Archive of SID

فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال شانزدهم / شماره ۶۵/ تابستان ۱۳۹۹/ صفحات ۱۳۶-۱۰۳

استراتژی‌های پوشش ریسک کالاهای انرژی

سیمین آل‌علی
دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز
Simin.alali@yahoo.com

قدرت‌اله امام‌وردی[۱]
استادیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز،
ghemamverdi@iauctb.ac.ir

عباسعلی ابونوری
دانشیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز،
aabounoori@yahoo.com

ابوالفضل غیاثوند
استادیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز،
a.ghiasvand@iauctb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۲۱

چکیده

این مقاله موضوع پوشش ریسک کالاهای انرژی را بیان می‌کند. هدف مطالعه، انتخاب بهترین استراتژی پوشش ریسک است که توانایی کاهش ریسک نوسانات قیمت کالا در بازار را دارد. بنابراین، از روش‌های حداقل مربعات معمولی، مدل خودرگرسیون‌برداری، مدل‌های ناهمسانی شرطی اتورگرسیو و کاپولا استفاده شده است. ابزارهای لازم برای تخمین مدل، قیمت‌های آنی و آتی نفت خام و گاز طبیعی می‌باشند. همچنین داده‌های هفتگی طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۱۳ برای تخمین مدل‌ها به‌کار گرفته شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که بیشترین میانگین نسبت بهینه پوشش ریسک مدل‌های پویا نفت خام و گاز طبیعی مربوط به روش CCC & DCC GARCH بوده است. همچنین در بررسی کارایی بر اساس داده‌های درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای می‌توان نتیجه گرفت استراتژی‌های پویا نسبت به روش‌های ایستا از کارایی بالاتری برخوردار می‌باشند. همچنین توابع کاپولا نسبت به مدل DCC GARCH عملکردی بهتری از خود نشان می‌دهد. همچنین از میان توابع کاپولای نرمال، گامبل و کلایتون می‌توان گفت که کاپولای نرمال دارای بدترین عملکرد و کاپولای گامبل دارای بیشترین کارایی می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C22, C58, G13
کلیدواژه‌ها: پوشش ریسک، قرارداد آتی، حداقل واریانس، کاپولا

---

۱. نویسنده مسئول

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

سیر تحولات اقتصادی در قرن‌های اخیر با کاربرد انرژی‌های متنوع همراه بوده است. هر یک از کالاهای انرژی دارای ویژگی‌های خاص و منحصربه‌فردی است که بر رفتار قیمتی آن کالا در بازار تأثیر گذاشته و منجر به نوسانات قیمتی طی زمان و بروز بی‌ثباتی در اقتصاد می‌شوند. از آن‌جایی‌که اقتصاد ایران به‌شدت به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز وابسته است، تثبیت و پوشش ریسک[1] این‌گونه درآمدها لازم و ضروری می‌باشد. زیرا قیمت انرژی به‌عنوان یک نهاده بحرانی تولید تلقی شده و بر عملکرد اقتصاد تأثیر می‌گذارد.

سیاست فعال پوشش ریسک بر موضوعات مهم اقتصاد کلان و خرد تأثیر می‌گذارد. به همین دلیل بسیاری از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در جستجوی راهی برای کاهش ریسک مبادلاتی خود در بازارها هستند و در این راستا از ابزارهای مشتق شده نظیر قراردادهای آتی‌ها برای پوشش ریسک استفاده می‌کنند. مفهوم پایه‌ای پوشش ریسک در ترکیب سرمایه‌گذاری‌ها در بازار آنی و آتی یا شکل دادن سبدی از دارایی‌ها به‌منظور حذف یا کاهش نوسانات ارزش، نهفته است. بنابراین تعیین تعداد بهینه قراردادهای آتی که باید برای مقابله با ریسک نوسانات قیمت دارایی پایه نگهداری کند را می‌توان به کمک محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک[2] به‌دست آورد.

ادبیات موجود نشان می‌دهد محققان به‌طور گسترده‌ای قرارداد آتی را برای حداقل‌سازی ریسک نوسانات قیمت در بازار آنی به‌کار برده‌اند. در این مطالعات روش‌های مختلف اقتصادسنجی برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک به‌کار رفته است. همچنین عملکرد هریک از مدل‌های به‌کار رفته مورد سنجش قرار گرفته تا مشخص گردد مناسبت‌ترین مدل برای پوشش ریسک کدام مدل است.

هدف مطالعه حاضر عبارت است از کاهش ریسک مالی کالاهای انرژی با استفاده از قراردادهای آتی می‌باشد بدین منظور از استراتژی‌های ایستا (OLS، VECM) و پویا (GARCH و کاپولا گارچ شرطی) برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک بهینه

1. Hedging
2. Optimal Hedge Ratio.

www.SID.ir

Archive of SID

استفاده می‌گردد. سپس کارایی استراتژی‌های مختلف پوشش ریسک مقایسه شده و بهترین استراتژی معرفی خواهد شد.

ساختار مقاله بدین ترتیب می‌باشد که در ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق مورد بحث قرار گرفته و سپس داده‌ها معرفی می‌شوند. در بخش بعدی، نتایج تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش‌های گوناگون ارائه و بر اساس معیار کارایی با هم مقایسه می‌شوند. در پایان نتیجه‌گیری، توصیه‌ها و پیشنهادهای لازم برای سیاست‌گذاران ارائه خواهد شد.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

اولین مطالعات در زمینه پوشش ریسک به کمک قراردادهای آتی به سال ۱۹۲۰ و با مطرح شدن نظریه سنتی یک‌به‌یک آغاز شد. سپس مارکویتز[1] (۱۹۵۲) ایده اصلی پوشش ریسک را در چارچوب میانگین- واریانس مطرح نمود. در ادامه ورکینگ[2] (۱۹۵۳) انگیزه اصلی پوشش ریسک را بهره‌گیری از تغییرات پدید آمده در مبنا و به دست آوردن سود با خرید و فروش به موقع کالا دانست. همچنین جانسون (۱۹۶۰) و استین (۱۹۶۰) چارچوب تئوریکی برای پوشش ریسک در بازار مالی را معرفی نمودند. ادرینگتون (۱۹۷۹) تئوری پورتفوی جانسون و استین را گسترش داده و تئوری پوشش ریسک حداقل واریانس را به کمک رهیافت OLS مطرح کرد.

هربست و همکاران[3] (۱۹۹۳) نشان دادند روش OLS منجر به همبستگی سریالی در پسماندها می‌شود. لذا برای رفع مشکل تورش، مدل VAR را پیشنهاد نمودند. سپس گوش[4] (۱۹۹۳) رابطه همجمعی بین داده‌های سری زمانی قیمت‌های آتی و آنی را به‌دست آورد. لین‌ولو[5] (۱۹۹۶) نشان دادند رابطه هم‌انباشتگی بین بازارهای آنی و آتی به دلیل عدم لحاظ جمله تصحیح خطا، نسبت پوشش ریسک را کمتر از حد برآورد می‌نماید. بر این اساس مدل‌های ARCH و GARCH به‌کار گرفته شدند. پس از آن،

1. Markowitz, Markowitz
2. Working, Working
3. Herbst, Herbst, Kare, & Marshall
4. Ghosh, Ghosh
5. Lien & Luo, Lien & Luo

www.SID.ir

Archive of SID

به‌دلیل افزایش نوسانات بازارهای مالی و در نتیجه تغییر کوواریانس‌ها و همبستگی در طی زمان، توابع کاپولا مورد توجه قرار گرفتند.

یکی از جدیدترین مطالعات در سطح بین‌المللی توسط منسی و همکاران[1] (۲۰۱۷) صورت گرفته است. در این پژوهش ریسک سیستماتیک و ساختار همبستگی میان نفت و بازار سهام به کمک روش کاپولا مدل‌سازی گردیده است. نتایج نشان می‌دهند که برای سری بازده خام، وابستگی دنباله‌ای (دم) بین نفت و بازار سهام وجود دارد. کانگ و همکاران[2] (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[3] (۱۹۹۹) از GARCH چند متغیره در جهت بررسی همبستگی و انتقال نوسانات میان نفت و بازار سهام استفاده نمود.

در داخل کشور نیز مطالعه فرزانگان (۱۳۹۷) توابع کاپولا را به‌منظور پوشش ریسک قیمت سکه بهار آزادی در طی دوره ۹۵-۱۳۸۹ به‌کار برده است. همچنین پیش بهار و عابدی (۱۳۹۵) ارزش در معرض خطر پرتفوی لبنیات و قند را 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 کاپولا ارزش در معرض ریسک محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران در بازه زمانی دی ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۱ را 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 طی دوره ۵ ساله ۲۰۱۷- ۲۰۱۲ را 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. انصاری اردلی و همکاران (۱۳۹۳) نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار گاز طبیعی را به کمک قراردادهای آتی بورس طی دوره

1. Mensi et al, Mensi, Hammoudeh, Shahzad, & Shahbaz
2. Kang et al., Kang, Ratti, & Yoon
3. Sadorsky, Sadorsky

www.SID.ir

Archive of SID

۲۰۱۳-۲۰۰۰ و با کمک مدل‌های OLS، VECM-GARCH و BEKK- GARCH برآورد نمودند، سپس با مقایسه ریسک و اثربخشی حالت‌های بدون پوشش و پوشش یافته نتیجه گرفتند که استفاده از قراردادهای آتی‌ها توجیه‌پذیر است. همچنین با طولانی شدن سررسید قراردادهای آتی‌ها، نرخ‌های پوششی ریسک در مدل‌های پویا برای تمامی قراردادها افزایش می‌یابد. 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 GARCH مناسب‌تر هستند. ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۵) پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی ایران مطالعه و نشان دادند ریسک با استفاده از قراردادهای آتی کاهش خواهد یافت.

۳- نوآوری و مشارکت علمی تحقیق

این مطالعه در ادامه مطالعات قبلی نظیر علیمرادی (۱۳۹۲) و ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۵) در زمینه کاهش ریسک مالی کالاهای انرژی انجام یافته است. علیمرادی (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های قراردادهای آتی گاز طبیعی بورس نایمکس و مدل‌های OLS، VECM و گارچ دو متغیره، نسبت‌های بهینه پوشش ریسک را محاسبه نموده است. وی بر مقایسه اثربخشی مدل‌های مورد استفاده تأکید داشته است. همچنین ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۵) داده‌های نفت خام قراردادهای آتی یک تا چهارماهه بورس نایمکس و مدل‌های OLS و BV-GARCH را برای محاسبه نسبت بهینه پوشش به‌کار برده‌اند. در این مطالعات از میان مدل‌های پویا فقط مدل‌های GARCH تک یا دو متغیره تخمین زده شده‌اند. در حالی‌که حالت‌های مختلف مدل GARCH از منظر تجربی نسبت به روش‌های OLS و VECM مزیت دارند. زیرا نسبت‌های بهینه پوشش ریسک روش‌های مختلف مدل GARCH به دلیل پویا بودن می‌بایست همواره مورد محاسبه قرار گرفته و فرد پوشش‌دهنده ریسک به‌طور پیوسته نسبت به تعدیل موقعیت‌های تعهدی خود در بازار آتی اقدام نماید. منطقی است که فرد از طریق روش‌های پیچیده‌تر، تعداد قراردادهای آتی مورد نیاز برای کاهش ریسک را محاسبه نماید. همچنین با توجه به گسترش ادبیات مالی محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس و با توجه به نقص فرض مدل‌های چند متغیره پویا مبنی بر وجود توزیع نرمال مشترک در ساختار وابستگی بین متغیرها، روش کاپولا به‌کار رفته است. مدل‌های

www.SID.ir

Archive of SID

کاپولا قابلیت لحاظ ساختار وابستگی غیرنرمال در متغیرهای مالی و وابستگی‌های غیرخطی را دارد؛ بنابراین تمرکز این مطالعه بر محاسبه نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس با استفاده از روش‌های پویا می‌باشد و ضمن محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک با هر یک از آن‌ها، کارایی این روش‌ها با یکدیگر و روش ایستای حداقل مربعات و VECM مقایسه گردیده و کاراترین استراتژی با استفاده از معیار اثربخشی پوشش ریسک مشخص می‌گردد. همچنین این پژوهش از نظر هدف کاربردی است و با تشکیل پورتفویی متشکل از کالاهای انرژی به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا مدل اتورگرسیو شرطی دو متغیره با همبستگی پویا و کاپولای مبتنی بر آن ریسک پورتفوی را نسبت به روش‌های ایستا دقیق‌تر مقایسه می‌کند یا خیر؟

۴- مبانی نظری

پوشش ریسک در بازار انرژی به‌عنوان فرآیندی تعریف می‌شود که در آن یک سازمان با اتخاذ یک موقعیت در بازار مشتقات[1]، خود را در مقابل تغییرات نامطلوب قیمت محافظت کند (درخشان، ۱۳۹۰). لذا یکی از مهم‌ترین مسائل نظری در پوشش ریسک به‌دست آوردن نرخ بهینه پوشش ریسک می‌باشد و مقدار این نرخ به تابع هدف بستگی دارد. به‌طورکلی روش‌های استخراج این نرخ به دو روش حداقل‌کننده ریسک[2] و حداکثرکننده مطلوبیت[3] تقسیم می‌گردند (انصاری اردلی و همکاران، ۱۳۹۶). در مطالعات مختلف، معیاری‌های متعددی برای اندازه‌گیری ریسک معرفی شده‌اند که با حداقل نمودن آن نسبت بهینه پوشش ریسک به‌دست می‌آید. واریانس یکی از قدیمی‌ترین معیارهای ریسک می‌باشد که با حداقل نمودن آن نسبت پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس استخراج می‌گردد. مهم‌ترین ایراد روش حداقل‌کننده ریسک این است که بازدهی انتظاری سبد دارایی نادیده گرفته می‌شود. روش‌های حداکثرکننده مطلوبیت هم ریسک دارایی و هم بازده انتظاری سبد دارایی را به‌صورت همزمان جهت استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک مورد استفاده قرار می‌دهد (هال، ۲۰۰۳). هر دو روش بیان شده دارای مزایا و معایب مربوط به خود هستند، با این وجود به علت سهولت

1. Derivatives
2. Minimizing Risk
3. Utility Maximizing

www.SID.ir

Archive of SID

و جامعیت نسبت پوشش ریسک حداقل کننده واریانس، محققان توافق دارند روش حداقل واریانس ملاک مقایسه با سایر روش‌ها می‌باشد (فیگلوسکی، ۱۹۸۵)

نخستین بار جانسون[1] (۱۹۶۰) و سپس استین[2] (۱۹۶۱) نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس را استخراج نمودند. برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک ابتدا به تعریف معیار ریسک اقدام نمودند و از واریانس تغییرات ارزش سبد دارایی برای اندازه‌گیری ریسک استفاده نمودند. لذا سبد دارایی را لحاظ نمودند که در آن فرد پوشش‌دهنده ریسک تنها دارای یک موقعیت در بازار آنی است (به‌عنوان متغیر برون‌زا) که در کنار آن به تعداد لازم قرارداد آتی (برای دارایی پایه موردنظر) را نگهداری می‌نماید که با این ترکیب تعداد موقعیت‌های تعهدی در بازار متغیر درون‌زا وی خواهد بود (هال[3]، ۲۰۰۳).

به‌طور مشخص، سبد دارایی را که در آن C_S واحد موقعیت خرید در بازار نقدی و C_f واحد موقعیت فروش در بازار آتی، وجود دارد، در نظر گرفته می‌شود. از آنجایی که قراردادهای آتی برای کاهش نوسان‌های قیمت در بازار آنی مورد استفاده قرار می‌گیرند، به این سبد دارایی اصطلاحاً سبد دارایی پوشش ریسک داده شده[4] گفته می‌شود. بازدهی این سبد عبارت است از:

$$R_h = \frac{C_S S_t R_S - C_f F_t R_f}{C_S S_t} = R_S - hR_f \qquad (۱)$$

که در آن $h = \frac{C_f F_t}{C_S S_t}$ تعداد قراردادهای آتی مورد نیاز (نسبت بهینه پوشش ریسک)، R_h بازدهی سبد دارایی، R_S بازدهی موقعیت نقدی و R_f بازدهی موقعیت تعهدی فرد در قراردادهای آتی است. بازدهی موقعیت آنی و آتی از تفاضل قیمت‌های آنی و آتی دارایی پایه در یک دوره زمانی نسبت به دوره قبل به دست می‌آید:

$$R_s = \frac{s_{t+1} - s_t}{s_t} \qquad (۲)$$

$$R_f = \frac{f_{t+1} - f_t}{f_t} \qquad (۳)$$

1. Johnson, Johnson
2. Stein, Stein
3. Hull, Hull
4. Hedged Portfolio

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن s_t قیمت دارایی پایه در بازار آنی و f_t قیمت آن در بازار آتی است. واریانس بازدهی این سبد دارایی عبارت است از:

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

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

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

در نتیجه به h^* یا نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس، دست خواهیم یافت:

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

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

پس از محاسبه MV، اثربخشی پوشش ریسک استراتژی‌های مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد. هدف از بررسی اثربخشی، پاسخ به این سؤال است که چنانچه فرد پوشش‌دهنده ریسک به دنبال بهترین حالت پوشش ریسک باشد و تنها ابزار موجود برای مقابله با نوسانات قیمت قراردادهای آتی دارایی پایه موردنظر باشد، آن‌گاه وی نسبت پوشش ریسک را بر مبنای چه روشی تخمین یا محاسبه نماید که بتواند مؤثرتر از سایر روش‌ها باشد. بدین منظور در ابتدا دو سبد تشکیل می‌شود؛ در سبد نخست فرد هیچ قرارداد آتی نگهداری نمی‌نماید و صرفاً یک موقعیت تعهدی در بازار آنی در سبد خود دارد. در سبد دوم، فرد علاوه بر این که یک موقعیت در بازار آنی دارد، به میزانی که نسبت بهینه پوشش ریسک روش‌های مختلف تخمین مشخص نموده‌اند، قرارداد آتی دارایی پایه را نیز نگهداری می‌نمایند. سبدی که صرفاً مشتمل بر یک موقعیت در بازار

www.SID.ir

Archive of SID

آنی است، سبد بدون پوشش[1] و سبدی که در آن به‌واسطه قراردادهای آتی، پوشش ریسک انجام شده است را سبد پوشش داده شده[2] می‌نامند.

ادرینگتون[3] (۱۹۷۹) و یانگ[4] (۲۰۰۱) معیار کارایی پوشش ریسک را به‌صورت نسبت واریانس موقعیت پوشش داده نشده منهای واریانس موقعیت پوشش یافته به واریانس موقعیت پوشش داده نشده معرفی می‌کنند.

$$HE = \frac{\sigma_v^2 - \sigma_H^2}{\sigma_v^2} \qquad (۷)$$

HE، نشان‌دهنده کارایی پوشش ریسک، σ_H^2، واریانس پورتفولیوی پوششی و σ_v^2، واریانس پورتفولیوی غیرپوششی می‌باشند. واضح است که هر چقدر قراردادهای آتی با آنی بیشتر هماهنگ باشند، در نتیجه سبد انرژی با ریسک پایین‌تری روبه‌رو خواهد بود. به عبارت دیگر کاهش ریسک بالاتر خواهد بود و ضریب HE به یک نزدیک‌تر خواهد بود که این مسأله بدان معناست که کاهش ریسک صد در صد می‌باشد.

۵- روش‌شناسی تحقیق

این قسمت به دو بخش تقسیم می‌گردد: در بخش نخست مدل‌های اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی، تصحیح خطای برداری، اتورگرسیو شرطی ثابت و متغیر و توابع کاپولا گارچ شرطی برای محاسبه نرخ‌های بهینه پوشش ریسک برآورد می‌گردد سپس، در بخش دوم کارایی نرخ‌های پوششی روش‌های مختلف با یکدیگر و مقایسه و در نهایت بهترین نرخ پوششی انتخاب خواهد شد.

مدل مربعات معمولی

قدیمی‌ترین رهیافت تخمین MV، حداقل مربعات معمولی (۸) می‌باشد. در روش حداقل مربعات معمولی، رگرسیون قیمت‌های آنی بر روی قیمت‌های آتی انجام می‌شود؛ بنابراین از آنجایی‌که پوشش‌دهندگان ریسک از نظر تئوری سعی می‌کنند تغییرات غیرمنتظره قیمت را کاهش دهند، لذا مدل رگرسیون خطی کلاسیک به شکل رابطه

1. Uncovered Portfolios
2. Hedged Portfolio
3. Ederington, Ederington
4. Yang, Yang

www.SID.ir

Archive of SID

(۸) تخمین زده می‌شود. در این رگرسیون ΔS_i و ΔF_i، به ترتیب تغییرات قیمت‌های آنی و آتی، α جمله ثابت، β شیب یا ضریب زاویه رگرسیون می‌باشند. از نظر آماری می‌توان ثابت کرد ضریب زاویه رگرسیون دو متغیره برابر نسبت کوواریانس آن دو متغیر به واریانس متغیر مستقل است.

$$\Delta S_i = \alpha + \beta \Delta F_i + \varepsilon_i \qquad (۸)$$

مدل رگرسیون برداری (VAR)

هربست و همکاران (۱۹۹۳) بیان می‌نمایند که در روش OLS فرض می‌شود که رابطه میان قیمت‌های آنی و آتی و ماتریس واریانس- کوواریانس ثابت می‌باشد، لذا منجر به تخمین‌های تورش‌دار می‌شود. بعلاوه، نوسانات در بازارهای آتی و آنی بر روی نوسانات قیمت بازار آنی تأثیر داشته که در مدل رگرسیونی به آن توجه نمی‌شود که این نواقص با استفاده از یک مدل رگرسیون برداری (VAR) قابل حل است.

مدل تصحیح خطای برداری

عدم توجه به تأثیر همجمعی بین دو سری زمانی به‌عنوان مشکل مدل VAR معرفی شده است. لذا آزمون همجمعی و تخمین بردارهای همجمعی مسأله مهمی در تعیین نرخ پوششی بهینه می‌باشد. لذا گوش (۱۹۹۳)، کرونر و سلطان[1] (۱۹۹۶) رابطه همجمعی را محاسبه نمودند.

آزمون ریشه واحد و همجمعی

آزمون ریشه واحد یکی از معمولی‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص ایستایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد و آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته ADF و فیلیپس پرون از روش‌های انجام آن است. اگر سری زمانی قیمت‌ها در سطح پایا نبودند، آزمون‌های پایایی برای تفاضل مرتبه اول آنها انجام داده و این کار را تکرار می‌کنیم تا پایایی حاصل شود؛ اما این روش باعث می‌شود که در اثر تفاضل‌گیری، بسیاری از اطلاعات مفید در سطح از بین روند. لذا، همجمعی راه حل این مشکل خواهد بود.

مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل

1. Kroner and Sultan, Kroner & Sultan

www.SID.ir

Archive of SID

دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی بوده باشند (ناپایا باشند)؛ اما در طول زمان ممکن است یکدیگر را به‌خوبی دنبال کنند. به‌گونه‌ای که تفاضل بین آنها ایستا باشد؛ به عبارت دیگر اگر دو سری زمانی همجمع از درجه d باشند، می‌توانند همجمع باشند. روش‌های متعددی برای تشخیص همجمعی وجود دارد که در این مقاله از روش جوهانسون جوسیلیوس استفاده می‌شود.

تصریح مدل تصحیح خطای برداری

با اثبات وجود رابطه همجمعی بین قیمت‌های آتی و آنی باید بردار همجمعی وارد مدل VAR لحاظ گردد؛ زیرا لین و تسی[1] (۱۹۹۹) نشان دادند که اگر جمله تصحیح خطا در معادله در نظر گرفته نشود، رابطه هم‌انباشتگی بین بازارهای آنی و آتی باعث برآورد کمتر نسبت پوشش ریسک می‌شود. مدل تصحیح خطای برداری به‌صورت زیر تشکیل می‌گردد:

$$\Delta S_t = C_S + \sum_{i=1}^{K} \beta_{S,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{S,i} \Delta F_{t-i} + \alpha_S E_{t-1} + \varepsilon_{S,t} \qquad (۹)$$

$$\Delta F_t = C_F + \sum_{i=1}^{K} \beta_{F,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{F,i} \Delta F_{t-i} + \alpha_F E_{t-1} + \varepsilon_{F,t} \qquad (۱۰)$$

C عرض از مبدأ و $\varepsilon_{S,t}$ و $\varepsilon_{F,t}$ نوفه سفید[2] هستند. K ، مرتبه مدل است که باید تعیین شود... E_{t-1} جمله تصحیح خطا که مقدار تعدیل متغیر وابسته با انحراف دوره قبل، برای دوره بلندمدت را اندازه‌گیری می‌کند.

$$E_{t-1} = S_{t-i} + \alpha \Delta F_{t-i} \qquad (۱۱)$$

α، برداری همجمعی است. α_S و α_f نیز سرعت تعدیل پارامترها را بیان می‌کند.

در معادلات $\varepsilon_{S,t}$ و $\varepsilon_{F,t}$ اجزای اخلال بوده که مستقل از هم هستند. اجزای اخلال در معادلات ۹ و ۱۰ بیانگر میزان تغییراتی از قیمت‌های آتی و آنی هستند که توضیح داده نشده باقی مانده‌اند؛ بنابراین می‌توان از ماتریس واریانس- کوواریانس اجزای اخلال استفاده کرد و بر اساس معادله (۱۲) نسبت بهینه پوشش ریسک را محاسبه نمود.

$$h = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_{ff}} \qquad (۱۲)$$

1. Lien & Tse, Lien & Tse
2. White-noise

www.SID.ir

Archive of SID

σ_{sf}، کوواریانس بین اجزای اخلال و σ_{ff} واریانس جز اخلال قیمت‌های آتی می‌باشد.

مدل اتورگرسیو دو متغیره شرطی با همبستگی ثابت و پویا

فرض ثبات ریسک در بازارهای آنی و آتی در طول زمان اشکال عمده مدل VECM است، زیرا وجود اطلاعات جدید سبب تغییر ریسک دارایی‌های گوناگون می‌شوند. یکی دیگر از اشکالاتی که در تخمین OLS وجود دارد و در روش VAR و VECM همچنان باقی ماند، استفاده از گشتاورهای غیرشرطی مرتبه دوم در این مدل‌ها است که به همین دلیل یک نسبت بهینه ثابت برای کل دوره به دست آمد.

بولراسیو[1] (۱۹۹۰) و کرونر و سلطان (۱۹۹۱)، نسبت پوشش در طول زمان متغیر را با استفاده از نسخه‌های مختلف مدل گارچ برآورد کردند. مدل‌های ARCH و GARCH هم از تمام اطلاعات موجود استفاده می‌کنند و هم گشتاورهای شرطی مرتبه دوم را به کار می‌برند. خصوصاً در داده‌های مربوط به بازدهی در بازارهای مالی مشاهده می‌شود که تغییرات بزرگ در بازدهی، تغییرات بزرگ‌تری را در بازدهی به دنبال دارد؛ به عبارت دیگر زمانی که بازدهی دارایی در بازار مالی تغییرات غیرمنظره زیادی در جهت کاهش یا افزایش داشته باشد، آنگاه معامله‌گر واریانس انتظاری بازدهی دارایی را برای دوره بعد افزایش خواهد داد (علیمرادی، ۱۳۹۲). در مدل گارچ چند متغیره پویا علاوه بر واریانس‌ها، کواریانس‌ها نیز اجازه تغییر در طول زمان را دارند. ازآنجاکه تلاطم‌های بازارهای مالی مختلف در طول زمان با هم حرکت می‌کنند به‌کارگیری مدل‌های GARCH چند متغیره که امکان تعامل این بازارها را میسر کند امری ضروری است. در این تحقیق از دو نوع گارچ چندمتغیره با همبستگی شرطی ثابت[2] و پویا[3] استفاده خواهد شد که در ادامه به معرفی آنها پرداخته می‌شود.

مدل اتورگرسیو دو متغیره شرطی با همبستگی 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، براساس

1. Bollerslev, Bollerslev
2. Constant conditional correlation GARCH
3. Dynamic conditional correlation GARCH

www.SID.ir

Archive of SID

واریانس شرطی مدل شده، ماتریس همبستگی شرطی به‌گونه‌ای مدل می‌شود که همواره معین مثبت باشد. برای حالت گارچ (۱ و ۱) در قالب مدل مورد بررسی در مقاله داریم:

$$s_t = \alpha_{0,s} + \alpha_{1,s}(S_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{st} \quad (۱۳)$$

$$f_t = \alpha_{0,f} + \alpha_{1,f}(S_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad (۱۴)$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} \Big| I_{t-1} \cong N(0, H),$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{s,t}^2 & h_{s,t} \\ h_{f,t} & h_{f,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{s,t}^2 & 0 \\ 0 & h_{f,t}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix} = D_t R_t D_t$$

S_{t-1} و F_{t-1} به ترتیب قیمت‌های آنی و آتی $(S_{t-1} - \lambda F_{t-1})$ عبارت تصحیح خطا می‌باشند و I_{t-1} مجموعه اطلاعاتی در زمان t-1، عبارت اخلال $\varepsilon_t = (\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})'$ دارای توزیع نرمال دو متغیره با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس شرطی H_t با ضریب همبستگی ثابت ρ می‌باشند. جزء گارچ در معادلات بالا سبب می‌شود تا نسبت بهینه پوشش ریسک متغیر باشد. عبارت تصحیح خطا ساختار رابطه بلندمدت میان سری قیمت آنی و آتی را نشان می‌دهند.

$$h_{s,t}^2 = \beta_{0,s} + \beta_{1,s}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{2,s}h_{s,t-1}^2 \quad (۱۵)$$

$$h_{f,t}^2 = \beta_{0,f} + \beta_{1,f}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_{2,f}h_{f,t-1}^2$$

مدل اتورگرسیو دو متغیره شرطی با همبستگی پویا (DCC)

این مدل توسط انگل و شپرد (۲۰۰۱) معرفی شده است. این مدل همان مدل گارچ است که در آن رابطه بین متغیرها با در نظر گرفتن حوادث طی دوره، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد، در این صورت، همبستگی بین دو متغیر ممکن است مستقیم، معکوس و یا صفر شود. تفاوتی که این مدل با مدل همبستگی شرطی ثابت دارد، در محاسبه H_t می‌باشد که در این حالت داریم:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (۱۶)$$

$$R_t = J_t Q_t J_t = \text{diag}(Q_t)^{\frac{-1}{2}} Q_t \text{diag}(Q_t)^{\frac{-1}{2}}$$

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2)\overline{Q} + \lambda_1 \tilde{\varepsilon}_{t-1}\tilde{\varepsilon}_{t-1}' + \lambda_2 Q_{t-1}$$

$$\delta_{f,t}^{DCC} = \rho_t \frac{h_{s,t}}{h_{f,t}}$$

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طورکه مشخص است ماتریس همبستگی R_t در این مدل متغیر است. Q_t، ماتریس کوواریانس پسماندهای استاندارد شده $\tilde{\varepsilon}_t$ و $\overline{Q}$ ماتریس همبستگی غیرشرطی است. پس از تخمین عناصر ماتریس H_t نرخ بهینه پوشش ریسک به‌وسیله عبارت زیر تخمین زده می‌شود:

$$h^{i}_{t} = \rho^{i}_{t}\frac{\sqrt{h^{S}_{t}h^{F}_{t}}}{\sqrt{h^{F}_{t}}} \qquad i = DCC \tag{۱۷}$$

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

توابع کاپولا

مدل‌سازی وابستگی یکی از عوامل کلیدی در تشکیل سبد دارایی و مدیریت ریسک است. انتخاب مدل نامناسب به انتخاب پرتفوی غیربهینه و اندازه‌گیری نادرست ریسک منجر می‌شود. به‌طور سنتی، از ضریب همبستگی برای توضیح وابستگی بین متغیرها استفاده شده است، ولی پژوهش‌های اخیر نشان‌دهندهٔ برتری کاپولاها برای مدل‌سازی وابستگی است. برای مثال می‌توان به کارهای امبرچست، مکنیل و استرامن (۲۰۰۲) اشاره کرد؛ زیرا ضریب همبستگی خطی نقص عمده‌ای دارد، اینکه تحت تبدیل غیرخطی ناوردا نیست درحالی‌که معیارهای وابستگی که از کاپولاها استنتاج می‌شوند، می‌توانند بر این مشکل غلبه کنند و کاربرد وسیع‌تری دارند؛ بنابراین، به دلیل وقوع بحران‌های مالی و افزایش نوسانات بازارهای مالی و ریسک سبد دارایی، در ادبیات مالی پذیرفته شد که بازدهی دارایی‌های مالی دارای کووارایانس‌ها و همبستگی‌های متغیر طی زمان باشند. توابع کاپولا این اجازه را می‌دهند تا ساختار وابستگی بین اجزای مختلف پورتفوی را مدل‌سازی نمود.

قضیه اسکلار به‌عنوان قضیه بنیادی کلیه تحلیل‌های مبتنی بر کاپولا بیان می‌کند اگر یک تابع توزیع توأم با توزیع حاشیه‌ای $F_1,...,F_d$ داشته باشیم، تابع کاپولا در فضای $C:[0,1]^d \to [0,1]$ وجود دارد به‌گونه‌ای که به ازای تمامی متغیرهای $X_1,...,X_d$ در فضای $R = [-\infty,\infty]$ خواهیم داشت:

$$F(X_1,...,X_d) = C(F_1(X_1),...,F_d(X_d)) \tag{۱۸}$$

www.SID.ir

Archive of SID

C ساختار وابستگی را نشان می‌دهد. اگر $F_1,...,F_d$ پیوسته باشند، تابع کاپولای C یکتاست. در غیراین‌صورت یکتا نخواهد بود. همچنین کاپولا، یک توزیع تجمعی چند متغیره d بعدی در $[0,1]^d$ با توابع توزیع حاشیه‌ای یکنواخت به‌صورت زیر است:

$$C(u_1,...,u_d) = F(F_1^{-1}(u_1),...,F_d^{-1}(u_d)) \quad (۱۹)$$

و دارای تابع چگالی به شکل زیر می‌باشد.:

$$F(X_1,...,X_d) = C(F_1(X_1),...,F_d(X_d))\prod_{i=1}^{d} f_i(x_i) \quad (۲۰)$$

تابع‌های چگالی حاشیه‌ای f_i توسط رابطه (۱۶) قابل استنتاج است. شکل و مقیاس-هایی مانند میانگین، انحراف معیار؛ چولگی و کشیدگی توسط تابع چگالی حاشیه‌ای مشخص می‌گردد:

$$C(u_1,...,u_d) = \frac{\partial^2 C(u_1,...,u_d)}{\partial u_1,...,u_d} = \frac{f(F_1^{-1}(u_1),...,F_d^{-1}(u_d))}{\prod_{i=1}^{d} f_i(F_1^{-1}(u_1))} \quad (۲۱)$$

توابع کاپولا به دو دسته بیضی و ارشمیدسی 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 به‌وسیله تابع مولد تولید معرفی می‌شوند. کاپولا ارشمیدسی عبارتند از فرانک، گامبل و کلایتون.

ساختار وابستگی کاپولای نرمال یا گاوسی[1] به‌وسیله توزیع نرمال چند متغیره رابطه (۲۲) توصیف می‌شود. در این معادله Φ_ρ معرف توزیع مشترک با ضریب همبستگی خط ρ است.

$$C_{Gaussian}(u_1,...,u_d,\rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1),\Phi^{-1}(u_2)) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)}\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_2)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{XY}^2}} e^{\frac{2\rho_{XY}-X^2+Y^2}{2(1-\rho_{XY}^2)}} dxdy \quad (۲۲)$$

در کاپولای تی‌استیودنت[2] $t_{\rho,\nu}$ توزیع دو متغیر تی- استیودنت، ρ؛ ضریب همبستگی، u_2 درجه آزادی $t^{-1}(u_2)$ معکوس توزیع تک متغیره تی- استیودنت است.

1. Gaussian copula
2. Student-t copula

www.SID.ir

Archive of SID

با تغییر درجه آزادی می‌توان درجه وابستگی دنباله توزیع را تغییر داد، لذا این تابع دارای وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین به‌صورت همزمان است.

$$C_T(u_1,...,u_d:\rho,\nu)=t_{\rho,\nu}(t^{-1}(u_1),t^{-1}(u_2))=$$
$$\int_{-\infty}^{t^{-1}(u_1)}\int_{-\infty}^{t^{-1}(u_2)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{XY}^2}}e^{\left(1+\frac{2\rho_{XY}-X^2+Y^2}{2(1-\rho_{XY}^2)}\right)}dxdy \quad (۲۳)$$

خانواده کاپولای فرانک طی رابطه (۲۰) تعریف می‌شوند. تابع کاپولا فرانک به علت متقارن بودن در دو دنباله و در بر گرفتن تمام حدود همبستگی در تحلیل پدیده‌هایی که وابستگی مثبت و منفی دارند استفاده می‌شوند.

$$C_{Frank}(u_1,...,u_d:\lambda)=\frac{-1}{\lambda}\log\left(\frac{\lambda(1-e^{-\lambda})-(1-e^{-\lambda u_1})(1-e^{-\lambda u_2})}{1-e^{-\lambda}}\right) \quad (۲۴)$$
$$\lambda\in(-\infty,0]\cup[0,+\infty)$$

کاپولای گامبل[1] نشان‌دهنده وابستگی با کشیدگی بالا است. به این معنا که وابستگی وابستگی متغیرها در مقادیر مثبت و بیشتر، بیش از وابستگی آنها در مقادیر منفی و کوچک‌تر است.

$$C_{Gumbel}(u_1,...,u_d:\alpha)=\exp\left\{-\left[(-\ln u_1)^{\alpha}+(-\ln u_2)^{\alpha}\right]^{\frac{1}{\alpha}}\right\} \quad (۲۵)$$

کاپولا کلایتون[2] نوعی از کاپولا است که دارای کشیدگی در سمت چپ است و نشان‌گر این است که میزان وابستگی در میان داده‌های با مقادیر کمتر بیش از میزان وابستگی میان داده‌های با مقادیر بیشتر است.

$$C_{Chaton}(c,...,u_d:\omega)=\max\left[\left(u_1^{-\omega}+u_2^{-\omega}-1\right),0\right] \quad (۲۶)$$

1. Gumbel copula
2. Clayton copula

www.SID.ir

Archive of SID

کاپولا- گارچ

براساس مقاله گلستن و همکاران (۱۹۹۳) و هانسن (۱۹۹۴) فرض می‌شود که هر سری قیمتی i از مدل GJR-skewed-t GARCH(1,1) تبعیت می‌کند. همچنین معادلات میانگین شرطی بر اساس معادلات (۲۷) و (۲۸) تعریف می‌گردند:

$$s_t = \alpha_{0,s} + \alpha_{1,s}(S_{t-1} - F_{t-1}) + \varepsilon_{st}, \varepsilon_{it} | \psi_{t-1} = h_{i,t} z_{it} \qquad (۲۷)$$

$$f_t = \alpha_{0,f} + \alpha_{1,f}(S_{t-1} - F_{t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad , \quad z_{it} \approx \text{skewed} - t(z_i | \eta_i, \phi_i) \qquad (۲۸)$$

و واریانس شرطی بر حسب روابط (۲۹) و (۳۰) محاسبه می‌شوند:

$$h_{s,t}^2 = c_s + b_s h_{s,t-1}^2 + a_{s,1}\varepsilon_{s,t-1}^2 + a_{s,2} k_{s,t-1}\varepsilon_{s,t-1}^2 \qquad (۲۹)$$

$$h_{f,t}^2 = c_f + b_f h_{f,t-1}^2 + a_{f,1}\varepsilon_{f,t-1}^2 + a_{f,2} k_{f,t-1}\varepsilon_{f,t-1}^2 \qquad (۳۰)$$

اگر $k_{i,t-1}=1$ آنگاه $\varepsilon_{i,t-1}$ منفی و برای سایر حالات $\varepsilon_{i,t-1}$ صفر خواهد بود. توزیع تی استیودنت چولگی هانسن برابر خواهد بود با:

$$\text{skewed} - t(z|\eta,\lambda) = \begin{cases} bc\left(1 + \frac{1}{\eta^{-2}}\left(\frac{bz+a}{1-\lambda}\right)^2\right)^{-\frac{\eta+1}{2}} & \text{if} \quad z < -a/b \\ bc\left(1 + \frac{1}{\eta^{-2}}\left(\frac{bz+a}{1-\lambda}\right)^2\right)^{-\frac{\eta+1}{2}} & \text{if} \quad z \geq -a/b \end{cases} \qquad (۳۱)$$

$$a = 4\lambda c \frac{\eta-2}{\eta-1}, b = 1 + 3\lambda^2 - a^2, c = \frac{\Gamma\left(\frac{\eta+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi(\eta-2)\Gamma\left(\frac{\eta}{2}\right)}}$$

اگر $\eta \in (4,30)$ پارامتر کشیدگی و $\lambda \in (-1,1)$ پارامترهای تقارن می‌باشند.

باقیمانده‌های استاندارد شده (z_i) حاصل از مدل GJR GARCH به متغیرهای تصادفی یکنواخت استاندارد $u_t = G_{s,t}(z_{s,t}|I_{t-1})$ و $v_t = G_{f,t}(z_{f,t}|I_{t-1})$ تبدیل می‌شوند. $G_{i,t}$، همان تابع توزیع شرطی (CDF) $z_{i,t}$ و I_{t-1} می‌باشد که همان تابع کاپولای شرطی اسکلار است. به همین دلیل می‌توان پارامترهای توابع کاپولا را به کمک توزیع حاشیه‌ای جو (۱۹۹۶) تخمین زد. این روش یک روش تخمین دو مرحله است و این امکان را می‌دهد تا چگالی‌های حاشیه‌ای و وابستگی کاپولا را به‌طور جداگانه تخمین بزنیم. حال فرض کنیم $c_t(u_t, v_t|I_{t-1})$، $g_{z_s,t}(z_{s,t}|I_{t-1})$ و $g_{z_f,t}(z_{f,t}|I_{t-1})$

www.SID.ir

Archive of SID

دلالت بر θ_c و θ_s و θ_f نمایند. لذا در مرحله نخست، پارامترهای توزیع حاشیه‌ای به کمک حداکثر درست‌نمایی (۳۲) و (۳۳) حاصل خواهند شد:

$$\widehat{\theta}_S = \text{argmax}\sum_{t=1}^{T} \ln g_{z_s,t}\left(z_{s,t}|I_{t-1};,\theta_s\right) \quad (۳۲)$$

$$\widehat{\theta}_F = \text{argmax}\sum_{t=1}^{T} \ln g_{z_f,t}\left(z_{f,t}|I_{t-1};,\theta_f\right) \quad (۳۳)$$

در مرحله دوم، نتایج حاصل از محاسبه CDF_S حاشیه‌ای برای جملات خطای استاندارد طی روابط (۳۲) و (۳۳) برای تخمین احتمالات v_t و u_t استفاده می‌گردند. در نهایت، احتمالات v_t و u_t برای تخمین پارامترهای کاپولا به کمک رابطه (۳۴) به کار گرفته می‌شوند:

$$\widehat{\theta}_c = \text{argmax}\sum_{t=1}^{T} \ln c_t\left(\hat{u}_t, \hat{v}_t|I_{t-1}, \theta_c\right) \quad (۳۴)$$

۶- داده‌ها

در این مقاله، برای بررسی تغییرات پوشش ریسک از داده‌های سری زمانی هفتگی قیمت‌های آنی[1] و قیمت‌های آتی[2] نفت خام و گاز طبیعی طی دوره پنج ساله ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده شده است. از آنجایی که در ایران بازارهای مشتقات مالی نفت خام و گازطبیعی وجود ندارد، به ناچار از آتی‌های بورس‌های نفتی دیگر کشورها استفاده گردید. در این بین، بورس نفتی نیویورک (NYMEX) به‌عنوان اولین بورس نفتی جهان و دارا بودن شرایطی نزدیک به رقابت کامل، بازار کاملاً شفافی است، بنابراین از آتی‌های آن برای پوشش ریسک قیمت نفت خام استفاده می‌شود. همچنین، آمار و اطلاعات به‌کاررفته در این مقاله از دفتر اطلاعات انرژی آمریکا (EIA) استخراج شده است. منبع این قیمت‌ها در این سازمان آماری برای قیمت آنی، تامسون رویترز و برای قیمت آتی میانگین قیمت قراردادهای آتی یک تا چهارماهه بورس نایمکس و هنری هاب می‌باشد.

1. Spot prices
2. Future prices

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. خصوصیات آماری متغیرهای پژوهش

آماره/ متغیر	نفت خام		گاز طبیعی	
	لگاریتم قیمت آتی	لگاریتم قیمت آنی	لگاریتم قیمت آتی	لگاریتم قیمت آنی
میانگین	۴/۱۳	۴/۱۳	۱/۱۴	۰/۱۴
حداکثر	۴/۷۰	۴/۶۸	۱/۸۱	۱/۸۷
حداقل	۳/۳۸	۳/۳۳	۰/۵۱	۰/۴۵
انحراف معیار	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۲۲	۰/۲۴
چولگی	۰/۱۵	۰/۱۱	-۰/۰۵	-۰/۰۱
کشیدگی	۱/۸۷	۱/۸۸	۲/۹۱	۳/۳۷
جارگ- برا	۱۷/۶۰	۱۶/۸۱	۰/۲۵	۱/۸۴
P- value	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۸۸	۰/۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

۷- برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک

در این قسمت نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس با استفاده از مدل‌های ایستا و پویا برآورد می‌شود. لذا برای رسیدن به هدف این مقاله که محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک و معرفی کاراترین روش محاسبه به کمک مدل‌های OLS، VECM،GARCH DCC & CCC و کاپولا- گارچ می‌باشد محقق خواهد شد.

مدل حداقل مربعات معمولی

نتایج ساده‌ترین روش محاسبه نرخ‌های بهینه پوشش ریسک طبق رابطه (۸) در جدول (۲) بیان شده است. همان‌طورکه مشخص است، نرخ پوشش بهینه ریسک بین بازار آنی و آتی با ضریب β نشان داده شده است که برای نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر ۶۲ و ۳۷ درصد می‌باشد. این ضریب برای نفت خام از لحاظ آماری اختلاف معنی‌داری با صفر دارد، چرا که مقدار احتمال این متغیر کمتر از ضریب خطای ۵٪ است. همچنین برای گاز طبیعی نشان‌دهنده معنی‌داری ضریب βدر سطح خطای ۵٪ می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲. نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس (MV) با استفاده از روش OLS

نوع کالا	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره آزمون	احتمال
نفت خام	عرض از مبدأ	-۰/۰۷۶۰	۰/۱۵۰۱	-۰/۵۰۶۰	۰/۶۱۳۰
	ضریب β	۰/۶۲۸	۰/۰۳۵۲	۱۷/۸۴۹۰	۰/۰۰۰۰
	ضریب تعیین	٪۵۰			
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	٪۵۰			
	آماره F (احتمال)	۳۱۸/۶ (۰/۰۰۰)			
گاز طبیعی	عرض از مبدأ	۰/۰۳۴۹	۰/۴۲۸۱	۰/۰۸۱۰	۰/۹۳۵۰
	ضریب β	۰/۳۷۵۲	۰/۰۷۱۹	۵/۲۱۵۰	۰/۰۰۰۰
	ضریب تعیین	٪۸			
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	٪۷			
	آماره F (احتمال)	۲۷/۲ (۰/۰۰۰)			

منبع: یافته‌های تحقیق

روش خودرگرسیون برداری و تصحیح خطای برداری

پیش از تخمین MV به روش VECM لازم است به‌منظور جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب در مدل، ریشه واحد بودن سری‌های زمانی متغیرها بررسی شوند. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد مندرج در جدول (۳) نشان‌دهنده این امر می‌باشد که تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد بوده لذا با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. از این‌رو روابط بلندمدت از طریق آزمون‌های هم‌انباشتگی بررسی می‌شوند.

جدول ۳. مقادیر و احتمال آزمون‌های دیکی‌فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون

	متغیر	آزمون ADF		آزمون PP	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال
نفت خام	لگاریتم آنی	-۱/۶۲	۰/۷۳	-۱/۱۴	۰/۸۷
	دیفرانسیل لگاریتم آنی	-۵/۰۴	۰/۰۰	-۲۲۳/۶	۰/۰۰
	لگاریتم آتی	-۱/۷۴	۰/۶۸	-۴/۵۶	۰/۸۵
	دیفرانسیل لگاریتم آتی	-۵/۴۷	۰/۰۰	-۲۶۲/۸	۰/۰۰
گاز طبیعی	لگاریتم آنی	-۱/۵۰	۰/۷۸	-۱۳/۱۹	۰/۳۷
	دیفرانسیل لگاریتم آنی	-۸/۱۱	۰/۰۰	-۳۴۶/۰۸	۰/۰۰
	لگاریتم آتی	-۱/۳۶	۰/۸۴	-۹/۶۸	۰/۵۶
	دیفرانسیل لگاریتم آتی	-۷/۷۳	۰/۰۰	-۲۶۴/۷	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

برای تخمین MV به روش VECM لازم است وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی بررسی نماییم. به مجموعه‌ای از متغیرها هم انباشته می‌گویند که ترکیب خطی از آن‌ها مانا باشد. در واقع بسیاری از سری‌های زمانی، نامانا هستند، اما در طول زمان باهم حرکت می‌کنند که بیانگر این است که آن‌ها در بلندمدت توسط یک رابطه محدود شده‌اند. بنابراین رابطه هم انباشتگی می‌تواند بیانگر رابطه بلندمدت یا یک پدیده تعادلی بلندمدت بین سری‌های زمانی باشد که در کوتاه‌مدت ممکن است آن‌ها از این رابطه تعادلی منحرف شوند، ولی مجدداً به آن برمی‌گردند (سوری، ۱۳۹۱). بنابراین در صورت هم‌انباشته بودن متغیرها نیازی نیست که از متغیرها ناپایا در سطح تفاضل‌گیری شود. نتایج آزمون هم انباشتگی به روش یوهانسن برای متغیرهای تحقیق مطابق با جدول (۴) می‌باشد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود یک بردار هم‌انباشتگی توسط آماره حداکثر مقادیر ویژه و اثر در سطح ۵٪ تأیید شده است.

جدول ۴. آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن متغیرهای پژوهش

بردار هم‌انباشتگی		آزمون ماتریس اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه	
		آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
مدل بازار نفت	یک بردار	۱۴۳/۰۶	۱۵/۶۷	۴۰۵/۱۶	۱۹/۲۲
	بیشتر از یک بردار	۴/۱۶	۹/۲۴	۲/۶۷	۹/۲۴
مدل بازار گاز	یک بردار	۴۰۲/۵	۱۵/۶۷	۱۴۷/۲۲	۱۹/۹۶
	بیشتر از یک بردار	۲/۶۷	۹/۲۴	۴/۱۶	۹/۲۴

منبع: یافته‌های تحقیق

معنادار بودن ضرایب جمله تصحیح خطا در مدل‌ها، حاکی از ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت قیمت‌های آتی و آنی با مقادیر بلندمدت آنها است. ازآنجاکه قدرمطلق ضرایب تصحیح خطا در الگویی که متغیر وابسته، قیمت‌های آتی است، بزرگ‌تر از الگویی است که متغیر وابسته، قیمت‌های آنی است، لذا قیمت‌های آتی نسبت به قیمت‌های آنی، سرعت بیشتری برای تعدیل انحراف دوره قبل برای رسیدن به تعادل بلندمدت را دارند. همچنین باید توجه داشت ضرایب جمله تصحیح خطا در دو الگو از نظر علامتی با هم متضاد هستند، توجیه این مطلب بدین‌صورت است که جمله تصحیح خطا سعی می‌کند

www.SID.ir

Archive of SID

نسبتی از خطای تعادل دوره آخر را تصحیح کند. بنابراین اگر این تعادل مثبت باشد، آن‌گاه قیمت‌های آنی در مقایسه با قیمت‌های آتی بالاتر هستند و جمله تصحیح خطا باید قیمت آنی را به سمت پایین براند تا به تعادل برگردد و لذا ضریب تصحیح خطای قیمت‌های آنی علامت منفی پیدا می‌کند. همزمان جملات تصحیح خطا باید قیمت‌های آتی را به بالا سوق دهند تا تعادل برقرار شود، بنابراین ارتباط مستقیم بوده و علامت مثبت برای آن به‌دست می‌آید.

جدول ۵. تخمین مدل VECM

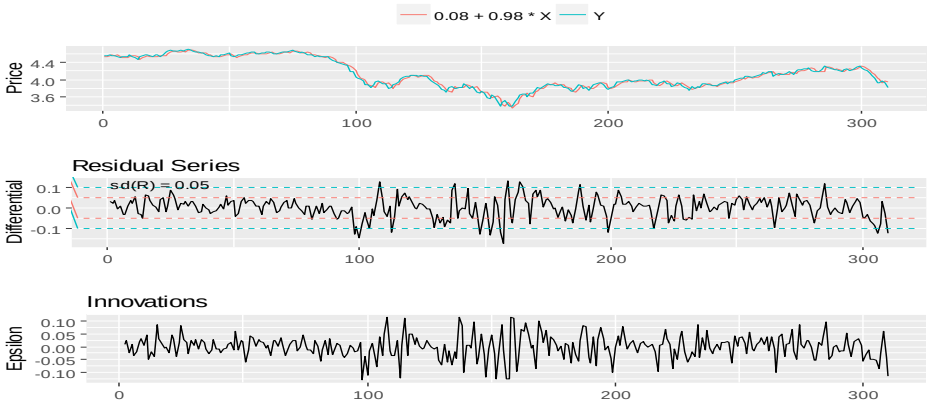
حالت	متغیر وابسته	ΔS			ΔF		
	متغیر مستقل	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
نفت خام	ECT	-۰/۲۹۹۵	۰/۲۱۹۷	-۱/۱۳۶۳۴	۰/۷۶۴۳	۰/۱۴۵۵	۵/۲۵۱۹
	عرض از مبدأ	-۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲۴	-۰/۷۳۷۶	-۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۵	-۱/۱۹۸
	$\Delta S(-1)$	۰/۳۱۱۶	۰/۱۵۱۱۸	۲/۰۵۲۶	۰/۲۶۵۵	۰/۱۰۰۵	۰/۶۴۰
	$\Delta F(-1)$	-۰/۰۷۲۶	۰/۱۰۹۰	-۰/۶۶۵۹	-۰/۰۸۷۴	۰/۰۷۲۲۶	-۱/۲۰۹۹
گاز طبیعی	ECT	-۰/۵۰۷۶	۰/۰۶۹۷	-۷/۲۷۷۰	۰/۰۹۲۷	/۰۶۳۸	۱/۴۵۱
	عرض از مبدأ	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۳۶	۰/۰۴۲۳	-۴/۵۱	۰/۰۰۳۳	-۰/۰۱۳
	$\Delta S(-1)$	-۰/۰۷۲۴	۰/۰۵۷۲	-۱/۲۸۱	۰/۰۸۸۹	۰/۰۵۲۴	۱/۶۹۵
	$\Delta F(-1)$	۰/۲۴۶۵	۰/۰۷۹۹۱	۳/۰۸۵۴	-۰/۰۳۱۰۰	۰/۰۷۳۱	-۰/۴۲۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

برآورد نرخ پوشش بهینه به روش VECM برای نفت خام و گاز به ترتیب در نمودارهای (۱) و (۲) قابل مشاهده است. لازم به ذکر است، نسبت پوشش ریسک بهینه برای بازار نفت خام و گاز طبیعی براساس روش تصحیح خطای برداری به ترتیب برابر ۰/۹۸۱۲ و ۰/۸۶۵۰ درصد بوده است. نمودارها نیز دال بر این هستند که شیب پسماندها از پایایی برخوردار بوده و پسماندها نوفه سفید می‌باشند. لذا رابطه تعادلی بلندمدت قابل مشاهده است.

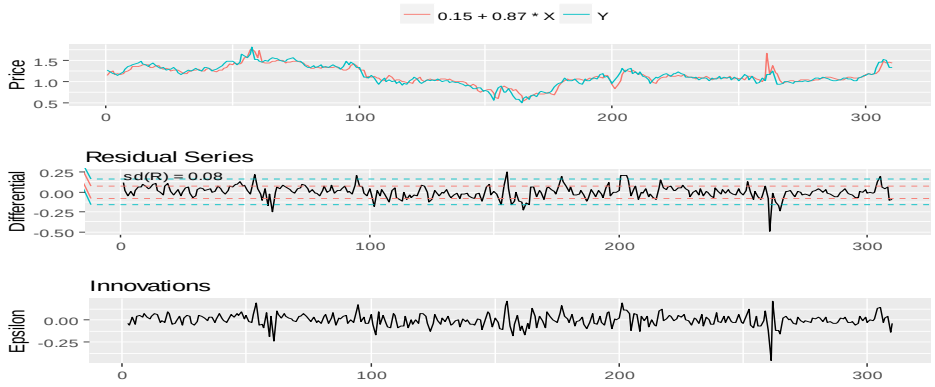
www.SID.ir

Archive of SID



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱. خط رگرسیونی و پسماندهای مدل VECM برای بازار آنی و آتی نفت خام



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲. نمودار خط رگرسیونی و پسماندهای مدل VECM برای بازار آنی و آتی گاز طبیعی

روش مدل اتورگرسیو دو متغیره شرطی با همبستگی ثابت و پویا

جدول (۶) نتایج تخمین مدل‌های گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی ثابت و پویا را نشان می‌دهد. مدل CCC که به‌طور غیرمستقیم به مدل‌سازی ماتریس کواریانس می‌پردازد در برگیرنده ماتریس همبستگی ثابتی در طول زمان است. این روش بر این فرض استوار است که همبستگی شرطی بین بازارها یک عدد ثابت است. ضریب همبستگی (ρ_t) در مدل CCC GARCH مثبت بوده و برای نفت خام و گاز طبیعی به‌ترتیب برابر ۰/۹۷ و ۰/۹۶ می‌باشد که به یک نزدیک است. لذا قراردادهای آتی ابزار مناسبی برای پوشش ریسک می‌باشند، همچنین ضریب جزء ARCH و ضریب جزء

www.SID.ir

Archive of SID

GARCH هر دو معنادار هستند و کوچک‌تر از یک بوده که نشانه همگرایی بالای مدل و مناسب بودن مدل را نشان می‌دهند. ضریب سرعت تعدیل قیمت آنی نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر با ۰/۰۰۰۶۱- و ۰/۱۶۴۷- بوده و برای قیمت آتی نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر ۰/۰۰۰۴۶ و ۰/۰۰۰۰۰۹ می‌باشند؛ و شرط $\beta_{1,i}+\beta_{2,i}\prec 1$ را تأمین می‌نماید. با توجه به این‌که مجموع آنها ($\beta_{1,i}+\beta_{2,i}\prec 1$) به یک نزدیک می‌باشد بیانگر این موضوع است که بازارهای آنی و آتی دارای سطح ماندگاری بالا در نوسانات می‌باشند و بر دائمی بودن واریانس آنها تأکید دارد. لذا شوک‌های ایجاد شده در هر بازار دارای نوسانات پایدار و بادوام می‌باشند. در نتیجه می‌توان بیان نمود که میانگین واریانس بلندمدت بازدهی پورتفولیو نمی‌تواند به‌عنوان جانشین مناسبی برای محاسبه نسبت پوشش ریسک کوتاه‌مدت به کار برده شود.

جدول ۶. مدل گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی ثابت و پویا

مدل گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی ثابت CCC GARCH				
پارامتر	نفت خام		گاز طبیعی	
	قیمت آنی	قیمت آتی	قیمت آنی	قیمت آتی
α_{0i}	-۰/۰۰۰۳۱ (۰/۰۰۱۴)	-۰/۰۰۲۹ (۰/۰۰۰۸۱)	۰/۰۰۰۲۴ (۰/۴۸۳۹)	-۰/۰۰۰۳۴ (۰/۰۰۱۸۲)
α_{1i}	-۰/۰۰۰۶۱* (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۰۴۶ (۰/۰۰۰۰۱۱)	-۰/۱۶۴۷ (۰/۰۰۰۶)	۰/۰۰۰۰۰۹ (۰/۰۰۰۰۱۲)
$\beta_{o,i}$	۰/۵۶۴۱ (۰/۱۲۳۴)	۰/۰۷۹۱ (۰/۰۳۴۸)	۰/۰۰۰۰۱۱ (۰/۰۶۵۳)	۰/۰۰۰۰۰۳ (۰/۰۱۶۲۱)
$\beta_{1,i}$	۰/۰۶۴۵۸** (۰/۰۷۶۵)	۰/۸۲۲۶** (۰/۰۳۱۲)	۰/۰۶۷۱۱** (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۰۱۷۱** (۰/۰۲۰۴)
$\beta_{2,i}$	۰/۹۳۶۶** (۰/۴۲۱۶)	۰/۹۴۲۴** (۰/۴۸۷۹)	۰/۹۰۸۱۳** (۰/۴۹۸۵)	۰/۹۳۸۹** (۰/۵۱۴۵)
ρ_t	۰/۹۷۱۲ (۰/۰۰۰۰)		۰/۹۶۸۹ (۰/۰۰۰۰)	
حداکثر راستنمایی	۲۱/۳۴۰		۲۰/۱۶۷	
مدل گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی پویا DCC GARCH				
λ_1	۰/۰۲۹۴** (۰/۰۱۳۴۲)		۰/۰۳۷۸** (۰/۰۱۴۴۰)	
λ_2	۰/۹۶۴۲** (۰/۰۳۵۶۸)		۰/۹۴۷۶** (۰/۰۳۲۵۱)	
حداکثر راستنمایی	۲۱/۶۱		۲۰/۳۴۳	

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

مرحله نخست برآورد پارامترها مدل DCC GARCH مانند مدل CCC می‌باشد و هیچ تفاوتی با مدل قبلی ندارد. تفاوت این دو مدل در این است که همبستگی را مانند کوواریانس در طول زمان متغیر در نظر می‌گیرد. با توجه به جدول (۶) پارامترهای مدل DCC GARCH حداقل در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند که نشان‌دهنده همبستگی شرطی در طول زمان می‌باشند. برآوردها نشان می دهد که مجموع $\lambda_1 + \lambda_2$ کمتر از یک، اما به یک نزدیک بوده که حاکی از همبستگی ماندگار بین قیمت آتی و قیمت پایه دارایی‌ها است. ماندگاری همبستگی بدان معنی است که شوک‌ها می‌توانند برای مدت زمان قابل توجهی همبستگی را از میانگین بلندمدت خود دور نمایند یا خیر؟ اگر سطح ماندگاری بسیار بالا باشد این بدان معناست که وقوع شوک سری را از مسیر خود دور می‌کند (زیرا تمایل به ماندگاری در بلندمدت را دارد) درحالی‌که در سطح پایین‌تر از وقوع شوک سری بلافاصله تمایل به بازگشت به مسیر بلندمدت خود را دارد، با توجه به نتایج جدول (۶)، با توجه به مجموع $\lambda_1 + \lambda_2$ می‌توان نتیجه گرفت که سطح ماندگاری برای همبستگی بازده آتی و آنی بسیار بالا است. با جایگزینی مدل CCC GARCH توسط مدل DCC GARCH می‌توان تغییرات همبستگی بین بازارهای آنی و آتی را نشان داد. البته باید توجه داشت که بالا بودن همبستگی و تداوم آن ممکن است ناشی از رفتارهای غیرخطی توزیع مشترک و حاشیه‌ای دارایی‌ها باشد.

روش توابع کاپولا

نتایج مدل کاپولای مبتنی بر GARCH مشتمل بر تخمین پارامترهای توزیع حاشیه‌ای، میانگین‌های شرطی، واریانس‌ها و ضرایب همبستگی می‌باشند.

به این دلیل که بازده‌ها دارای نوسان می‌باشند لازم است توزیع حاشیه‌ای برای بازده‌ها در نظر گرفته شود. در جدول (۷) تخمین توزیع‌های حاشیه‌ای بر اساس مدل GARCH نشان داده شده است. $a_{i,2}$ معنادار و مثبت بوده که نشان می‌دهد شوک‌های منفی نوسانات بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های مثبت ایجاد می‌نمایند. لذا می‌توان بیان نمود که شوک‌های منفی دارای تأثیر بزرگ‌تری بر واریانس شرطی نسبت به شوک‌های قیمتی مثبت هستند و این اثر در بازار نفت خام قوی‌تر از بازار گاز طبیعی می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷. تخمین ضرایب مدل کاپولای مبتنی بر GARCH

تخمین توزیع حاشیه‌ای				
پارامتر	نفت خام		گاز طبیعی	
	قیمت آنی	قیمت آتی	قیمت آنی	قیمت آتی
α_{0i}	۰/۰۰۰۱۲ (۰/۶۲۸۲)	۰/۰۰۰۴۵ (۰/۰۰۷۸۸۸)	۰/۰۰۰۰۹ (۰/۶۸۲۷)	۰/۰۰۰۳۱ (۰/۰۷۱۹)
α_{1i}	-۰/۰۴۳۲ (۰/۲۵۶۴)	۰/۰۲۲۱ (۰/۲۱۵۱)	-۰/۰۵۹۳ (۰/۰۴۸۲)	۰/۱۸۴۰ (۰/۱۱۵۱)
c_i	۲/۴۳e-۶ (۰/۰۰۰۰)	۲/۶۲e-۶ (۰/۰۰۰۰)	۹/۱۱e-۷ (۰/۰۰۰۰)	۹/۵۴e-۷ (۰/۰۰۰۰)
$a_{i,1}$	۳/۶۱e-۱۴ (۱/۰۰۰۰)	۴/۱۸e-۱۴ (۱/۰۰۰۰)	۲/۵۴e-۱۲ (۱/۰۰۰۰)	۰/۱۲۱۷ (۲/۱۳۲۶)
$a_{i,2}$	۰/۲۵۱۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۵۶۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۱۶۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۱۵۱ (۰/۰۰۰۰)
b_i	۰/۹۳۲۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۲۹۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۴۹۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۳۱۸ (۰/۰۰۰۰)
η_i	۱۲/۹۱۳۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۰/۵۷۴۳ (۰/۰۰۰۰)	۲۰/۹۵۱۱ (۰/۰۰۰۰)	۱۶/۹۵۰۱ (۰/۰۰۰۰)
φ_i	-۰/۰۹۸۵ (۰/۰۰۰۱)	-۰/۲۴۳۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۳۵۹ (۰/۰۰۰۱)	-۰/۲۱۷۵ (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

بعد از تخمین پارامترهای توزیع حاشیه‌ای، برآورد پارامترهای توابع کاپولا صورت می‌پذیرد. با توجه به وجود توابع کاپولای مختلف، انتخاب مناسب‌ترین تابع از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. برای انتخاب تابع کاپولای مناسب از معیارهای مختلف نظیر معیار حداکثر راستنمایی، آکائیک و بیزین- شوارتز استفاده می‌گردد. توابعی که دارای کمترین معیار AIC و BIC یا بالاترین معیار حداکثر راستنمایی باشند بهترین عملکرد را در میان تمامی توابع کاپولا را خواهند داشت. در این مقاله بر معیار حداکثر راستنمایی تأکید شده است.

با مقایسه معیار حداکثر راستنمایی توابع کاپولا مبتنی بر GARCH و نتایج حاصل از مدل‌های CCC و DCC می‌توان بیان نمود که در مدل‌های کاپولا مقدار حداکثر راستنمایی بالاتر می‌باشد. همچنین با مقایسه حداکثر راستنمایی مدل‌های گامبل،

www.SID.ir

Archive of SID

کلایتون و نرمال برای بازارهای نفت خام و گاز طبیعی مشاهده می‌شود که این نسبت در مدل کاپولای نرمال بالاتر بوده است. به عبارت دیگر لحاظ وابستگی متغیر با زمان نسبت به معیار نامتقارن بودن ساختار وابستگی از اهمیت شایانی برخوردار است. زیرا بازدهی‌های آنی و آتی در پوشش ریسک مستقیم با شرایط غیرآربیتراژی مرتبط خواهند بود. در رابطه با پوشش متقاطع نیز کاپولای گامبل دارای نسبت معیار حداکثر راستنمایی بالاتری می‌باشد که به عبارتی بازدهی آتی و آتی دارای همبستگی خطی ضعیفی بوده و بنابراین منجر به مطرح شدن اهمیت همبستگی نامتقارن در پوشش ریسک پویا می‌گردد.

جدول ۸. تخمین ضرایب همبستگی توابع کاپولا

پارامتر	کاپولای نرمال		کاپولای گامبل		کاپولای کلایتون	
	نفت خام	گاز طبیعی	نفت خام	گاز طبیعی	نفت خام	گاز طبیعی
ω	۰/۰۰۳۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۱۸ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۲۱ (۰/۲۱۴۱)	۰/۰۰۳۸ (۰/۲۲۸۸)	۰/۰۰۹۶ (۰/۱۲۵۳)	۰/۰۳۶۳ (۰/۱۹۶۱)
β_1	۰/۹۸۶۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۴۲۸ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۹۸۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۹۸۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۹۶۸ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۷۶۷ (۰/۰۰۰۰)
β_2	۰/۰۰۰۴ (۰/۹۸۷۸)	۰/۰۰۰۵ (۰/۸۲۵۲)	۲/۵۱e-۷ (۰/۹۸۸۹)	۲/۳۳e-۷ (۰/۹۸۸۹)	۰/۰۰۰۶ (۰/۹۹۳۹)	۰/۰۰۱۳ (۰/۹۹۶۶)
γ	۰/۰۰۵۶ (۰/۰۰۲۳)	۰/۰۰۴۸ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۲۱۸ (۰/۰۰۰۸)	۰/۱۲۱۲ (۰/۰۰۷۵)	۰/۱۳۹۹ (۰/۰۰۰۵)	۰/۱۳۱۲ (۰/۱۰۰۲)
حداکثر راستنمایی	۲۲/۹۶۹	۲۲/۹۸۱	۲۲/۸۸۳	۲۲/۹۶۸	۲۲/۷۳۸	۲۲/۹۶۳

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۸) تخمین ضرایب میانگین‌های شرطی، واریانس‌ها و ضرایب همبستگی را نشان می‌دهند. همان‌طورکه مشاهده می‌شود پارامتر اتورگرسیو β_1 برای همه توابع کاپولا و کالاهای مورد مطالعه بزرگ‌تر از ۰/۹ می‌باشد. لذا پارامترهای ρ_t و τ_t حاکی از ماندگاری همبستگی و بالا بودن مقدار همبستگی خواهند بود. به عبارت دیگر وارد شدن شوک به ساختار همبستگی میان بازدهی‌های آتی و آنی برای مدت قابل توجهی ماندگار خواهد بود. لذا بر نسبت بهینه پوشش ریسک تأثیر خواهد گذاشت. پارامتر γ

www.SID.ir

Archive of SID

در همه مدل‌ها مثبت می‌باشد و نشان می‌دهد که آخرین اطلاعات در رابطه با سری بازدهی‌ها سنجه مناسبی برای بیان ساختار وابستگی پویا می‌باشد.

همان‌طورکه در روش‌شناسی نیز گفته شد، ضریب بازده قیمت قرارداد آتی در رابطه حداقل مربعات برابر با نسبت بهینه پوشش ریسک در این روش است که برای نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر با ۰/۰۶۷ و ۰/۰۳۴۹ می‌باشد. همچنین نسبت پوشش ریسک بهینه برای بازار نفت خام و گاز طبیعی بر اساس روش تصحیح خطای برداری به ترتیب برابر ۰/۹۸۱۲ و ۰/۸۶۵۰ درصد بوده است. برای سایر روش‌ها، بعد از اینکه ماتریس همبستگی شرطی متغیر زمانی با DCC و Copula-GARCH تخمین زده شدند، نسبت بهینه پوشش ریسک متناظر به هر ضریب، به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$h_t^i = \rho_t^i \frac{\sqrt{h_t^S h_t^F}}{\sqrt{h_t^F}} \qquad i = DCC \;\; , \;\; Copula-GARCH \qquad (۱)$$

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). لذا میانگین نسبت بهینه پوشش ریسک را به کمک رابطه (بالا) محاسبه نموده و نتایج در جدول (۹) ارائه شده است:

جدول ۹. میانگین نسبت بهینه پوشش ریسک مدل‌های پویا

کالا	گامبل	کلایتون	نرمال متغیر با زمان	CCC & DCC GARCH
نفت خام	۰/۸۴۴	۰/۷۹۱	۰/۸۷۸	۰/۸۹۶
گاز طبیعی	۰/۸۶۵	۰/۸۱۴	۰/۸۸۰	۰/۹۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی میزان مؤثر بودن پوشش ریسک

در این بخش میزان مؤثر بودن پوشش ریسک نسبت‌های بهینه پوشش ریسک که با روش‌های مختلف اقتصادسنجی تخمین زده شده‌اند، اندازه‌گیری می‌شود. یکی از ملزومات بررسی میزان مؤثر بودن پوشش ریسک مدل‌ها، در نظر گرفتن دو دوره زمانی مجزا برای این منظور می‌باشد. این دوره‌ها عبارتند از دوره درون نمونه‌ای و دوره برون نمونه‌ای. برای محاسبه کارایی برون نمونه‌ای از میان داده‌های تحقیق یک

www.SID.ir

Archive of SID

نمونه انتخاب می‌کنیم و سپس نرخ بهینه داده‌های خارج از نمونه را با استفاده از داده‌های درون نمونه پیش‌بینی می‌کنیم. با توجه به تعداد داده‌های هفتگی دوره پنج ساله ۲۰۱۸-۲۰۱۳، تقریباً ده درصد داده‌ها را به‌عنوان برون نمونه لحاظ کرده و مابقی داده‌ها را برای محاسبه درون نمونه‌ای استفاده می‌نماییم. سپس واریانس هر یک از پرتفوی‌ها را محاسبه کرده و کارایی نرخ بهینه هر یک از مدل‌ها را به‌وسیله یکی از فرمول‌های زیر به دست می‌آوریم. بدیهی است که برای مدل‌های ایستا از فرمول نخست و برای مدل‌های پویا از فرمول دوم استفاده می‌کنیم.

$$HE = \frac{Var(R_t^S) - Var(R_t^S - hR_t^F)}{Var(R_t^S)} \quad (۲)$$

$$HE = \frac{Var(R_t^S) - Var(R_t^S - h_T R_t^F)}{Var(R_t^S)} \quad (۳)$$

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

براساس جدول (۱۰) و با در نظر گرفتن درصد کاهش واریانس می‌توان نتیجه گرفت استراتژی‌های پویا نسبت به روش‌های ایستا از کارایی بالاتری برخوردار می‌باشند. همچنین توابع کاپولا نسبت به مدل DCC GARCH عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهد. همچنین از میان توابع کاپولای نرمال، گامبل و کلایتون می‌توان گفت که کاپولای نرمال دارای بدترین عملکرد و کاپولای گامبل دارای بیشترین کارایی می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱۰. کارایی پوشش ریسک درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای

کالا	نفت خام		گاز طبیعی	
	درصد کاهش واریانس درون نمونه‌ای	درصد کاهش واریانس برون نمونه‌ای	درصد کاهش واریانس درون نمونه‌ای	درصد کاهش واریانس برون نمونه‌ای
OLS	۸۷/۱۵۴۸	۸۶/۳۳۹۰	۸۲/۹۲۸۲	۷۹/۸۱۷۹
VECM	۸۹/۲۴۸۲	۸۷/۰۰۵۵	۸۳/۳۲۶۴	۸۱/۹۱۹۸
CCC GARCH	۹۳/۵۶۲۸	۹۰/۱۳۹۱	۸۴/۱۶۵۲	۸۲/۲۶۵۴
DCC GARCH	۹۳/۹۸۲۴	۹۰/۱۳۹۰	۸۴/۳۸۱۲	۸۲/۲۶۵۵
کاپولای نرمال	۹۴/۵۸۱۰	۹۰/۱۴۸۲	۸۵/۲۸۶۴	۸۳/۲۸۶۱
کاپولای گامبل	۹۴/۶۸۸۹	۹۲/۶۷۰۳	۸۵/۵۹۱۱	۸۳/۴۵۶۸
کاپولای کلایتون	۹۴/۶۰۷۸	۹۲/۴۹۹۱	۸۵/۴۹۲۸	۸۳/۳۴۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

۸- نتیجه‌گیری

استفاده از نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس یکی از شناخته‌ترین روش‌های بهره‌گیری از قراردادهای آتی برای کاهش ریسک ناشی از نوسانات قیمت کالاهای انرژی (نفت خام و گاز طبیعی)، است. در این مقاله نسبت بهینه پوشش ریسک به کمک مدل‌های اقتصادسنجی ایستا و پویا مشتمل بر حداقل مربعات معمولی، تصحیح خطای برداری، اتورگرسیو شرطی ثابت و پویا و توابع کاپولا گارچ شرطی مورد برآورد قرار گرفته است. در راستای رسیدن به هدف از داده‌های قیمت آنی و آتی نفت خام و گاز طبیعی در طی دوره پنج‌ساله ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده شده است.

در ابتدا نسبت بهینه پوشش ریسک ایستا به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شد. MV به روش OLS برای نفت خام برابر ۰/۶۲ و برای گاز طبیعی برابر ۰/۳۷ درصد بوده است؛ اما این روش به دلیل عدم استفاده از تمامی اطلاعات، کامل نبوده و به‌دلیل محدودیت‌ها و اشکالات این روش از مدل VECM استفاده شده است. نسبت بهینه پوشش ریسک به‌دست آمده از مدل VECM برای نفت خام برابر ۰/۹۸۱ و برای گاز طبیعی برابر ۰/۸۶۵ می‌باشد. گرچه این روش نسبت به OLS کارایی بیشتری دارد اما به دلیل وجود واریانس ناهمسانی در متغیرها از مدل GARCH استفاده گردید.

از بین روش‌های پویا نیز دو مدل گارچ با ضریب همبستگی شرطی ثابت و متغیر و کاپولا گارچ به کار رفته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که بیشترین میانگین نسبت بهینه

www.SID.ir

Archive of SID

پوشش ریسک مدل‌های پویا نفت خام و گاز طبیعی مربوط به روش CCC & DCC GARCH بوده است. همچنین در بررسی کارایی بر اساس داده‌های درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای می‌توان نتیجه گرفت استراتژی‌های پویا نسبت به روش‌های ایستا از کارایی بالاتری برخوردار می‌باشند. همچنین توابع کاپولا نسبت به مدل DCC GARCH عملکردی بهتری از خود نشان می‌دهد. همچنین از میان توابع کاپولای نرمال، گامبل و کلایتون می‌توان گفت که کاپولای نرمال دارای بدترین عملکرد و کاپولای گامبل دارای بیشترین کارایی می‌باشد.

با توجه به نتایج تحقیق و شرایط اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت‌خام با اقتصاد تک محصولی متکی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام و گاز طبیعی یک سرمایه‌گذار ریسک‌گریز محسوب می‌شود؛ زیرا بخش اعظمی از بودجه سالانه و برنامه پنج ساله کشور براساس دلارهای نفتی تنظیم می‌شود و مهم‌ترین دغدغه دولت، تحقق این نوع درآمدها است که به نحوی به دنبال تثبیت آنها می‌باشد؛ بنابراین قراردادهای آتی با نرخ پوششی مدل کاپولا که می‌تواند ریسک نوسانات قیمت نفت خام و گاز طبیعی را کاهش دهد و باعث ثبات بیشتر درآمدهای نفتی شود، مناسب‌ترین گزینه است. با توجه به این نتیجه پیشنهاد می‌شود که در مواقعی که پیش‌بینی‌ها حکایت از کاهش قیمت‌ها در آینده دارد، دولت برای پوشش ریسک نوسانات قیمت اقدام به انجام معاملات کاغذی نمایند. بدین منظور بهتر است تا برای پوشش هر چه بیشتر و بهتر ریسک از قراردادهای آتی با سررسید بلندمدت‌تر استفاده نمایند.

از آنجایی که قراردادهای آتی ریسک نوسانات قیمت نفت خام و گاز طبیعی را به مقدار زیادی کاهش می‌دهند، استفاده از آنها برای پوشش ریسک درآمدهای نفتی پیشنهاد می‌شود. نتایج نشان می‌دهند که مشتقات مالی می‌توانند در کاهش ریسک نوسانات قیمت مؤثر باشند چرا که در تمامی حالات، نرخ پوششی در حدود یک می‌باشد که این امر نشان می‌دهد که برای پوشش ریسک لازم است به ازای هر قرارداد عادی، یک قرارداد آتی نیز در نظر گرفته می‌شود تا ریسک قیمت نفت خام و گاز طبیعی کاهش یابد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

ابراهیمی، محسن و علیرضا قنبری (۱۳۸۸)، *پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران*، پژوهشنامه اقتصادی، سال نهم، شماره سوم، ۲۰۴-۱۷۳.

انصاری اردلی، زهرا، موسوی، میرحسین و کردبچه، حمید (۱۳۹۶)، برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک و مقایسه اثربخشی آنها در بازار گاز طبیعی، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۵۶: ۶۰-۳۵.

پیش‌بهار، اسماعیل و عابدی، سحر (۱۳۹۶)، *محاسبه ارزش در معرض خطر پرتفوی: کاربرد رهیافت کاپولا، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، سال هشتم، شماره سی‌ام، ۳۰-۸.

درخشان، مسعود (۱۳۹۰)، *مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت*، چاپ دوم؛ مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی

سجاد .رسول .طروسیان، آدنا (۱۳۹۳)، *نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز به‌وسیله قراردادهای آتی سکه طلا در ایران*.، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری. سال سوم، ۲۴-۱.

سوری، علی (۱۳۹۳)، *اقتصادسنجی (پیشرفته) همراه با کاربرد Eviews 8 و Stata 12*، چاپ اول، نشر فرهنگ‌شناسی،

فرزانگان، الهام (۱۳۹۷)، *استراتژی پوشش ریسک قیمت سکه بهار آزادی: مقایسه بین رویکردهای ADCC،GO-GARCH ، GARCH مبتنی بر کاپیولا*، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال بیست و سوم، شماره ۷۵، ۱۶۶-۱۳۷.

فلاح‌پور، سعید و احمدی، احسان (۱۳۹۳)، *تخمین ارزش در معرض ریسک پورتفوی نفت و طلا با بهره‌مندی از روش کاپیولا- گارچ*، مجله تحقیقات مالی، دوره ۱۶، شماره ۲، ۳۲۶-۳۰۹.

www.SID.ir

Archive of SID

کشاورز 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، دوره ۴۹، شماره ۴، ۹۰۲-۸۶۹.

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.

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

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.

Hull, J. C. (2003). *Options futures and other derivatives*: Pearson Education India.

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.

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.

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*.

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.

www.SID.ir

Archive of SID

Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy economics, 21*(5), 449-469.

Stein, J. L. (1976). The simultaneous determination of spot and futures prices *The Economics of Futures Trading* (pp. 124-130): Springer.

Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series* (Vol. 543): John wiley & sons.

Working, H. (1953). Hedging reconsidered. *Journal of Farm Economics, 35*(4), 544-561.

Yang, W. J. (2001). M-GARCH hedge ratios and hedging effectiveness in Australian futures markets. *Available at SSRN 259968*.

www.SID.ir

Archive of SID

Hedging Strategies of Energy Commodities

Simin Aleali
Ph.D. Student of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch, Simin.alali@yahoo.com

Ghodratollah Emamverdi[1]
Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch, ghemamverdi@iauctb.ac.ir

Abass Ali Abounoori
Associate Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch, aabounoori@yahoo.com

Abolfazl Ghiasvand
Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch, a.ghiasvand@iauctb.ac.ir
Received: 2019/08/09 Accepted: 2020/03/04

Abstract

The paper examines the issue of hedging in energy markets. The objective of this study is to select an optimal model that will provide the highest price risk reduction for the selected commodities. We apply the ordinary least squares methods, autoregressive model, autoregressive conditional heteroscedasticity and copula to calculate the appropriate dynamic minimum-variance hedge ratio. The objects of hedging are the spot and futures prices. We use weekly data for the period 2013 to 2018 to estimate our values. Empirical results show that the Copula model is the most effective method for hedging against price risks.

JEL Classification: G13, C58, C22
Keywords: Hedging Risk, Future contract, Minimum variance, Copula

1. Corresponding Author

www.SID.ir