نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک کالاهای انرژی

سیمین آل علی[۱]
قدرت‌اله امام وردی[۲]
عباسعلی ابونوری[۳]
ابوالفضل غیاثوند[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۰۸

چکیده

نوسانات قیمت از مهمترین ویژگی‌های بازار انرژی بوده که منجر به ایجاد ریسک قیمتی و بی‌ثباتی اقتصادی می‌گردد. این ریسک باید به کمک ابزار مشتقه مناسب پوشش داده شود. استراتژی بهینه پوشش ریسک از طریق تخمین نسبت پوشش ریسک مشخص می‌گردد. بنابراین، هدف پژوهش حاضر محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک کالاهای انرژی به روش حداقل واریانس و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی می‌باشد. سپس، کارایی نتایج مدل‌های مورد مطالعه با یکدیگر مقایسه شده است. در راستای رسیدن به هدف، از سری زمانی هفتگی قیمت‌های آتی و قراردادهای آتی نفت خام و گاز طبیعی در طی دوره پنج‌ساله ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده شده است. نرخ‌های پوششی به وسیله مدل‌های ایستا (روش‌های حداقل مربعات معمولی و مدل خودرگرسیون برداری) و پویا (مدل‌های ناهمسانی شرطی اتورگرسیو و کاپولا) برآورد شده‌اند. از مقایسه کارایی مدل‌های مختلف می‌توان نتیجه گرفت که مدل‌های کاپولا کاراترین روش برای پوشش ریسک می‌باشند.

واژگان کلیدی: پوشش ریسک، قرارداد آتی، حداقل واریانس، کاپولا.

Keywords: Hedging Risk, Future Contract, Minimum Variance, Copula.
JEL Classification: G13, C58, C22.

[۱]. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و حسابداری تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی Simin.alali@yahoo.com
[۲]. استادیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی (نویسنده مسئول)، ghemamverdi@iauctb.ac.ir
[۳]. دانشیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی aabounoori@yahoo.com
[۴]. استادیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی a.ghiasvand@iauctb.ac.ir

۱- مقدمه

تغییرپذیری قیمت‌های کالاهای انرژی (نفت خام و گاز طبیعی) در طی زمان منجر به بروز ریسک اقتصادی و نوسانات بازده و درآمد و بی‌ثباتی اقتصادی می‌گردد و از آن‌جا که اقتصاد ایران به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز وابسته است، تثبیت و پوشش ریسک[۱] این‌گونه درآمدها لازم و ضروری می‌باشد. در جهان روش‌های مختلفی برای پوشش ریسک نوسانات قیمت و درآمدهای نفت خام و گاز طبیعی وجود دارد. یکی از نوین‌ترین راهبردهای مقابله با ریسک قیمت و بازده استفاده از ابزارهای مشتقه مالی می‌باشد. مشتقات را می‌توان به چهار گروه: سلف‌ها[۲]، آتی‌ها[۳]، اختیارات[۴] و معاوضات[۵] تقسیم کرد (درخشان، ۱۳۹۰). یکی از متداول‌ترین ابزارهای پوشش ریسک، قراردادهای آتی می‌باشد.

یکی از معروف‌ترین استراتژی‌های پوشش ریسک، استفاده از روش حداقل کردن واریانس پورتفوی می‌باشد. نرخ پوشش به دست آمده از این روش، نرخ پوششی حداقل واریانس[۶] یا MV نامیده می‌شود که در طی آن، ریسک در قالب واریانس بیان می‌گردد (لی و همکاران[۷]، ۲۰۱۶). مفهوم پایه‌ای پوشش ریسک حداقل واریانس در ترکیب سرمایه‌گذاری‌ها در بازار آنی و آتی به منظور حذف یا کاهش نوسانات ارزش، نهفته است. بنابراین تعداد بهینه قراردادهای آتی که فرد باید برای مقابله با ریسک نوسانات قیمت دارایی پایه نگهداری کند را می‌توان به کمک محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک[۸] بدست آورد (جانسون[۹]، ۱۹۶۰). ادبیات موجود نشان می‌دهد محققان برای حداقل‌سازی ریسک نوسانات قیمت در بازار آنی عمدتا قرارداد آتی را بکار می‌برند. بر این اساس، در این مطالعات روش‌های مختلف اقتصادسنجی محاسبه‌ی نسبت بهینه پوشش ریسک به کار رفته است. همچنین به منظور معرفی بهترین مدل پوشش ریسک، کارایی مدل‌های مختلف با هم مقایسه شده است.

---

1. Hedging
2. Forwards
3. Futures
4. Options
5. Swape
6. Minimum-Variance Hedge Ratio
7. Lee (2016)
8. Optimal Hedge Ratio
9. Johnson (1960)

هدف مطالعه حاضر، تخمین نسبت پوشش ریسک و معرفی بهترین مدل تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک به روش حداقل واریانس (MV) از میان مدل‌های مورد مطالعه می‌باشد. بدین منظور، مدل‌های ایستا (حداقل مربعات معمولی و مدل خودرگرسیون برداری) و پویا (مدل‌های ناهمسانی شرطی اتورگرسیو و کاپولای نرمال و کاپولای تی استیودنت) برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس (MV) به کار برده می‌شوند. سپس، تکنیک رگرسیون پنجره غلتان برای مقایسه کارایی مدل‌های مورد مطالعه و انتخاب بهترین مدل برای پوشش ریسک مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

ساختار مقاله بدین ترتیب می‌باشد که در ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق مورد بحث قرار گرفته و سپس داده‌ها معرفی می‌شوند و 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 انتها نتیجه‌گیری، توصیه‌ها و پیشنهادهای لازم ارائه خواهد شد.

با توجه به گسترش ادبیات مالی محاسبه MV و نقص فرض مدل‌های چند متغیره پویا مبنی بر وجود توزیع نرمال مشترک در ساختار وابستگی بین متغیرها، در این مقاله، روش کاپولا به کار رفته است. مدل‌های کاپولا قابلیت لحاظ ساختار وابستگی غیر نرمال در متغیرهای مالی و وابستگی‌های غیر خطی را دارند. بنابراین این پژوهش در ادامه مطالعات علیمرادی (۱۳۹۲) و ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۵) در زمینه پوشش ریسک نفت خام و گاز طبیعی با استفاده از مدل‌های OLS، VECM و GARCH دو متغیره انجام یافته است. همچنین، 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 مدل‌های ایستا و پویای بیان شده، کارایی این روش‌ها با یکدیگر مقایسه گردیده و کاراترین استراتژی با استفاده از رگرسیون پنجره غلتان مشخص می‌گردد. لذا می‌توان بیان نمود که نوآوری تحقیق در استفاده از رگرسیون پنجره غلتان به جای مقایسه کارایی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای می‌باشد. همچنین این پژوهش از نظر هدف کاربردی است و با تشکیل پورتفویی متشکل از کالاهای انرژی به دنبال پاسخ به این سوال 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؟

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

یکی از مهم‌ترین اجزای مدیریت ریسک، اندازه‌گیری ریسک[1] است (رادپور و عبده تبریزی، ۱۳۸۸). ریسک را به صورت تغییر نامطلوب در بازدهی تحقّق‌یافته تعریف می‌کنند. بنابراین، مدیریت ریسک ارتباط نزدیکی با سودآوری دارد (حاجیان، ۱۳۹۳). پوشش ریسک یکی از مهم‌ترین روش‌های مدیریت ریسک می‌باشد که از عمومیت بیشتری نیز برخوردار است. مفهوم پوشش ریسک عبارت است از ترکیب سرمایه‌گذاری در بازار آنی و آتی[2] برای ساختن یک سبد دارایی به گونه‌ای که این ترکیب سرمایه‌گذاری منجر به کاهش نوسان ارزش سبد گردد (بهرامی و میرزاپور باباجان، ۱۳۹۱). استراتژی پوشش ریسک که به وسیله مشتقات مالی صورت می‌گیرد به دو روش مستقیم[3] و متقاطع[4] می‌باشد. در پوشش مستقیم، دارایی مورد نظر که ریسک قیمت آن پوشش داده می‌شود و دارایی پایه در قرارداد آتی یکسان هستند. بنابراین، نسبت بهینه پوشش در پوشش ریسک مستقیم همواره برابر ۱۰۰ درصد است و ریسک را تا حد امکان می‌کاهد. در نتیجه، اگر قیمت آنی کالا کاهش یابد، سود ناشی از موقعیت فروش آتی زیان حاصل از معامله آنی را پوشش می‌دهد. برعکس، اگر قیمت آنی کالا افزایش یابد، زیان ناشی از موقعیت فروش آتی سود حاصل از معامله آنی را خنثی می‌کند. در پوشش متقاطع، دارایی مورد نظر که ریسک قیمت آن پوشش داده می‌شود و دارایی پایه در قرارداد آتی یکسان نیستند. پوشش متقاطع به یک استراتژی سرمایه‌گذاری اشاره دارد که در طی آن ریسک مالی ناشی از یک موقعیت معین تجاری به کمک خرید یک ابزار مالی دیگر -که با حرکات قیمتی[5] آن همبستگی دارد- پوشش داده می‌شود (خبیری و عبده تبریزی، ۱۳۹۷). با توجه به روند تاریخی ادبیات پوشش ریسک می‌توان بیان نمود سه تئوری مهم در این زمینه وجود دارد. این تئوری‌ها به ترتیب تاریخی عبارتند از: ۱- تئوری سنتی یک به یک ۲- نظریه بتا برای پوشش ریسک و ۳- تئوری پورتفوی پوشش ریسک.

---

1. Risk
2. Spot & Futures Market
3. Direct Hedging
4. Cross Hedging
5. Price Action

هدف تئوری ساده، حداقل‌کردن ریسک است و پوشش‌دهندگان بی‌نهایت ریسک‌گریز با اتخاذ موقعیتی متضاد با بازار آتی، تمام ریسک ناشی از قیمت‌های آنی را حذف می‌کنند. از آن‌جا که به میزان دارایی آنی در بازار آتی موقعیت گرفته می‌شود، تناظر یک به یک برقرار خواهد بود. لذا فرض می‌شود قیمت‌های آتی و آنی با هم همبستگی کامل دارند (کاسیلو[1]، ۲۰۰۵). نظریه بتا در امتداد نظریه ساده مطرح شده است. در این نظریه بیان می‌شود که اولا تغییرات قیمتی در بازارهای آنی و آتی همیشه با هم مشابه نیستند. ثانیا با توجه به ناهمسانی تغییرات قیمت، افراد انتظار دارند از تفاوت قیمت سود کسب کنند.

تئوری پورتفوی پوشش ریسک را می‌توان در دو گروه کلی روش‌های حداقل‌کننده ریسک و حداکثرکننده مطلوبیت دسته‌بندی نمود، به عبارت دیگر برای استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک در ابتدا یک تابع هدف معرفی شده و با بهینه نمودن (حداقل یا حداکثر نمودن) آن تابع (زیان یا سود)، نسبت بهینه پوشش ریسک استخراج می‌شود. با مرور اجمالی ادبیات موضوع می‌توان ۷ روش برای استخراج نسبت پوشش ریسک شناسایی نمود. روش‌های حداقل‌کننده ریسک شامل روش حداقل واریانس[2] (MV)، حداقل ضریب جینی بسط یافته به میانگین[3] (MEG) و حداقل شبه واریانس تعمیم‌یافته[4] (GSV) می‌باشد. همچنین، روش حداکثرکننده مطلوبیت مشتمل بر میانگین- واریانس[5]، شارپ[6]، حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار، میانگین MEG[7] و حداقل شبه واریانس تعمیم یافته[8] است.

در این مطالعه به علت سهولت و جامعیت نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس، از این روش استفاده شده است. پوشش ریسک در بازار انرژی به عنوان فرآیندی تعریف می‌شود که در آن یک سازمان با اتخاذ یک موقعیت در بازار مشتقات[9]، خود را در مقابل تغییرات نامطلوب قیمت محافظت کند. به منظور اندازه‌گیری ریسک، جانسون[10] (۱۹۶۰) و استین[11] (۱۹۶۱) از

---

1. Casillo (2005)
2. Minimum-Variance
3. Minimum Gini Coefficient Extended to Mean
4. Generalized Semivariance Variance
5. Mean-Variance
6. Sharp
7. Mean-MEG
8. Mean-GSV
9. Derivatives
10. Johnson (1960)
11. Stein (1976)

واریانس تغییرات ارزش سبد دارایی استفاده نمودند. بر این اساس، سبد دارایی را لحاظ نمودند که در آن فرد پوشش‌دهنده ریسک تنها دارای یک موقعیت در بازار آنی است که در کنار آن به تعداد لازم قرارداد آتی (برای دارایی پایه مورد نظر) نگهداری می‌کند. در این ترکیب، موقعیت‌های بازارهای آنی به عنوان متغیر برون‌زا و تعداد موقعیت‌های تعهدی در بازار، به عنوان متغیر درون‌زا لحاظ خواهد شد (هال[1]، ۲۰۰۳). به طور مشخص، سبد دارایی که درآن C_S واحد موقعیت خرید در بازار نقدی و C_f واحد موقعیت فروش در بازار آتی وجود دارد، در نظر گرفته می‌شود. از آن‌جا 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[2] گفته می‌شود.

جدول ۱: نسبت‌های پوشش ریسک

نرخ پوشش	روش تعیین	معیار اندازه‌گیری ریسک	تابع هدف
نسبت‌های پوشش ریسک حداقل‌کننده ریسک	(MV)	واریانس	$MinR_n$
	MEG	ضریب MEG	$Min\Gamma_v(R_n v)$
	GSV	ضریب GSV	$Minv_{\delta,\alpha}(R_n)$
نسبت‌های پوشش ریسک حداکثرکننده مطلوبیت	Mean-Variance	واریانس	
	Sharpe	انحراف معیار	$Max\frac{E(R_n - R_F)}{\sqrt{var(R_n)}}$
	HKL	واریانس	$Max\ (R_n) - {}^{1}/_{2\ Avar(R_n)}$
	M-GSV	واریانس	$MaxE(R_n) - \Gamma_v(R_n v)$
	M-MEG	انحراف معیار	$MaxE(R_n) - v_{\delta,\alpha}(R_n)$

منبع: بنادا (۲۰۱۷)

بازدهی این سبد عبارت است از (لی و همکاران، ۲۰۱۶):

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

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:

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

[1]. Hull (2003)
[2]. Hedged Portfolio

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

که در آن s_t قیمت دارایی پایه در بازار آنی و f_t قیمت آن در بازار آتی است. همچنین، نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس (h) برابر خواهد بود با $h = \frac{C_f f_t}{C_S s_t}$ و نشان‌دهنده تعداد قراردادهای آتی مورد نیاز برای پوشش ریسک نوسانات قیمت آنی است. برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک در ابتدا واریانس بازدهی سبد دارایی را برای مبنای رابطه (۶) تعریف می‌نمایند:

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

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.

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

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

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

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 $\frac{\partial^2 \sigma_S^2}{\partial h^2} = 2\sigma_F^2 \succ 0$ بنابراین نقطه بحرانی (h^*) واریانس تغییرات قیمت پورتفوی در پوشش متقاطع را کمینه می‌سازد. پس از محاسبه نسبت پوشش حداقل واریانس، کارایی پوشش ریسک مورد بررسی قرار می‌گیرد. هدف از بررسی کارایی پاسخ به این سوال 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 مورد نظر باشد، آن‌گاه وی نسبت پوشش ریسک را بر مبنای چه روشی تخمین یا محاسبه نماید که بتواند موثرتر از سایر روش‌ها باشد. بدین منظور در ابتدا دو سبد تشکیل می‌شود؛ در سبد نخست فرد هیچ قرارداد آتی نگهداری نمی‌نماید و صرفا یک موقعیت تعهدی در بازار آنی در سبد خود دارد. در سبد دوم، فرد علاوه بر این‌که یک موقعیت در بازار آنی دارد، به میزانی

که نسبت بهینه پوشش ریسک روش‌های مختلف تخمین مشخص نموده است، قرارداد آتی دارایی پایه را نیز نگهداری می‌نماید. سبدی که صرفا مشتمل بر یک موقعیت در بازار آنی است، سبد بدون پوشش[1] و سبدی که در آن به واسطه قراردادهای آتی، پوشش ریسک انجام شده است را سبد پوشش داده شده[2] می‌نامند. معیار کارایی پوشش ریسک ادرینگتون[3] (۱۹۷۹) و یانگ[4] (۲۰۰۱) به صورت نسبت واریانس موقعیت پوشش داده نشده منهای واریانس موقعیت پوشش یافته به واریانس موقعیت پوشش داده نشده تعریف می‌شود.

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

HE، کارایی پوشش ریسک، σ_H^2، واریانس پورتفولیوی پوششی و σ_v^2، واریانس پورتفولیوی غیر پوششی می‌باشند. واضح است هر چقدر قراردادهای آتی با آنی هماهنگ‌تر باشند، سبد انرژی با ریسک پایین‌تری رو به رو خواهد بود. به عبارتی کاهش ریسک بالاتر و ضریب HE به یک نزدیکتر خواهد بود.

۲-۲- مروری بر ادبیات تجربی و پیشینه پژوهش

با مطرح شدن نظریه سنتی یک به یک در سال ۱۹۲۰، مطالعه پوشش ریسک به کمک قراردادهای آتی آغاز شدند. بر این اساس مارکویتز[5] (۱۹۵۲) ایده پوشش ریسک را در چارچوب میانگین واریانس مطرح نمود. در ادامه ورکینگ[6] (۱۹۵۳) انگیزه اصلی پوشش ریسک را بهره‌گیری از تغییرات پدید آمده در مبنا و به دست آوردن سود دانست. همچنین جانسون (۱۹۶۰) و استین (۱۹۶۰) چارچوب نظری پوشش ریسک بازارهای 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[7] (۱۹۹۳) نشان دادند روش OLS منجر به همبستگی سریالی در پسماندها می‌شود. لذا برای رفع مشکل تورش، مدل VAR را پیشنهاد

1. Uncovered Portfolios
2. Hedged Portfolio
3. Ederington (1979)
4. Yang (2001)
5. Markowitz (1952)
6. Working (1953)
7. Herbst (1993)

نمودند. سپس گوش[1] (۱۹۹۳) رابطه همجمعی بین داده‌های سری زمانی قیمت‌های آتی و آنی را بدست آورد. لین و لو[2] (۱۹۹۶) نشان دادند به دلیل عدم لحاظ جمله تصحیح خطا در معادله، نسبت پوشش ریسک کمتر از حد برآورد خواهد شد. بر این اساس مدل‌های ARCH و GARCH بکار رفتند. پس از آن، 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 در زمینه پوشش ریسک توسط منسی و همکاران[3] (۲۰۱۷) صورت گرفته است. در این پژوهش، ساختار همبستگی میان قیمت نفت و بازار سهام به کمک روش کاپولا مدل‌سازی گردید. نتایج نشان می‌دهد برای سری بازده نفت خام، وابستگی دنباله‌ای (دم) بین نفت و بازار سهام وجود دارد. بنادا[4] (۲۰۱۷) استراتژی‌های پوشش ریسک ساده، حداقل واریانس و ضریب جینی بسط‌یافته به میانگین را به کار برد. همچنین برای تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس از مدل‌های OLS، VECM، GARCH، کاپولا و موجک استفاده نموده است. نتایج نشان می‌دهد وحدت رویه‌ای در تخمین پوشش ریسک وجود نداشته و مقدار این نسبت در بازارها و دارایی‌های مختلف با یکدیگر متفاوت می‌باشد، به گونه‌ای که در بازار نفت خام پوشش ریسک کامل صورت می‌پذیرد و تمامی مدل‌ها و استراتژی‌های موجود به این نتیجه اشاره دارند. در بازار گاز طبیعی پوشش ناقص انجام می‌گیرد. به علاوه نتایج کارایی مدل‌های مختلف دال بر کاراتر بودن مدل ضریب جینی بسط‌یافته به میانگین می‌باشد. کانگ و همکاران[5] (۲۰۱۵) اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام را با استفاده از مدل VAR بررسی کردند و به شواهدی مبنی بر تغییر ضرایب و ماتریس واریانس- کوواریانس در طی زمان دست یافتند.

در ایران نیز فرزانگان (۱۳۹۷) توابع کاپولا را به منظور پوشش ریسک قیمت سکه بهار آزادی طی دوره ۹۵-۱۳۸۹ بکار برده است. همچنین پیش‌بهار و عابدی (۱۳۹۵) ارزش در معرض خطر پرتفوی لبنیات و قند را به کمک رهیافت کاپولا محاسبه نمودند. نتایج آزمون‌های کریستوفرسن[6] تابع امتیاز احتمال درجه دوم و ریشه میانگین مجذور خطا نشان دادند که روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو مبتنی بر کاپولا در مقایسه با روش‌های دیگر نتایج قابل اعتمادتری ارائه می‌دهد.

---

1. Ghosh (1993)
2. Lien & Luo (1993)
3. Mensi (2017)
4. Benada (2017)
5. Kang (2015)
6. Christoffersen Test

کشاورز حداد و حیرانی (۱۳۹۳) با استفاده از توابع کاپولا ارزش در معرض ریسک محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران را 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 طی دوره ۵ ساله ۲۰۱۷-۲۰۱۲ را به روش کاپولا- گارچ مطالعه کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد 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 نرخ ارز را با استفاده از آتی سکه طلا و رهیافت‌های حداقل مربعات معمولی، حداقل مربعات معمولی تصحیح شده، گارچ یک متغیره و گارچ چند متغیره CCC و DCC بررسی نمودند و دریافتند مدل‌های گارچ چند متغیره مناسب‌تر هستند. ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸) پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی ایران را مطالعه نمودند و نشان دادند ریسک با استفاده از قراردادهای آتی کاهش خواهد یافت.

۳- مدل تحلیلی پژوهش

در این بخش مدل‌های اقتصادسنجی ایستا (حداقل مربعات معمولی، تصحیح خطای برداری) و مدل‌های پویا (اتورگرسیو شرطی، توابع کاپولا نرمال و تی استیودنت) برای محاسبه نرخ‌های بهینه پوشش ریسک معرفی می‌گردد. مدل حداقل مربعات معمولی یکی از قدیمی‌ترین رهیافت‌های تخمین نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس می‌باشد که در آن تغییرات قیمت آنی بر روی تغییرات قیمت آتی برازش می‌شود. در این روش فرض می‌شود رابطه میان قیمت‌های آنی و آتی در طول زمان ثابت است؛ یعنی توزیع مشترک قیمت‌های آنی و آتی در طول زمان تغییر نمی‌کند و ماتریس واریانس- کوواریانس ثابت خواهد بود.

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

ΔS_i و ΔF_i به ترتیب تغییرات قیمت‌های آنی و آتی و α جمله ثابت می‌باشند. در مدل OLS، هدف تخمین پارامتر β یا ضریب زاویه رگرسیون تغییرات قیمت آنی روی آتی است.

$$H_J^* = \frac{Cov(\Delta S, \Delta F)}{VAR(\Delta F)} \qquad (۹)$$

میرز و تامسون[1] (۱۹۸۹) پس از بررسی نتایج الگوی OLS اشاره کردند مقادیر پسماند دارای خودهمبستگی سریالی هستند، در نتیجه الگوی VAR را به شکل روابط (۱۰) و (۱۱) توسعه دادند:

$$\Delta S_t = C_S + \sum_{i=1}^{K} \beta_{S,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{S,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{S,t} \quad (۱۰)$$

$$\Delta F_t = C_F + \sum_{i=1}^{K} \beta_{F,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{F,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{F,t} \quad (۱۱)$$

C_S و C_F عرض از مبدا معادلات و $\beta_{S,i}$، $\beta_{F,i}$، $\lambda_{F,i}$ و $\lambda_{F,i}$ ضرایب رگرسیونی و $\varepsilon_{S,t}$ و $\varepsilon_{F,t}$ نوفه سفید[2] هستند. اکنون مقدار بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس برابر خواهد بود با:

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

σ_{sf}، کوواریانس بین اجزای اخلال قیمت‌ها و σ_{ff} واریانس جزء اخلال قیمت‌های آتی می‌باشد. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) مشاهده کردند هم‌انباشتگی بین قیمت‌های آنی و آتی در الگوی VAR نادیده گرفته می‌شود. لذا، گوش (۱۹۹۳) و کرونر و سلطان[3] (۱۹۹۶) رابطه همجمعی را محاسبه و الگوی تصحیح خطای برداری[4] را توسعه دادند. C عرض از مبدا و $\varepsilon_{S,t}$ و $\varepsilon_{F,t}$ نوفه سفید، K مرتبه مدل و E_{t-1} جمله تصحیح خطا می‌باشد که مقدار تعدیل متغیر وابسته با انحراف دوره قبل در طی دوره بلندمدت را اندازه‌گیری می‌کند:

$$\Delta S_t = C_S + \sum_{i=1}^{K} \beta_{S,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{S,i} \Delta F_{t-i} + \alpha_S E_{t-1} + \varepsilon_{S,t} \quad (۱۳)$$

$$\Delta F_t = C_F + \sum_{i=1}^{K} \beta_{F,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{F,i} \Delta F_{t-i} + \alpha_F E_{t-1} + \varepsilon_{F,t} \quad (۱۴)$$

$$E_{t-1} = \Delta S_{t-i} - \alpha_F \Delta F_{t-i} \quad (۱۵)$$

طبق مطالعه بیلی و میرز[5] (۱۹۹۱) فروض ناهمسانی واریانس و ثبات ریسک بازارهای مالی در طی زمان نقاط ضعف مدل‌های OLS و VECM هستند. زیرا ثبات نسبت بهینه پوشش ریسک به دلیل

1. Myers and Thompson (1989)
2. White-noise
3. Kroner and Sultan (1993)
4. Vector Error Correction Model (VECM)
5. Baillie and Myers (1991)

کاربرد گشتاورهای غیر شرطی مرتبه دوم است. در حالی که واریانس ثابت نبوده بلکه تلاطم خوشه‌ای وجود دارد. یعنی واریانس خطای پیش‌بینی به مقدار جمله اخلال دوره قبل وابسته بوده و وجود اطلاعات جدید باعث تغییر ریسک دارایی‌ها می‌گردد. در نتیجه برای محاسبه MV از فرمول (۱۶) استفاده می‌شود:

$$H_J^* = \frac{Cov(\Delta S, \Delta F)\|\Omega_{t-1}}{VAR(\Delta F)\|\Omega_{t-1}} \qquad (۱۶)$$

Ω_{t-1} اطلاعات در دسترس دوره (t-1) (هنگام تصمیم‌گیری برای دوره t) می‌باشد. با در نظر گرفتن واریانس و کوواریانس شرطی، نرخ پوششی در طول دوره تغییر می‌کند. بنابراین با توجه به متغیر بودن گشتاورهای شرطی مرتبه دوم و توزیع مشترک قیمت‌های آنی و آتی، مدل‌های ناهمسان شرطی اتورگرسیو معرفی شدند (بولراسیو[1]، ۱۹۹۰ و کرونر و سلطان، ۱۹۹۱). به کمک مدل GARCH دومتغیره زیر می‌توان MV را محاسبه کرد:

$$\Delta S_t = \mu_S + \varepsilon_{St} \qquad (۱۷)$$

$$\Delta F_t = \mu_F + \varepsilon_{Ft} \qquad (۱۸)$$

$$\ln\begin{bmatrix}\varepsilon_{St}\\ \varepsilon_{Ft}\end{bmatrix}\Big\|\Omega_{t-1} \cong N(0,H), H_t = \begin{bmatrix}H_{SS,t} & H_{SF,t}\\ H_{SF,t} & H_{FF,t}\end{bmatrix}$$

$$vec(H_t) = C + Avec(e_{t-1}e'_{t-1}) + Bvec(H_{t-1}) \qquad (۱۹)$$

H_t ماتریس کوواریانس شرطی ۲×۲، C بردار پارامترهای مثبت و ۱×۳، A و B ماتریس پارامترها و ۳×۳ می‌باشد. سپس انگل و کرونر (۱۹۹۵) با مشاهده برخی مشکلات مانند اریب بودن نسبت بهینه پوشش ریسک مدل VECH-GARCH(1,1)، مدل BEKK-GARCH را پیشنهاد نمودند.

$$H_t = C_0C'_0 + A'_{11}e_{t-1}e'_{t-1}A_{11} + B'_{11}H_{t-1}B_{11} \qquad (۲۰)$$

C ماتریس مثلثی پایین و A و B ماتریس قطری در نظر گرفته می‌شوند. نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس شرطی در زمان t را می‌توان از معادله $h_{t-1} = H_{SF,t}/H_{FF,t}$ مشخص نمود.

[1]. Bollerslev (1990)

لین و لو (۱۹۹۶) نشان دادند به دلیل وقوع بحران‌های مالی و افزایش نوسانات در ارزش سبد دارایی کوواریانس و همبستگی بازدهی دارایی‌ها، طی متغیر زمان می‌باشند. بر این اساس، توابع کاپولا مورد استفاده قرار گرفت زیرا توابع کاپولا اجازه می‌دهد ساختار وابستگی بین اجزای مختلف پورتفوی مدل‌سازی شود. قضیه اسکلار[1] (۱۹۵۹) بیان می‌کند اگر یک تابع توزیع توام با توزیع حاشیه‌ای $F_1,...,F_d$ داشته باشیم، تابع کاپولا در فضای $[0,1]$ داشته باشیم $C:[0,1]^d \to [0,1]$ وجود دارد به گونه‌ای که به ازای تمامی متغیرهای $X_1,...,X_d$ در فضای $R=[-\infty,\infty]$ خواهیم داشت:

$$F(X_1,...,X_d)=C(F_1(X_1),...,F_d(X_d)) \quad (۲۱)$$

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

$$C(u_1,...,u_d)=F(F_1^{-1}(u_1),...,F_d^{-1}(u_d)) \quad (۲۲)$$

U_i، متغیرهای تصادفی با توزیع یکنواخت می‌باشند. تابع چگالی تابع کاپولا به شکل زیر می‌باشد:

$$F(X_1,...,X_d)=C(F_1(X_1),...,F_d(X_d))\prod_{i=1}^{d} f_i(x_i) \quad (۲۳)$$

توابع چگالی حاشیه‌ای f_i توسط رابطه (۲۳) قابل استنتاج است. بنابراین میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی را می‌توان به کمک تابع چگالی حاشیه‌ای مشخص نمود:

$$C(u_1,...,u_d)=\frac{\partial^2 C(u_1,...,u_d)}{\partial u_1,...,u_d}=\frac{f(F_1^{-1}(u_1),...,F_d^{-1}(u_d))}{\prod_{i=1}^{d} f_i(F_1^{-1}(u_1))} \quad (۲۴)$$

توابع کاپولا به دو دسته بیضی و ارشمیدسی تقسیم می‌شوند. توابع کاپولای بیضی (توزیع نرمال و توزیع t استیودنت)، از فرم بسته برخوردارند و فقط وابستگی دمی متقارن را اتخاذ می‌کنند. ساختار وابستگی کاپولای نرمال[2] به وسیله توزیع نرمال چند متغیره توصیف می‌شود که درآن Φ_ρ توزیع مشترک با ضریب همبستگی خطی ρ است (بنادا، ۲۰۱۷).

1. Skalar
2. Gaussian Copula

$$C_{Gaussian}(u_1,...,u_d,\rho)=\Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1),\Phi^{-1}(u_2))=\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)}\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_2)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{XY}^2}}e^{\frac{2\rho_{XY}-X^2+Y^2}{2(1-\rho_{XY}^2)}}dxdy \quad (۲۵)$$

در کاپولای تی استیودنت[1] $t_{\rho,\nu}$ توزیع دو متغیره تی- استیودنت، ρ ضریب همبستگی، u_2 درجه آزادی و $t^{-1}(u_2)$، معکوس توزیع تک متغیره تی- استیودنت است (بنادا، ۲۰۱۷). با تغییر درجه آزادی می‌توان درجه وابستگی دنباله توزیع را تغییر داد، لذا این تابع به صورت همزمان وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین دارد.

$$C_T(u_1,...,u_d:\rho,\nu)=t_{\rho,\nu}(t^{-1}(u_1),t^{-1}(u_2))=\int_{-\infty}^{t^{-1}(u_1)}\int_{-\infty}^{t^{-1}(u_2)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{XY}^2}}e^{\left(1+\frac{2\rho_{XY}-X^2+Y^2}{2(1-\rho_{XY}^2)}\right)}dxdy \quad (۲۶)$$

۴- داده‌ها و پایه‌های آماری

برای بررسی تغییرات پوشش ریسک از داده‌های سری زمانی هفتگی قیمت‌های آنی و قیمت‌های آتی نفت خام و گاز طبیعی طی دوره پنج ساله ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده شده است و مدل مورد مطالعه به شکل زیر تصریح می‌گردد:

$$\Delta S_i = f(\Delta F_i) \quad (۲۷)$$

ΔS_i بازده قیمت آنی و ΔF_i بازده قیمت آتی می‌باشند. از آن‌جا که در ایران بازارهای مشتقات مالی نفت خام و گاز طبیعی وجود ندارد، به ناچار داده‌های قراردادهای آتی‌های بورس کالایی نیویورک[2] (NYMEX) استفاده می‌شود. همچنین، اطلاعات به کار رفته از اداره اطلاعات انرژی آمریکا[3] (EIA) استخراج شده است. منبع قیمت‌های این سازمان برای قیمت آنی، تامسون رویترز[4] و برای قیمت آتی، میانگین قیمت قراردادهای آتی یک تا چهار ماهه نایمکس و هنری هاب[5] می‌باشد.

1. Student-t Copula
2. New York Mercantile Exchange (NYMEX)
3. U.S. Energy Information Administration (EIA)
4. Thomson Reuters
5. Henry Hub

جدول ۲: 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: دفتر اطلاعات انرژی آمریکا (EIA)

۵- نتایج تخمین نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس

۵-۱- نتایج مدل حداقل مربعات معمولی

نتایج مدل OLS در جدول (۳) بیان شده است. نرخ بهینه پوشش ریسک یا ضریب β 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 درصد است. همچنین برای گاز طبیعی نشان‌دهنده معنی‌داری ضریب β در سطح خطای ۵٪ می‌باشد.

جدول۳: 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	۰/۶۱۳
	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 پژوهش

۵-۲- نتایج مدل خودرگرسیون برداری و تصحیح خطای برداری

جهت جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب، ایستایی متغیرها بررسی می‌شود. نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

جدول ۴: مقادیر و احتمال آزمون‌های دیکی فولر 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 پژوهش

از آن‌جا که بسیاری از سری‌های زمانی نامانا در بلندمدت توسط یک رابطه محدود می‌شوند، هم‌انباشتگی وجود خواهد داشت. در صورت هم‌انباشته بودن نیازی به تفاضل‌گیری از متغیرهای ناپایا در سطح نمی‌باشد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن نشان می‌دهد که یک بردار هم‌انباشتگی توسط آماره حداکثر مقادیر ویژه و اثر در سطح ۵ درصد وجود دارد.

جدول ۵: آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن

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 پژوهش

معناداری ضرایب جمله تصحیح خطا دلالت بر ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت قیمت‌های آتی و آنی با مقادیر بلندمدت آن‌ها دارد. از آن‌جا که قدر مطلق ضرایب تصحیح خطا در الگویی با متغیر وابسته قیمت‌های آتی بزرگتر از الگویی است که متغیر وابسته آن قیمت‌های آنی می‌باشد، لذا به منظور رسیدن به تعادل بلندمدت سرعت تعدیل انحراف دوره قبل قیمت‌های آتی بیشتر از قیمت‌های آنی

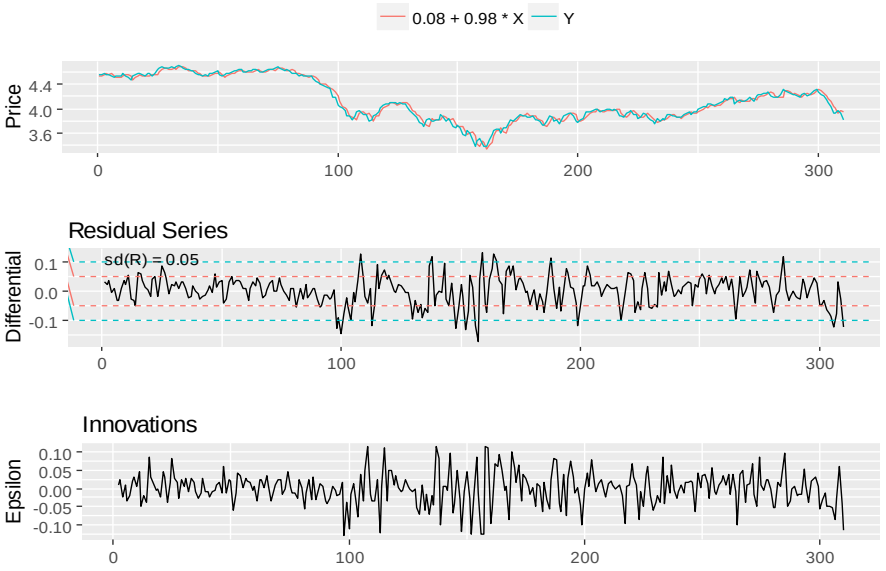
خواهد بود. همچنین ضرایب جمله تصحیح خطا در دو الگو از نظر علامتی با هم متضاد هستند که نشان می‌دهند جمله تصحیح خطا سعی بر تصحیح نسبتی از خطای تعادل دوره آخر دارد. بنابراین اگر این تعادل مثبت باشد، آن‌گاه قیمت‌های آنی بالاتر از قیمت‌های آتی هستند و جمله تصحیح خطا باید قیمت آنی را کاهش دهد تا به تعادل برگردد 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 بدست می‌آید.

جدول ۶: تخمین مدل VECM

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

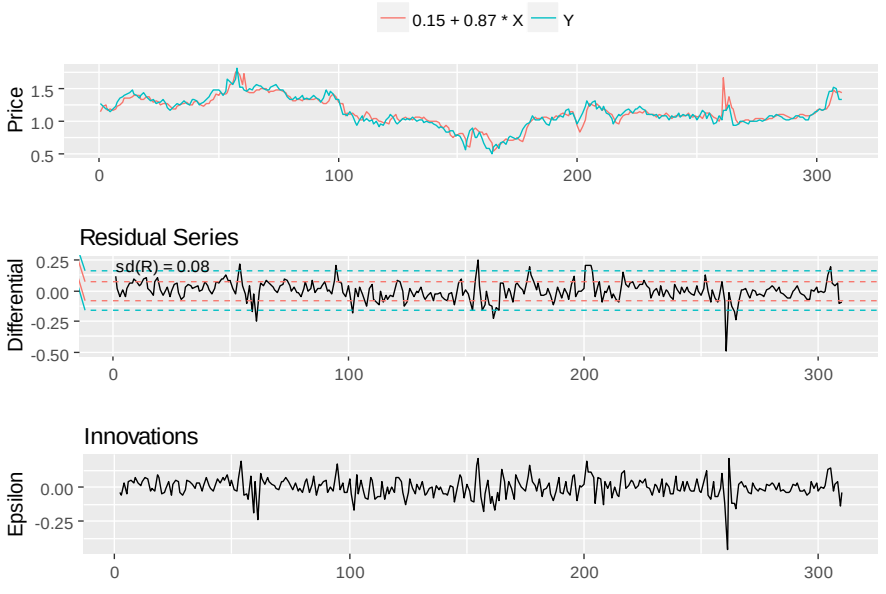
منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد نرخ پوشش بهینه به روش VECM برای نفت خام و گاز طبیعی در نمودار (۲) قابل مشاهده است. نسبت بهینه پوشش ریسک برای بازار نفت خام و گاز طبیعی بر اساس 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 برخودار بوده و پسماندها نوفه سفید بوده و رابطه تعادلی بلندمدت قابل مشاهده است.



منبع: یافته‌های پژوهش

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



منبع: یافته‌های پژوهش

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

۵-۳- روش واریانس ناهمسانی شرطی

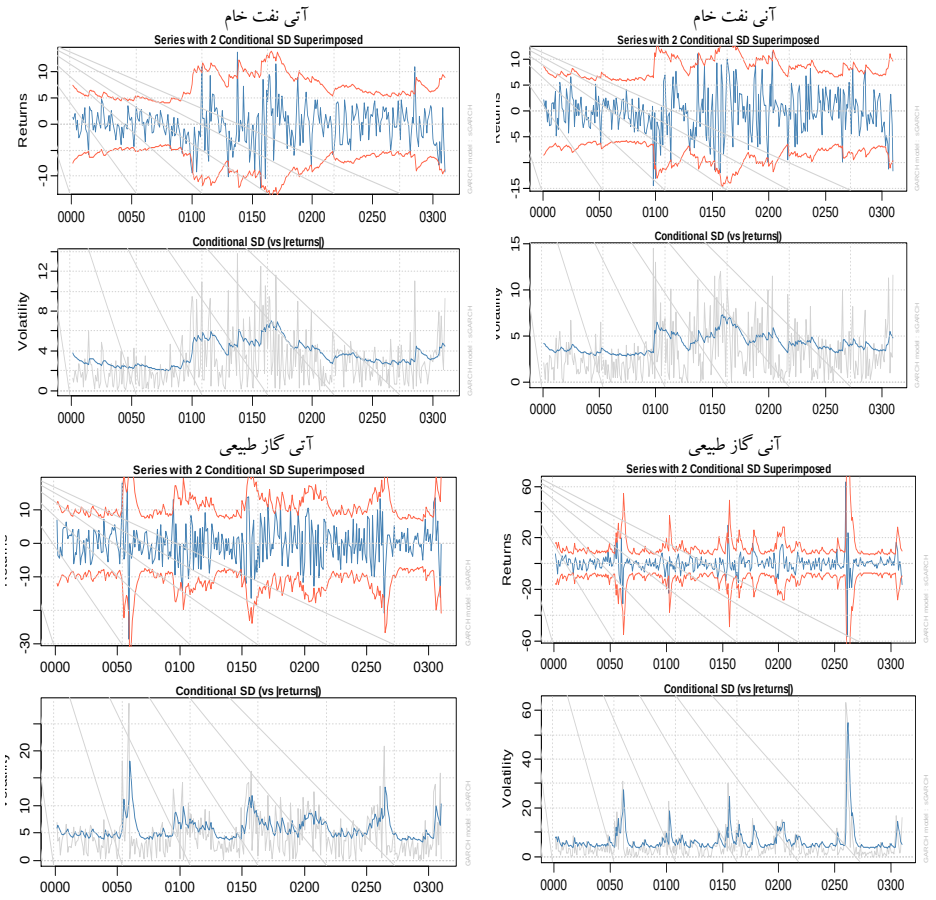
نتایج برآورد مدل بر اساس رابطه (۲۰) نشان می‌دهد ضرایب Alpha (اثرات ARCH) در هر دو مدل معنی‌دار بوده و ضرایب Beta (اثرات GARCH) بر وجود واریانس ناهمسانی شرطی بین بازار آنی و آتی دلالت دارد. همچنین آزمون‌های ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی نیز نشان می‌دهد مدل‌ها فاقد مشکلات خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی هستند.

جدول ۷: برآورد مدل GARCH برای بازار نفت خام و گاز طبیعی

نوع کالا	متغیر	بازار آنی			بازار آتی		
		ضریب	آماره	احتمال	ضریب	آماره	احتمال
نفت خام	mu	۰/۰۱۰۸	۰/۰۶۰۳	۰/۹۵۱۹	-۰/۰۷۰۳	-۰/۳۲۴۴	۰/۷۴۵۶
	omega	۰/۲۰۵۶	۱/۱۶۶۹	۰/۲۴۳۳	۰/۸۱۱۰	۱/۲۹۹۰	۰/۱۹۳۹
	alpha	۰/۱۰۶۰	۳/۳۶۴۲	۰/۰۰۰۸	۰/۱۰۵۰	۲/۴۳۵۸	۰/۰۱۴۹
	beta	۰/۸۸۸۵	۲۸/۱۱۹۲	۰/۰۰۰۰	۰/۸۵۷۴	۱۳/۳۳۱۶	۰/۰۰۰۰
		وقفه	**آماره**	**احتمال**	**وقفه**	**آماره**	**احتمال**
	خودهمبستگی	۱	۰/۰۰۹۲	۰/۹۹	۱	۲/۵۴	۰/۱۱
	اثرات ARCH	۱	۰/۲۲	۰/۶۳	۱	۰/۴۷	۰/۴۸
گاز طبیعی	**آماره**	**ضریب**	**آماره**	**احتمال**	**ضریب**	**آماره**	**احتمال**
	mu	۰/۱۸۴	۰/۷۰۴	۰/۴۸۲	۰/۰۱۰	۰/۰۳۸	۰/۹۷۰
	omega	۷/۵۵۲	۳/۱۷۸	۰/۰۰۱	۴/۰۹۳	۲/۳۶۳	۰/۰۱۸
	alpha	۰/۶۴۳	۶/۲۷۰	۰/۰۰۰	۰/۳۰۸	۳/۸۰۱	۰/۰۰۰
	beta	۰/۳۵۶	۴/۸۴۷	۰/۰۰۰	۰/۶۰۰	۶/۹۱۰	۰/۰۰۰
		وقفه	**آماره**	**احتمال**	**وقفه**	**آماره**	**احتمال**
	خودهمبستگی	۱	۰/۵۶	۰/۴۵	۱	۰/۰۵	۰/۸۲
	اثرات ARCH	۱	۰/۰۱۸	۰/۸۹	۱	۰/۶۰	۰/۴۳

منبع: یافته‌های پژوهش

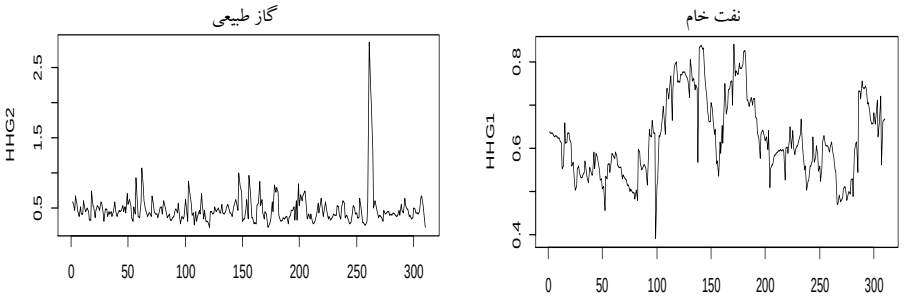
نمودار (۳)، الگوی داده‌های ناهمسانی واریانس و کاربرد مدل GARCH را تایید می‌نماید. لذا با داشتن سری زمانی واریانس ناهمسانی شرطی و کوواریانس سری‌های زمانی بازار می‌توان تغییرات قیمت آنی و آتی بازار نفت خام و گاز طبیعی را برآورد کرد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: نمودار برآورد مدل و واریانس شرطی GARCH برای بازار آنی و نقد نفت خام و گاز طبیعی

نمودار (۴) نشان می‌دهد روند نرخ پوشش بهینه در طول زمان به صورت پویا دال بر این است که در مدل GARCH نسبت پوشش ریسک عدد ثابت نبوده و به صورت یک سری خواهد بود.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴: نمودار برآورد نرخ پوشش بهینه بازار به روش GARCH

۵-۴- روش توابع کاپولا

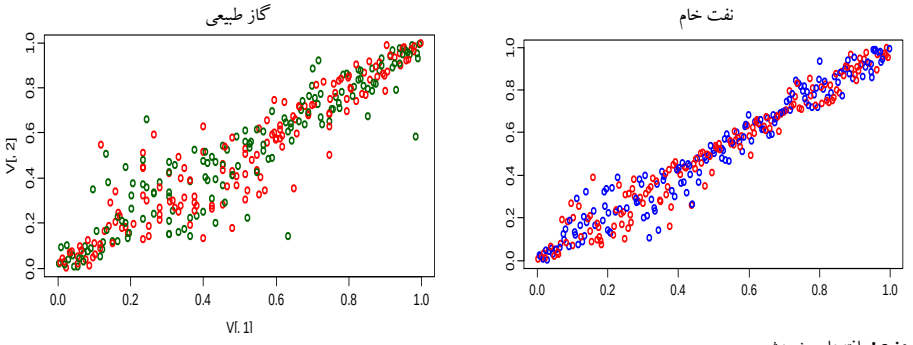
وابستگی دنباله‌ای توابع کاپولای نرمال و t استیودنت بر اساس روابط (۲۵) و (۲۶) محاسبه شده است. نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد پارامترهای وابستگی دنباله‌ای توابع کاپولا هر دو تابع، مثبت و معنی‌دار می‌باشد. همچنین مقدار نرخ پوشش ریسک توابع کاپولای نرمال و t استیودنت برای نفت خام به ترتیب برابر با ۰/۹۷۶۵ و ۰/۹۷۷۱ درصد و برای گاز طبیعی برابر با ۰/۹۳۲۲ و ۰/۹۳۸۳ درصد بوده و به خوبی نشان می‌دهد که این نرخ به یک نزدیک می‌باشد، لذا نرخ پوشش بهینه کل دوره مناسب است.

جدول ۸: برآورد توابع کاپولا برای بازار آنی و آتی

نوع کالا	متغیر	تابع کاپولای نرمال			تابع کاپولای t		
		ضریب	آماره	احتمال	ضریب	آماره	احتمال
نفت خام	پارامتر وابستگی	۹۶۸۴/۰	۰۰۳/۰	۰۰۰/۰	۹۶۹/۰	۰۰۲۸/۰	۰۰۰/۰
	درجه آزادی	–	–	–	٦٥/٢٣	۸۱/۲۶	۹۲/۰
	پوشش بهینه ریسک	۹۷۶۵/۰			۹۷۷۱/۰		
گاز طبیعی	پارامتر وابستگی	۹۲۴۵/۰	۰۰۲/۰	۰۰۰/۰	۹۳۰۵/۰	۰۰۵/۰	۰۰۰/۰
	درجه آزادی	–	–	–	۲۶/۴	۲۳/۱	۰۰۰/۰
	پوشش بهینه ریسک	۹۳۲۲/۰			۹۳۸۳/۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

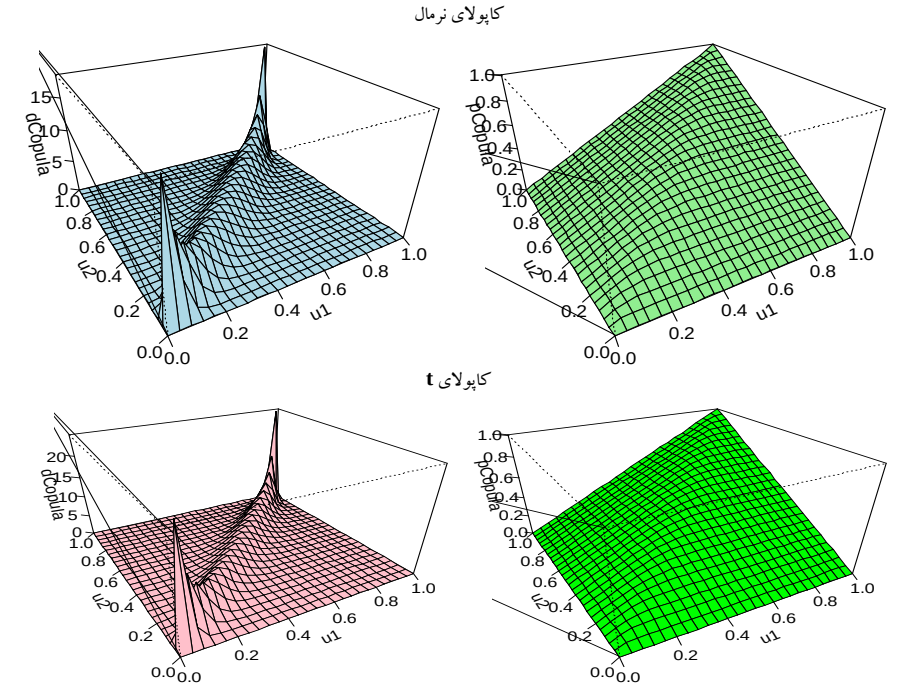
نمودار (۵)، وابستگی بالای این دو سری قیمت آنی و آتی در هر دو دنباله توزیع را نشان می‌دهد.



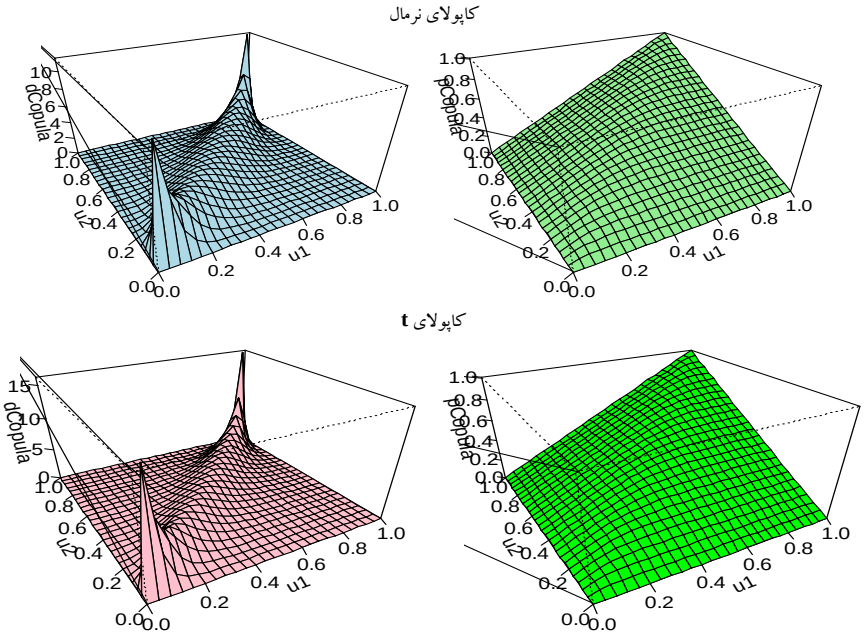
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵: نمودار توزیع مشترک بازار آنی و آتی نفت خام در بازه [0,1]

همچنین توزیع چگالی و توزیع تجمعی برای کاپولای نرمال و کاپولای t برای دو سری بازار آنی و آتی نفت خام در نمودار (۶) و برای گاز طبیعی در نمودار (۷) ارائه شده است. همان‌طور که مشخص است، در این بررسی توزیع دنباله‌ای به خوبی برآورد شده است و نشان می‌دهد که وابستگی در دنباله‌های توزیع بیشتر از سایر توزیع‌های مشترک است.



نمودار ۶: نمودار توزیع چگالی و توزیع تجمعی نفت خام



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۷: نمودار توزیع چگالی و توزیع تجمعی گاز طبیعی

۶- بررسی کارایی پوشش ریسک

متداول‌ترین روش برای برآورد کارایی پوشش ریسک، مقایسه ریسک حالت‌های پوشش‌یافته و بدون پوشش است. در این روش نسبت کاهش ریسک دارایی آنی در اثر استفاده از قراردادهای آتی محاسبه می‌شود. بدین منظور، یک پورتفوی بدون پوشش شامل ترکیبی از سهم‌ها با نسبت برابر در بازار آنی و یک پورتفوی پوشش داده شده شامل دارایی‌های آتی و آنی با نسبت متفاوت تشکیل می‌گردد. در این بررسی برای بدست آوردن اثربخشی پوشش ریسک از رویکرد متفاوتی برای این موضوع تحت عنوان رگرسیون پنجره غلتان بر اساس مطالعه بنادا (۲۰۱۷) استفاده شده است. استفاده از تکنیک پنجره غلتان به این صورت است که تعدادی ثابت از مشاهدات را برای نمونه مدل‌سازی انتخاب نموده که به آن طول پنجره گویند. سپس از اولین مشاهده به تعداد طول پنجره مدل برآورد گشته و واریانس برای روز بعد خارج از پنجره محاسبه نموده و با مقدار واقعی مقایسه شده است. در نهایت، مشاهدات را یکی به جلو برده و تا آخر مشاهدات همین عمل تکرار می‌شود. برای این موضوع برای ۲۰ هفته پایانی با استفاده از داده‌های ۲۹۰ هفته قبلی هر بار با ثابت نگه‌داشتن طول پنجره ۲۹۰ هفته‌ای، نرخ پوشش ریسک بهینه با هر یک از رویکردهای متفاوت

برآورد شده است. این فرآیند تا داده ۳۱۰ام برآورد شده و حاصل آن نرخ پوشش بهینه و میزان مؤثر بودن نرخ پوشش بهینه برای ۲۰ هفته پایانی است. نتایج مقدار مؤثر بودن نرخ پوشش بهینه بازار نفت خام و گاز طبیعی در جدول (۷) خلاصه شده است. همان‌طور که مشخص است، رویکرد توابع کاپولا در هر دو بازار در شرایط بهتری به نسبت سایر مدل‌های مورد بررسی بوده است. بدین ترتیب نتیجه تحقیق دال بر کارایی بالای رویکرد توابع کاپولا در محاسبه نرخ پوشش ریسک می‌باشد.

همان‌طور که در جدول (۷) مشخص است هر دو تابع کاپولای نرمال و تی‌استیودنت در بازار نفت خام و گاز طبیعی نسبت به سایر مدل‌های مورد مطالعه در شرایط بهتری قرار دارند و کارایی توابع کاپولای تی‌استیودنت بالاتر از سایر مدل‌های OLS، VECM و GARCH و کاپولای نرمال می‌باشد. همچنین روش OLS از ضعیف‌ترین کارایی برخوردار است.

جدول ۷: میزان اثربخشی پوشش ریسک بهینه مدل‌های مختلف در بازار نفت خام و گاز طبیعی

time	نفت خام					گاز طبیعی				
	OLS	*VECM*	*GARCH*	*Copula-t*	*Copula-norm*	*OLS*	*VECM*	*GARCH*	*Copula-t*	*Copula-norm*
۱	۷۶۲/۰	۸۲۶/۰	۹۱۱/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰	۷۶۷/۰	۸۲۶/۰	۹۱۱/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰
۲	۷۶۳/۰	۸۲۶/۰	۹۱۰/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰	۷۶۳/۰	۸۲۶/۰	۹۱۰/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰
۳	۷۶۴/۰	۸۲۶/۰	۹۰۹/۰	/۹۳۶	۹۳۵/۰	۷۶۴/۰	۸۲۶/۰	۹۰۹/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰
٤	۷۶۵/۰	۸۲۵/۰	۹۰۹/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰	۷۶۵/۰	۸۲۵/۰	۹۰۹/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰
٥	۷۶۶/۰	۸۲۴/۰	۹۰۸/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰	۷۶۶/۰۰.	۸۲۴/۰	۹۰۹/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰
٦	۷۶۶/۰	۸۲۵/۰	۹۰۷/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰	۷۶۶/۰	۸۲۵/۰	۹۰۸/۰	۹۳۸/۰	۹۳۶/۰
۷	۷۶۷/۰	۸۲۲/۰	۹۰۷/۰	۹۳۸/۰	۹۳۶/۰	۷۶۷/۰	۸۲۲/۰	۹۰۷/۰	۹۳۸/۰	۹۳۶/۰
۸	۷۶۸/۰	۸۲۱/۰	۹۰۶/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰	۷۶۸/۰	۸۲۱/۰	۹۰۶/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰
۹	۷۹۶/۰	۸۲۲/۰	۹۰۵/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰	۰.۷٦۸	۰.۸۲۲۱۸	۹۰۶/۰	۹۳۸/۰۰.	۹۳۷/۰
۱۰	۷۶۸/۰	۸۲۱/۰	۹۰۴/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰	۷۶۸/۰	۰.۸۲۰۷۰	۹۰۴/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰
۱۱	۷۶۹/۰	۸۲۰/۰	۹۰۳/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰	۷۶۹/۰	۰.۸۲۰۰۱	۹۰۳/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۱۲	۷۷۰/۰	۸۲۱/۰	۹۰۲/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰	۷۷۰/۰	۰.۸۲۱٤۰	۹۰۲/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰
۱۳	۷۷۰/۰	۸۲۱/۰	۹۰۳/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰	۷۷۰/۰	۰.۸۲۰۷۰	۹۰۲/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰
۱٤	۷۷۰/۰	۸۱۷/۰	۹۰۰/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰	۷۷۰/۰	۰.۸۱۷٤۲	۹۰۰/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰
۱٥	۷۷۱/۰	۸۱۶/۰	۸۹۹/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰	۷۷۰/۰	۰.۸۱٦۳۹	۸۹۹/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰
۱٦	۷۶۸/۰	۸۱۶/۰	۸۹۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰	۷۶۸/۰	۰.۸۱٦۳۹	۸۹۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۱۷	۷۶۲/۰	۸۱۳/۰	۸۷۴/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰	۷۶۷/۰	۰.۸۱۳٥٤	۸۷۴/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۱۸	۷۶۶/۰	۸۱۳/۰	۸۷۸/۰	۹۳۹۰	۹۳۷/۰	۷۶۶/۰	۰.۸۱۲۹٤	۸۷۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۱۹	۷۶۶/۰	۸۱۳/۰	۸۷۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰	۷۶۶/۰	۰.۸۱۳۱۱	۸۷۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۲۰	۷۶۵/۰	۸۱۲/۰	۸۷۷/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰	۷۶۵/۰	۰.۸۱۲۳٤۳	۸۷۷/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۷- نتیجه‌گیری

استفاده از نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس یکی از شناخته‌شده‌ترین روش‌های بهره‌گیری از قراردادهای آتی برای کاهش ریسک ناشی از نوسانات قیمت کالاهای انرژی (نفت خام و گاز طبیعی) است. در این مقاله این نسبت به کمک روش‌های حداقل مربعات معمولی، تصحیح خطای پرداری، اتورگرسیو شرطی و توابع کاپولای نرمال و t برآورد شده 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 به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شد. نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس 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 به دلیل محدودیت‌ها و اشکالات این روش از مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نسبت بهینه پوشش ریسک بدست 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 اتورگرسیو شرطی (GARCH) استفاده گردید. در این روش، نسبت بهینه پوشش ریسک ثابت نبوده و نتایج مدل دال بر وجود یک سری از نسبت‌های بهینه پوشش ریسک می‌باشد. همچنین برای مدل‌سازی ساختار وابستگی بین اجزای پورتفوی از توابع کاپولای نرمال و t استفاده گردید. نرخ بهینه پوشش ریسک توابع کاپولای نرمال برای نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر با ۰/۹۷۶ و ۰/۹۳۲ می‌باشد و این نسبت در مدل کاپولای t برای نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر ۰/۹۷۷ و ۰/۹۳۸ درصد است.

در این مقاله کارایی مدل‌های مختلف به کمک تکنیک رگرسیون پنجره غلتان محاسبه و مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل‌سازی رابطه بین قیمت‌های آنی و آتی در قالب توابع کاپولا از کارایی بیشتری برخوردار می‌باشد. به عبارت دیگر نتایج نشان می‌دهد که با مدل‌سازی ساختار وابستگی بین مولفه‌های پورتفو، کارایی در بازارها افزایش پیدا می‌کند. بنابراین با توجه به نوسانات قیمت انرژی و وابستگی اقتصاد ایران به نفت خام و گاز طبیعی، پوشش‌دهندگان ریسک با استفاده از توابع کاپولا، کاراترین نسبت بهینه پوشش ریسک را به دست خواهند آورد. همچنین بر اساس علیمرادی (۱۳۹۶) و ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸) مدل‌های پویا نسبت به مدل‌های ایستا کاراتر می‌باشند. همچنین مطالعه بنادا (۲۰۱۷) نشان می‌دهد توابع کاپولا نسبت به مدل‌های GARCH از

کارایی بالاتری برخوردار است.

با توجه به نتایج تحقیق و شرایط اقتصادی، ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت خام با اقتصادی تک محصولی و متکی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام و گاز طبیعی، یک سرمایه‌گذار ریسک‌گریز محسوب می‌شود؛ زیرا بخش اعظمی از بودجه سالانه و برنامه پنج‌ساله کشور بر اساس دلارهای نفتی تنظیم می‌شود و مهمترین دغدغه دولت، تحقق این نوع درآمدها است که به نحوی به دنبال تثبیت آن‌ها می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود در مواقعی که پیش‌بینی‌ها حکایت از کاهش قیمت‌های انرژی در بازار آتی دارد، دولت برای پوشش ریسک نوسانات قیمت اقدام به انجام معاملات کاغذی نماید. به عبارتی به کمک خرید قراردادهای آتی، ریسک معاملات را کاهش دهد زیرا قیمت آنی کالاهای انرژی متاثر از تغییر قیمت آن در دوره پیش از خود و تغییر قیمت‌های آتی دوره حال و سال‌های گذشته می‌باشد. دولت به منظور پوشش ریسک قیمت در بازارهای آتی و بازگرداندن تعادل به بازار انرژی، میزان تولید نفت خام و گاز طبیعی را کاهش و میزان ذخایر را تغییر خواهد داد تا بتواند نوسانات درآمدهای حاصل از صادرات کالاهای انرژی را به نحو احسن مدیریت نماید. بنابراین در سیاست‌گذاری‌های اقتصاد کلان توجه به ماهیت سازوکار قرارداد آتی‌ها و میزان تاثیرگذاری آن بر قیمت آنی‌ها و انتخاب روش بهینه کاهش ریسک نوسانات قیمت نفت خام و گاز طبیعی اهمیت خواهد داشت.

منابع و ماخذ

۱. ابراهیمی، محسن. و قنبری، علیرضا (۱۳۸۸). "پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران". پژوهشنامه اقتصادی **۹**(۳): ۲۰۴-۱۷۳.

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

۳. حاجیان، محمدهادی (۱۳۹۳). *مدیریت ریسک در بازارهای نفت با استفاده از مشتقات مالی با تاکید بر قراردادهای اختیار معامله و تاخت*، رساله دکتری رشته علوم اقتصادی گرایش اقتصاد نظری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

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

۵. رادپور، میثم. و عبده تبریزی، حسین (۱۳۸۸). *اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار (رویکرد ارزش در معرض ریسک)*، تهران، انتشارات تهران.

۶. سجاد، رسول. و طروسیان، آدنا (۱۳۹۳). "نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز به وسیله قراردادهای آتی سکه طلا در ایران". فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری **۳**(۱۲): ۲۴-۱.

۷. سوری، علی (۱۳۹۳). *اقتصادسنجی (پیشرفته) همراه با کاربرد Eviews 8 و Stata 12*، تهران، نشر فرهنگ‌شناسی.

۸. 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.

۹. 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): ۳۲۶-۳۰۹.

۱۰. 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 **۴۹**(۴): ۹۰۲-۸۶۹.

۱۱. میرزاپور باباجان، اکبر. و بهرامی، جاوید (۱۳۹۱). "نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۰**(۶۴): ۲۰۶-۱۷۵.

12. Bollerslev, T. (1990). "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Model". The Review of Economics and Statistics **72**(3): 498-505.
13. Ederington, L. (1979). "The Hedging Performance of the New Futures Markets". The Journal of Finance **34**(1) 157-170.
14. Ghosh, A. (1993). "Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model". Journal of Futures Markets **13**(7): 743-752.
15. 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.
16. Hull, J. C. (2003). *Options Futures and other Derivatives*, India Pearson Education.
17. Johnson, L. (1960). "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures". Review of Economics and Statistics **27**(73): 139-151.
18. 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.
19. 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.
20. Lien, D. & Luo, X. (1993). "Estimating Multiperiod Hedge Ratios in Cointegrated Markets". The Journal of Futures Markets **13**(8): 909-920.
21. Lien, D. & Tse, Y. K. (1999). "Fractional Cointegration and Futures Hedging". The Journal of Futures Markets **19**(4): 457-474.
22. Markowitz, H. (1959). "Portfolio Selection: Investment under Uncertainty". The Journal of Finance **7**(1): 1-30.
23. 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.
24. Sadorsky, P. (1999). "Oil Price Shocks and Stock Market Activity". Energy Economics **21**(5): 449-469.
25. Stein, J. L. (1976). "The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices". The Economics of Futures Trading (October/2003): 124-130.
26. Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*, United Kingdom: John Wiley and Sons Ltd.
27. Working, H. (1953). "Hedging Reconsidered". Journal of Farm Economics **35**(4): 544-561.

28. Yang, W. (2001). "M-GARCH Hedge Ratios and Hedging Effectiveness in Australian Futures Markets". Working Paper School of Finance and Business Economics, Edith Cowan University. Yang, Wenling Joey, M-Garch Hedge Ratios and Hedging Effectiveness in Australian Futures Markets (January 2001). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=259968 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.259968.

Original Research Article

Estimating the optimal hedge ratio of energy commodities

Simin Aleali[1]
Ghodratollah Emamverdi[2]
Abass Ali Abounoori[3]
Abolfazl Ghiasvand[4]

Received: 21-10-2019 Accepted: 29-10-2020

Introduction: Price fluctuation is one of the most important features of the energy market that leads to price risk and economic instability. In the financial market, one of the best uses of derivative securities is in hedging. The most common way of hedging in the investment is through appropriate derivative instruments. They include options, swaps, futures and forward contracts. Even though there are many criteria used in the derivation of the optimal hedge ratio, the minimum-variance (MV) hedge ratio considered by Johnson (1960) has been one of the most popular choices. The basic concept of the minimum variance hedging risk lies in the combination of investments in the spot and future markets in order to reduce value fluctuations. Thus, the optimal number of futures contracts that a person must hold to hedge against the risk of price fluctuation in the underlying assets can be obtained by calculating the optimal ratio of hedging risk. The literature shows that researchers mainly use future contracts to minimize the risk of price fluctuation in the spot market. Accordingly, in these studies, various econometric methods have been used to calculate the optimal hedging risk ratio. Also, in order to introduce the best hedging risk model, the performances of different models have been compared. The evaluation of hedging performance is based on the percentage reduction in spot variance compared to portfolio variance. Then, the purpose of this study is to choose an optimal model with the highest degree of hedging risk for the selected commodity.

Methodology: Several techniques have been proposed in the literature to estimate the hedge ratio with index futures contracts. Many practitioners

[1]- Ph.D. Student of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch
[2]- Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch
Email: ghemamverdi@iauctb.ac.ir
[3]- Associate Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch
[4] -Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch

and academicians have sought to solve the problem of how to calculate the optimal hedge ratio accurately. To achieve the goal, we compare the estimates of the hedge ratio from the ordinary least squares methods (OLS), autoregressive model (VAR/VECM), autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH/ GARCH) and copula. Also, to determine the changes in the optimal hedging risk ratio, we use the weekly time series of spot and future contract prices for crude oil and natural gas during the five-year period of 2013-2018. In the next step, the rolling window regression technique will be used to compare the performances of the studied models and select an efficient hedging risk model. The results of the weights for future by each of the four above-mentioned models will be used for hedging the spot prices of the two examined commodities. The obtained hedge ratios are applied on the real data in the following 20 weeks. Thus, the ability to reduce risk in every method is measured and compared during the specified period.

Results and Discussion: All the models are able to offer a significate reduction in the portfolio. The conventional approach to estimating the MV hedge ratio involves the regression of the changes in spot prices on the changes in future prices using the OLS technique. As we found, the minimum variance hedge ratio by the OLS method was 62% for crude oil and 37% for natural gas. However, for the OLS technique to be valid and efficient, the assumptions associated with the OLS regression must be satisfied. Thus, we use an autoregressive model (VAR/VECM). The optimal hedging risk ratio obtained from the VECM model is 98% for crude oil and 86% for natural gas. However, the OLS and VAR methods only capture the influence of two risk factors on stock returns in the mean on average but are not sufficient to capture the dependence structure in higher moments or tail dependence. The volatility clustering phenomenon and the existence of ARCH effects demonstrate that hedge funds volatility varies over time. Then, we use the conditional autoregressive model (GARCH). Furthermore, we utilize the copula method to capture the general dependence structure between the futures and spot prices. The copula method has been used for multivariate statistical modelling owing to its edibility and convenience to describe its ability to capture the nonlinear relationship of random variables. The copula approach allows us to model the marginal distributions of individual random variables and their dependence structure separately. Our finding show copula serves normally to hedge crude oil and natural gas at the rate of 98% and 93% respectively. These rates are the models for crude oil and natural gas copula at 98% and 94% respectively.

In this paper, the efficiency of different models of the rolling window regression technique are compared. This section is the core of the research. The results of the effectiveness of the optimal hedging rates of the crude oil and natural gas market show that copula functions in both markets have been

in better conditions than the other models. Thus, the result of the research indicates the high efficiency of the copula functions approach to calculate hedging risk rates.

Conclusion: The results show that modeling the relationship between the current and future prices in the form of copula functions is more efficient.

Keywords: Hedging risk, Future contract, Minimum variance, Copula.

JEL Classification: G13, C58, C22.