. میزان درجه آزادی توزیع تی‌استیودنت برای بازدهی‌های قیمت نقدی و آتی بسیار مناسب است و نشان می‌دهد استفاده از توزیع تی‌استیودنت در مقایسه با حالت نرمال مناسب است.

جدول ۹: نتایج تخمین مدل  $GARCH(1,1)-t$

بازدهی قیمت آتی			بازدهی قیمت نقدی		
انحراف معیار	مقدار	آماره	انحراف معیار	مقدار	آماره
۰/۰۰۰۸۱	* -۰/۰۰۲۹	$\mu_f$	۰/۰۰۱۴	* -۰/۰۰۳۱	$\mu_s$
۰/۰۰۰۰۱۱	* ۰/۰۰۰۴۶	$\beta_0$	۰/۰۰۰۰۲	** ۰/۰۰۰۶۱	$\alpha_0$
۰/۰۳۴۸	** ۰/۰۷۹۱	$\beta_1$	۰/۱۲۳۴	** ۰/۵۶۴۱	$\alpha_1$
۰/۰۳۱۲	** ۰/۸۲۲۶	$\beta_2$	۰/۰۷۶۵	** ۰/۶۴۵۸	$\alpha_2$
۰/۴۸۷۹	** ۴/۳۳۰۰۷	$\nu^f$	۰/۴۲۱۶	** ۴/۲۱۱۸	$\nu^s$

توضیح: \* . \*\* به ترتیب به معنای در سطح ۵ درصد و یک درصد اشاره دارد.

منبع: یافته‌های تحقیق

#### ۴-۲-۴. نتایج توابع کاپولا

پس از تخمین مدل‌های حاشیه‌ای  $GARCH(1,1)-t$ ، پسماندهای استاندارد شده iid حاصل از این مدل‌های حاشیه‌ای به کمک تبدیل یکنواخت  $U(0,1)$  محاسبه شده و سپس پارامترهای مدل‌های کاپولا تخمین زده می‌شود. این تبدیلات به کمک تبدیل احتمالی انتگرال انجام می‌گیرند. به منظور یافتن ساختار وابستگی بین تغییرات بازدهی‌های نقدی و آتی شش نوع از توابع کاپولا به کار گرفته شده است. لذا در ابتدا جهت انتخاب مناسب‌ترین کاپولا، مقدار تابع درست‌نمایی (LL) و اطلاعات آکائیک (AIC) و اطلاعات بیزین (BIC) در جدول (۱۰) ارائه شده است. برای تفسیر وابستگی بین دو سری زمانی تابع کاپولا با توزیع حاشیه‌ای  $GARCH(1,1)-t$  بیان می‌شود که تابع کاپولایی بهترین عملکرد را دارد که کمترین معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز بیزینی و بیشترین مقدار برای تابع حداکثر راست‌نمایی را داشته باشد.

جدول ۱۰: مقایسه انواع توابع کاپولا

BIC	AIC	LL	تابع کاپولا
-۱۲۲/۴۵	-۱۲۲/۷۶	-۵۹/۳۵	تی استیودنت
-۱۱۵/۸۸	-۱۱۵/۹۱	-۵۳/۶۲	گامبل
-۹۲/۶۸	-۹۲/۸۶	-۴۷/۶۷	نرمال متغیر با زمان <sup>۱</sup>
-۹۱/۵۰	-۹۱/۵۳	-۴۷/۳۶	نرمال
-۷۳/۷۲	-۷۳/۷۴	-۳۶/۸۹	فرانک
-۶۱/۱۸	-۶۱/۲۰	-۳۰/۳۴	کلایتون

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۰) نشان می‌دهد که در درجه اول کاپولای تی استیودنت و سپس تابع کاپولای گامبل و نرمال متغیر با زمان دارای بهترین عملکرد نسبت به دیگر توابع می‌باشند. لذا این سه نوع از توابع کاپولا برای توضیح ساختار وابستگی مورد استفاده قرار خواهد گرفت. ضریب همبستگی تابع کاپولای نرمال برابر با  $0/7201$  می‌باشد. در وابستگی دنباله بالا در کاپولای گامبل برابر با  $0/601$  است که دال بر بیشتر بودن وابستگی دنباله مثبت نسبت به وابستگی دنباله منفی می‌باشد. از آنجایی که پارامتر تابع کاپولای نرمال متغیر زمانی، متغیر است، از متوسط ضریب همبستگی متغیر با زمان استفاده نموده و برابر با  $0/735$  است. برای بررسی ویژگی متغیر با زمان ضریب همبستگی، مدل  $DCC(1,1)$  بیان شده توسط انگل بکار برده شده و ضریب همبستگی کاپولای نرمال متغیر با زمان برابر با  $0/741$  می‌باشد. نسبت بهینه پوشش ریسک کاپولا و  $DCC$  در طی زمان تغییر می‌کنند، لذا میانگین نسبت بهینه پوشش ریسک را به کمک رابطه (۱۹) محاسبه نموده و نتایج در جدول (۱۱) اراده شده است:

جدول ۱۱: میانگین نسبت بهینه پوشش ریسک مدل‌های پویا

DCC	نرمال متغیر با زمان	گامبل	تی استیودنت
$0/805$	$0/794$	$0/781$	$0/776$

منبع: یافته‌های تحقیق

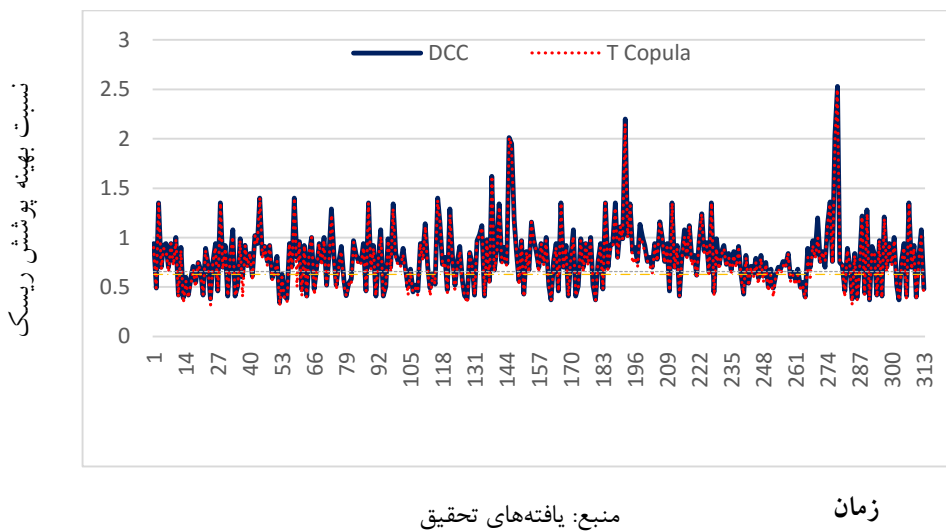
نمودار (۲) نشان می‌دهد که نسبت بهینه پوشش ریسک حاصل از مدل‌های نوسان‌پذیری چند متغیره فوق، طی زمان متغیر است. بزرگترین مقدار نسبت بهینه پوشش ریسک

<sup>1</sup>. Time-varying normal copula

<sup>2</sup>. the average of time-varying correlation coefficient

مربوط به مدل DCC-GARCH و برابر با  $0/805$  می‌باشد و بیان‌کننده آن است که پوشش‌دهندگان در بازار نفت خام، به منظور حداقل‌سازی ریسک پیش‌روی خود، باید در مقابل ۱ دلار فروش (موقعیت خرید) در بازار نقدی، حدود ۸۰ دلار آتی نفت بخرند (بفروشند).

نمودار ۲: مسیر زمانی نسبت بهینه پوشش ریسک معیارهای مختلف



#### ۳-۴. کارایی پوشش ریسک

به منظور دستیابی به کارایی بهینه پوشش ریسک که همان درصد کاهش واریانس پورتفولیو است، می‌بایست پورتفولیوی کالای نقدی و قرارداد آتی‌ها هر هفته بازنگری شود. بدین منظور، جهت محاسبه کارایی از رابطه (۷) استفاده شده و سپس کارایی مدل‌های مختلف با هم مقایسه گردیده است. با در نظر گرفتن درصد کاهش واریانس می‌توان نتیجه گرفت استراتژی‌های پویای DCC و کاپولا نسبت به مدل‌های پوشش ریسک ایستا از کارایی بالاتری برخوردارند. همچنین کاپولاهای تی استیودنت، گامبل و نرمال متغیر با زمان نسبت به مدل DCC عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهند. همچنین، از میان توابع کاپولای فوق، تابع کاپولای تی استیودنت دارای کارایی بهتری می‌باشد.



جدول ۱۲: مقایسه کارایی نرخ‌های پوششی حاصل از مدل‌های مختلف

مدل	واریانس	درصد کاهش واریانس
OLS	۰/۰۰۳۴۵۹	۸۶/۳۳۹۰
ECM	۰/۰۰۴۳۹۱	۸۷/۰۰۵۵
DCC	۰/۰۰۴۳۴۷	۹۰/۱۵۳۷
تی‌استیودنت	۰/۰۰۴۳۳۵	۹۰/۳۵۴۱
گامبل	۰/۰۰۴۳۴۱	۹۰/۰۰۹۱
نرمال متغیر با زمان	۰/۰۰۴۳۳۹	۹۰/۱۳۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

## ۵. نتیجه‌گیری

با توجه بازار آتی‌ها، بازار نفت خام دائما دستخوش تغییر و نوآوری‌های متعدد می‌باشد. نوسانات شدید قیمت نفت و نااطمینانی‌های موجود در بازار، اهمیت مدیریت ریسک بازار نفت را نمایان کرده است. همچنین انتخاب استراتژی مناسب پوشش ریسک بسیار مهم می‌باشد زیرا کارایی مدل پوشش ریسک به تابع هدف استراتژی پوشش ریسک بستگی دارد. در این مقاله، از مدل‌های OLS، ECM و DCC و Copula-GARCH برای تخمین نسبت بهینه پوشش بهینه ریسک بازدهی نقدی و آتی نفت خام استفاده شده است. لذا برای رسیدن به هدف از قرارداد آتی و داده‌های هفتگی ۲۰۱۸-۲۰۱۳ بورس به کار برده شده است.

نتایج حاصل از معیارهای مختلف پوشش ریسک OLS، ECM و DCC و Copula-GARCH نشان می‌دهند قراردادهای آتی می‌تواند در کاهش ریسک قیمت نفت موثر باشند، چرا که در تمامی حالات، نرخ پوششی حدود یک بوده و نشان‌دهنده این امر است که برای پوشش ریسک لازم است که به ازای هر قرارداد نقدی، یک قرارداد آتی نیز در نظر گرفته شود تا ریسک قیمت نفت خام کاهش یابد. با در نظر گرفتن درصد کاهش واریانس می‌توان نتیجه گرفت استراتژی‌های پویای DCC و کاپولا نسبت به مدل‌های پوشش ریسک ایستا از کارایی بالاتری برخوردارند. همچنین کاپولاهای تی‌استیودنت، گامبل و نرمال متغیر با زمان نسبت به مدل DCC عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهند. همچنین، از میان توابع کاپولای فوق، تابع کاپولای تی‌استیودنت دارای کارایی بهتری می‌باشد. به طور کلی نتایج نشان می‌دهند که در نظر گرفتن وابستگی‌های بلندمدت، دم چاق، ویژگی نوسان‌پذیری. رابطه غیرخطی میان بازده نقدی و آتی برای بهبود کارایی پوشش ریسک بسیار مهم می‌باشد.

درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام، تاثیر قابل ملاحظه بر اقتصاد ایران دارد، از این رو تثبیت و پوشش ریسک درآمدهای نفتی به منظور دستیابی به یک اقتصاد باثبات، ضروری و لازم است. از سویی، بازارهای نفت خام، همیشه مواجه با نوسانات قابل ملاحظه در قیمت می‌باشد به طوری که درآمدهای نفتی به دلیل تغییرات غیر قابل پیش‌بینی قیمت‌های نفت نوسانات زیادی داشته و همین تغییرات قیمت باعث بوجود آمدن ریسک درآمدهای نفتی شده است. لذا بسیاری از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در جستجوی راهی برای کاهش ریسک مبادلاتی خود در بازارها هستند برای کاهش ریسک در بازارهای نااطمینان مانند بازار نفت ابزارهایی مانند مشتقات مالی پیشنهاد می‌شود.

برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود از مدل‌های پیچیده‌تر GARCH برای بررسی و مطالعه تلاطم‌ها استفاده نمود. بنابراین برای مطالعات آتی پیشنهاد می‌گردد وجود علائم حافظه بلند مدت بررسی گردد و سپس از مدل‌های کاپولای مبتنی بر FIGARCH و EVT برای مطالعه مدیریت ریسک بازار نفت خام استفاده گردد. زیرا چنین مدل‌هایی، حافظه بلندمدت، ناهمگنی، اثر نامتقارن و مشاهدات مرزی را به طور هم زمان در سری‌های بازگشتی در نظر می‌گیرند و انعطاف‌پذیری بیشتری در بررسی وابستگی مدل بین بازارها یا عوامل خطر فراهم می‌کنند.

### فهرست منابع:

- ابراهیمی، محسن و قنبری علیرضا (۱۳۸۸)، پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۳): ۱۷۳-۲۰۴.
- پیش‌بهار، اسماعیل و عابدی، سحر (۱۳۹۶)، محاسبه ارزش در معرض خطر پرتفوی: کاربرد رهیافت کاپولا، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۸(۳۰): ۸-۳۰.
- سجاد، رسول و طروسیان، آدنا (۱۳۹۳)، نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز به وسیله قراردادهای آتی سکه طلا در ایران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری، ۳: ۲۴-۱.
- فرزانگان، الهام (۱۳۹۷)، استراتژی پوشش ریسک قیمت سکه بهار آزادی: مقایسه بین رویکردهای ADCC، GO-GARCH، GARCH مبتنی بر کاپیولا، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۳(۷۵): ۱۶۶-۱۳۷.
- فلاح‌پور، سعید و احمدی، احسان (۱۳۹۳)، تخمین ارزش در معرض ریسک پورتفوی نفت و طلا با بهرمندی از روش کاپیولا-گارچ، مجله تحقیقات مالی، ۱۶(۲): ۳۰۹-۳۲۶.
- کشاوری حداد، غلامرضا و حیرانی، مهرداد (۱۳۹۳)، برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی؛ رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا، تحقیقات اقتصادی، ۴۹(۳): ۸۶۹-۹۰۲.

- Bollerslev, T. (1990), Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model, *Review of Economics and statistics*, 72(3): 498-505.
- Chang, C. L., McAleer, M. & Tansuchat, R. (2011), Crude oil hedging strategies using dynamic multivariate GARCH, *Energy Economics*, 33: 912–923.
- Christos, F. & Dimitrios, V. (2006), Samuelson’s hypothesis in Greek stock index futures market, *Investment Management and Financial Innovations*, 3: 154-170.
- Ederington, L. H. (1979), The hedging performance of the new futures markets, *The Journal of Finance*, 34(1): 157-170.
- Ghorbel, A. & Trabelsi, A. (2012), Optimal dynamic hedging strategy with futures oil markets via FIEGARCH-EVT copula models, *International Journal of Managerial and Financial Accounting*, 4: 1-28.
- Ghosh, A. (1993), Hedging with stock index futures: Estimation and forecasting with error correction model, *Journal of futures markets*, 13(7): 743-752.
- Herbst, A. F., Kare, D. D. & Marshall, J. F. (1993), A time varying, convergence adjusted hedge ratio model, *Advances in Futures and Options Research*, 6: 137-155.
- Hou, Y. & Li, S. (2013), Price Discovery in Chinese Stock Index Futures Market: New Evidence Based on Intraday Data, *Asia-Pacific Finan Markets* 20: 49–70.
- Hull, J. C. (2003), *Options futures and other derivatives*: Pearson Education India.
- Ifa, D. & Ghorbel, A. (2015), Optimal hedging strategy with futures oil markets via FIEGARCH copula model, *American Journal of Finance and Accounting*, 4(2): 151-171.
- Johnson, L. (1960), The theory of hedging and speculation in commodity futures, *review of Economics and statistics*: October.
- Kang, W., Ratti, R. A. & Yoon, K. H. (2015), Time-varying effect of oil market shocks on the stock market, *Journal of Banking & Finance*, 61: S150-S163.
- Kotkatvuori-Örnberg, J. (2016), Dynamic conditional copula correlation and optimal hedge ratios with currency futures, *International Review of Financial Analysis*, 47(C): 60-69.

- Kroner, K. F. & Sultan, J. (1993), Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures, *Journal of financial and quantitative analysis*, 28(4): 535-551.
- Lai, Y.H. (2018), Dynamic hedging with futures: a copula-based GARCH model with high-frequency data, *Review of Derivatives Research*, 21(3): 307-329.
- Lai, Y.H., Cathy, W.S. C. & Gerlach, R. (2009), Optimal dynamic hedging via copula threshold-GARCH models, *Mathematics and Computers in Simulation*, 79: 1-16.
- Lien, D. & Luo, X. (1993), Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets, *The Journal of Futures Markets (1986-1998)*, 13(8): 909.
- Lien, D. & Tse, Y. K. (1999), Fractional cointegration and futures hedging. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 19(4): 457-474.
- Markowitz, H. (1959), Portfolio selection, *Investment under Uncertainty*.
- Melnikov, A. & Smirnov, I. (2012), Dynamic hedging of conditional value-at-risk, *Insurance: Mathematics and Economics*, 51: 182-190.
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Shahzad, S. J. H. & Shahbaz, M. (2017), Modeling systemic risk and dependence structure between oil and stock markets using a variational mode decomposition-based copula method, *Journal of Banking & Finance*, 75: 258-279.
- Patton, A. (2004), On the out-of-sample importance of skewness and asymmetric dependence for asset allocation, *Journal of Financial Econometrics*, 2 (1): 130-168.
- Patton, A. J. (2006), Modelling asymmetric exchange rate dependence, *International economic review*, 47(2): 527-556
- Sadorsky, P. (1999), Oil price shocks and stock market activity, *Energy economics*, 21(5): 449-469.
- Sklar, A. (1959), Fonctions de répartition à n- dimensions et leurs marges, *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, 8: 229-231.
- Stein, J. L. (1976), The simultaneous determination of spot and futures prices, *The Economics of Futures Trading* (pp. 124-130): Springer.
- Sim, A. B. & Zurbrugg, R. (2001), Dynamic Hedging Effectiveness in South Korean Index Futures and the Impact of the Asian Financial Crisis, *Asia-Pacific Financial Markets*, 8: 237-258.
- Tong, H. S. (1996), An examination of dynamic hedging, *Journal of International Money and Finance*, 15: 19-35.

- Tsay, R. S. (2005), Analysis of financial time series (Vol. 543): John wiley & sons.
- Tse, Y. K., Lien, D. & Tsui, A.K.C. (2002), Evaluating the hedging performance of the constant-correlation GARCH models, Applied Financial Econometrics, 12: 791-798.
- Working, H. (1953), Hedging reconsidered, Journal of Farm Economics, 35(4): 544-561.
- Wei, Y., Wang, Y. & Huang, D. (2011), A copula-multifractal volatility hedging model for CSI 300 index futures, Physica A, 390: 1-13.
- Joe, H. & Xu, J. J. (1996), The Estimation Method of Inference Functions for Margins for Multivariate Models.
- Yang, W. J. (2001), M-GARCH hedge ratios and hedging effectiveness in Australian futures markets, Available at SSRN 259968.
- Yah, S.C. & Gannoun, G.L. (2000), Comparing trading performance of the constant and dynamic hedge models: a note, Review of Quantitative Finance and Accounting, 14: 155-160.
- Zanotti, G., Giampaolo, G. & Geranio, M. (2010), Hedging with futures: Efficacy of GARCH correlation models to European electricity markets. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 20: 135-148.