



پوشش ریسک درآمدهای نفتی ایران: رویکرد پوشش ریسک تجمیع یافته

علی طیب نیا^۱
محسن مهرآرا^۲
آزاده اختری^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۰۸

چکیده

با توجه به وابستگی بودجه کشور به درآمدهای نفتی و اثرات آن بر سایر متغیرهای کلان همچون نقدینگی و ثبات اقتصادی کشور، پوشش ریسک درآمدهای نفتی در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفت. درآمدهای نفتی بر حسب دلار محاسبه شده اما پرداخت های ناشی از فروش نفت ایران بر حسب یورو یا پول شرکای تجاری است. لذا درآمدهای نفتی ایران بر خلاف تمامی کشورهای صادرکننده نفت، تنها با ریسک کاهش قیمت نفت مواجه نیست و علاوه بر آن با ریسک دومی همچون کاهش ارزش دلار بر حسب پول شرکای تجاری، نیز مواجه می باشد. با توجه به آنکه این دو عامل ریسک از هم مستقل نیستند، در این مقاله پوشش ریسک درآمدهای نفتی در قالب رویکرد نوین پوشش ریسک تجمیع یافته مورد ارزیابی قرار گرفته و نتایج با پوشش ریسک مجزا (غیر تجمیعی) مقایسه می شوند. با لحاظ روابط غیر خطی و ویژگی های خاص داده های مالی در قالب روش واین کاپولا گارچ، سبدهای دارائی پوشش ریسک مجزا و تجمیع یافته تشکیل و کارائی آنها بررسی می گردد. در رویکرد پوشش ریسک مجزا، هنگامی که تنها ریسک کاهش قیمت نفت مورد توجه قرار می گیرد، ریسک بازده سبد پوشش داده شده درون نمونه ای و برون نمونه ای

این مقاله مستخرج از رساله دکتری می باشد.

۱- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) taiebni@ut.ac.ir

۲- استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. mmehrara@ut.ac.ir

۳- دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. akhtari@ut.ac.ir

درآمدهای نفتی به ترتیب ۳۸ و ۳۹ درصد کاهش می یابد و هنگامی که تنها ریسک کاهش ارزش دلار مدنظر می باشد این اعداد به ترتیب ۲ و ۵/۷ می باشند؛ این در حالی است که در پوشش ریسک تجمیع یافته، ریسک بازده سبد پوشش داده شده درون نمونه ای و برون نمونه ای درآمدهای نفتی، به ترتیب ۵۸/۹ و ۶۰ درصد کاهش می یابد. طبق نتایج از نظر کارایی درون نمونه ای و برون نمونه ای، رویکرد تجمیع یافته به مراتب بهتر از رویکرد مجزا عمل نموده و با توجه به آنکه به تعداد قراردادهای کمتری نیاز دارد، هزینه های معاملاتی کمتری را در بردارد.

واژه های کلیدی: درآمدهای نفتی، مدیریت ریسک، پوشش ریسک تجمیع یافته، واین کاپولا گارچ، اثربخشی پوشش ریسک.

طبقه بندی JEL: Q4, C58, G32



۱- مقدمه

درآمدهای نفتی در اقتصاد کشورهای نفت خیز به ویژه کشورهای عضو اوپک، یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی است. این درآمدها منبع اصلی تامین بودجه و تامین کننده مهم منابع ارزی در این کشورها هستند. در ایران ارزش افزوده این بخش سهم مهمی در تولید ناخالص داخلی داشته و بیش از نیمی از بودجه دولت از طریق درآمدهای نفتی تامین اعتبار می شود. درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت به دلیل آنکه در اختیار بانک مرکزی قرار می گیرد، تأثیر زیادی در دارائی های خارجی داشته و لذا پایه پولی و به تبع آن نقدینگی و سایر متغیرهای پولی را تحت تأثیر قرار می دهد. بنابراین یافتن راهکارهایی برای مدیریت صحیح ریسک نوسانات درآمدهای نفتی به منظور کاهش بی ثباتی اقتصاد کشور بسیار ضروری است.

جدای از بحث تحریم ها و مسائل سیاسی در ایران، درآمدهای نفتی ایران بر خلاف تمامی کشورهای صادرکننده نفت، تحت تأثیر دو منبع ریسک اقتصادی یعنی ریسک کاهش قیمت نفت و ریسک افزایش ارزش پول شرکای تجاری نفتی در برابر دلار می باشد. تغییرات قیمت نفت در بازارهای جهانی شدید بوده و اقتصاد جهانی و کشورهای صادر کننده و وارد کننده نفت را به شدت تحت تأثیر قرار می دهد. به عنوان مثال می توان به افزایش قیمت ها در مارچ ۲۰۰۸ و کاهش های حبابی و چشم گیر قیمت های نفت خام در طول سال های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ اشاره کرد. از طرف دیگر به دلیل آنکه قیمت گذاری و فروش نفت به دلار بوده ولی دریافت این درآمدها به دلیل تحریم ها و همچنین هدف حذف دلار از معاملات کشور، به ارزهای شرکای تجاری نفتی صورت می پذیرد، تغییرات ارزش دلار در بازارهای جهانی می تواند این درآمدها را دچار نوسان سازد. لذا در مدیریت ریسک درآمدهای نفتی علاوه بر ریسک کاهش قیمت نفت، ریسک تغییرات نرخ ارزهای دریافتی (یورو-یوان-ین-روپیه) در ایران در برابر دلار را نیز باید لحاظ نمود و تنها نمی توان یک منبع ریسک یعنی تغییرات قیمت نفت را در نظر گرفت. به عبارت دیگر درآمدهای نفتی ایران توأمأ در معرض دو منبع ریسک که از یکدیگر مستقل نیز نمی باشند (کاهش قیمت نفت و کاهش ارزش دلار در برابر پول شرکای تجاری ایران) قرار دارد. با توجه به وابستگی درونی قیمت نفت و ارزش پول شرکای تجاری ایران در برابر دلار از قراردادهای آتی (آتی ها) نفت و قراردادهای آتی ترخ ارز (قراردادهای آتی یورو به دلار) و استراتژی های پوشش ریسک تجمیع یافته استفاده می گردد. تعیین جداگانه نسبت های بهینه پوشش ریسک برای قیمت نفت یا نرخ مبادله نسبت به حالتی که این محاسبه به صورت هم زمان انجام می گیرد و وابستگی درونی میان این دو قیمت لحاظ می گردد، کارایی کمتری دارد یا از اثربخشی پایین تری برخوردار می باشد. لذا در این مقاله استراتژی

های پوشش ریسک مجزا^۳ و تجمیع یافته در مقابل یکدیگر مورد بررسی قرار گرفته و با مقایسه کارایی آنها، اثربخش ترین استراتژی پوشش ریسک مشخص می گردد. بدین منظور از روش واین کاپولا استفاده می گردد که قابلیت لحاظ روابط غیر خطی و ویژگی های خاص دارائی های مالی یعنی عدم تقارن و چولگی را در فضای بیش از دو متغیر دارا می باشد.

مشارکت این مقاله در ادبیات از دو منظر است: اولاً با توجه به عدم امکان دریافت درآمدهای نفتی به دلار و دریافت این درآمدها به پول شرکای تجاری در ایران و با لحاظ وابستگی قیمت نفت و نرخ مبادله پول شرکای تجاری نفتی و دلار، پوشش ریسک تجمیع یافته را برای تنها کشور صادر کننده نفت که همزمان با دو ریسک بازاری یعنی قیمت نفت و ارزش پول شرکای تجاری در برابر دلار مواجه می باشد، تبیین می نماید و ثانياً از روش واین کاپولا برای محاسبه نسبت های پوشش ریسک تجمیع یافته بهره می گیرد.

۲- مبانی نظری

درآمدهای نفتی بر اساس میزان صادرات نفت و قیمت جهانی آن تعیین می شود. مقدار صادرات حداقل در کوتاه و میان مدت به دلیل محدودیت های سرمایه ای، تکنولوژیکی و همچنین سهمیه تعیین شده از طرف اوپک مقداری ثابت بوده و در مقابل قیمت نفت و تغییرات ناگهانی آن تحت تاثیر تصمیمات و بحران های طبیعی و غیر طبیعی است. در نتیجه درآمدهای نفتی عمدتاً همراه با قیمت نفت نوسان می کنند و همانطور که در بخش قبل نیز توضیح داده شده، از آنجا که قیمت نفت به دلار محاسبه و به ارزهای مختلف دریافت می شود لذا برای ساده سازی الگو و امکان محاسبه نسبت های پوشش ریسک مرکب و با عنایت توضیحات ذکر شده در پاورقی ۲، از یورو به عنوان ارز مرجع استفاده گردیده و معادل یوروئی ارزش شبکه های نفتی فروخته شده، از کشورهای وارد کننده طرف مقابل لحاظ می گردد. بنابراین میزان یورو دریافتی به ازای هر شبکه نفتی فروخته شده برای کشور حائز اهمیت می باشد و درآمدهای نفتی دلاری کشور با ریسک کاهش ارزش دلار در برابر یورو نیز مواجه می باشد. زیرا با توجه به آنکه فروش نفت بر مبنای دلار و دریافتی به یورو می باشد، کاهش ارزش دلار در برابر یورو، موجب دریافت مقدار یورو کمتری خواهد شد. لذا دولت برای پوشش ریسک درآمدهای نفتی یوروئی، علاوه بر ریسک کاهش قیمت نفت با ریسک تغییر نرخ مبادله یورو به دلار نیز مواجه می باشد.

از طرف دیگر تغییر قیمت نفت و نرخ ارز نیز وابستگی های متقابلی دارند که در مقالات متعددی مورد بحث قرار گرفته است (برای مثال آمانو^۴ و ون نوردن^۵؛ چن^۶ و چن^۷؛ ۲۰۰۷؛ نارایان^۷ و همکاران، ۲۰۰۸؛ باشر^۸ و همکاران، ۲۰۱۲؛ یین^۹ و ما^{۱۰}، ۲۰۱۸، ختایی و سیفی پور،

۱۳۸۷) نفت در سراسر جهان با دلارهای امریکا خریداری و فروخته می‌شود. بنابراین قیمت نفت تعامل معناداری با پویایی بازار ارز خارجی دارد. اخیراً نقش دلار در تغییرات قیمت نفت به دلیل استفاده فزاینده از نفت به عنوان دارائی مالی در طول دهه‌های گذشته که منجر به تعمیق رابطه بین نفت و دارائی‌های مالی شده، افزایش یافته است. زمانی که دلار قوی‌تر می‌شود، خرید نفت برای کشورهای خارج از امریکا گران‌تر می‌شود که به نوبه خود تقاضای جهانی را کاهش داده و فشار کاهنده بیشتری بر قیمت‌های نفت تحمیل می‌کند. بنابراین توجه به پوشش ریسک درآمدهای نفتی با تمرکز تنها بر یکی از عوامل ریسک یعنی ریسک قیمت ممکن نیست و بایستی به هر دو منبع موثر بر آن یعنی هم بر ریسک قیمت و هم بر نرخ مبادله یورو-دلار توجه گردد.

مدیریت همزمان چند ریسک در چارچوب موضوع سبد دارائی، در ابتدا در مطالعات شراند و اونال^{۱۱} (۱۹۹۸) و مولبروک^{۱۲} (۲۰۰۲) مورد توجه قرار گرفته است. پوشش ریسک تجمیع‌یافته که در چارچوب تئوری سبد دارایی شکل گرفته است، در صورت وجود همبستگی عوامل ریسک تاثیرگذار بر تابع هدف بنگاهی که هدف آن کاهش ریسک بازدهی متغیر هدف می‌باشد، توجیه پذیر است. گانگون^{۱۳} و همکاران (۱۹۹۸) معتقد هستند که در صورتی که یک رابطه طبیعی بین بازارها وجود داشته باشد پوشش ریسکی ممکن است وجود داشته باشد که ضرورت استفاده بیش از اندازه از یک قرارداد خاص را کاهش دهد، زیرا روش‌های تخمینی که نسبت های پوشش ریسک را به صورت مجزا در نظر می‌گیرند تمایل به تخمین بیش از حد تعداد قراردادهای آتی لازم برای پوشش ریسک موقعیت های نقدی دارند. مطالعاتی که در خصوص منافع ممکن تجمیع کردن تصمیمات مدیریت ریسک انجام گرفته، نشان می‌دهند، در نظر نگرفتن همبستگی میان ریسک‌ها موجب خواهد شد که شرکت‌ها هزینه بیش از اندازه برای پوشش ریسک های خود انجام دهند و در نتیجه اهداف کاهش ریسک آنها به خوبی محقق نخواهد گردید. در واقع، تصمیمات مدیریت ریسک تجمیع یافته می‌تواند فرصت‌هایی را برای بنگاه ایجاد کند تا به دلیل پوشش ریسک طبیعی هزینه‌های کمتری را متقبل شود. روش تجمیع یافته می‌تواند هر دو نوع ریسک را از نظر کاهش نوسانات درآمد بهتر پوشش دهد و به تعداد قراردادهای مورد نیاز کمتری احتیاج دارد. این نسبت‌های کمتر پوشش ریسک، به دلیل همبستگی بین ریسک قیمت نفت و ریسک نرخ مبادله یورو به دلار ایجاد می‌گردد. طبق تئوری اقتصادی، کاهش ارزش دلار در برابر ارزهای دیگر همچون یورو منجر به ارزان شدن نسبی بشکله‌های نفتی برای خریداران آن شده و منجر به افزایش تقاضای نفت و لذا افزایش قیمت نفت می‌شود. لذا قیمت‌های نفت و نرخ مبادله یورو به دلار دارای همبستگی مثبت می‌باشند.

طبق تئوری سبد دارائی با افزودن یک دارائی دارای هم‌بستگی منفی به دارائی‌های موجود در سبد، واریانس سبد، به طور قطع کاهش می‌یابد و این کاهش به میزان هم‌بستگی بازده دارائی‌ها وابسته است. همچنین با افزودن یک دارائی با هم‌بستگی مثبت نیز می‌توان واریانس سبد تشکیل یافته را کاهش داد. همانطور که بیان گردید، مزایای استراتژی پوشش ریسک تجمیع یافته نسبت به پوشش ریسک یک عاملی، کاهش واریانس سبد دارائی و موقعیت در معرض ریسک به علت ورود دارائی جدید به سبد، کاهش استفاده از ابزارهای مشتقه برای پوشش ریسک و کاهش هزینه مبادلاتی می‌باشد.

۲-۱- محاسبه نسبت‌های بهینه پوشش ریسک

در این مطالعه هدف لحاظ عوامل متعدد ریسک و تحلیل اثربخشی پوشش ریسک مجزا و تجمیع یافته می‌باشد. به منظور اهداف مقایسه‌ای، پوشش ریسک مجزا با استفاده از قراردادهای آتی نفت و یورو-دلار نیز مورد محاسبه قرار گرفته و با پوشش ریسک تجمیع یافته مقایسه می‌شود. برای محاسبه نسبت‌های بهینه پوشش ریسک از تئوری میانگین- واریانس استفاده می‌گردد. در چارچوب این تئوری، نسبت‌های بهینه پوشش ریسک از حداکثر سازی مطلوبیت انتظاری حاصل می‌گردند:

$$\max E(\pi_t) = \left[E(\pi_t | \Omega_{t-i}) - c - \left(\frac{\lambda}{2} \right) \text{var}(\pi_t | \Omega_{t-i}) \right] \quad (1)$$

$E(\cdot)$ ، میانگین شرطی و $\text{var}(\cdot)$ واریانس شرطی، π_t سود انتظاری سبد پوشش داده شده یا بازده در انتهای دوره با فرض اطلاعات در دسترس در زمان $t - i$ ، یعنی Ω_{t-i} و λ ضریب ریسک گریزی فرد، $t - i$ و t به ترتیب زمانی است که پوشش ریسک آغاز و پایان می‌یابد. با فرض برقراری فرضیه مارتینگل و بدون تورش بودن قیمت‌های آتی نفت خام، حداکثر نمودن تابع مطلوبیت، معادل حداکثر سازی معادله واریانس سبد پوشش داده شده می‌باشد.

برای محاسبه نسبت‌های پوشش ریسک ابتدا لازمست که تابع عایدی دولت از سبد پوشش داده شده برای هر یک از حالت‌های پوشش ریسک مجزا و تجمیع یافته بدست آید، بدین منظور از مدل یون^{۱۴} و کیم^{۱۵} (۲۰۱۰) استفاده می‌گردد.

۲-۲- پوشش ریسک مجزا تنها با منبع ریسک قیمت نفت

با توجه به آنکه درآمدهای نفتی ایران به یورو محاسبه می‌گردد و با فرض آنکه تنها از قراردادهای آتی نفت برای پوشش ریسک درآمدهای نفتی استفاده شود، تابع عایدی دولت و واریانس آن عبارت خواهد بود از:

$$\pi_t = (s_t e_t - s_{t-i} e_{t-i}) Q_{t-i} + (f_{t-i} e_{t-i} - f_t e_t) F_{t-i} - c \quad (2)$$

$$\text{var}(\pi_t) = \sigma_{se}^2 Q_{t-i}^2 + \sigma_{fe}^2 F_{t-i}^2 - 2\sigma_{se,fe} Q_{t-i} F_{t-i} \quad (3)$$

که در این روابط F_{t-i} ، تعداد قراردادهای آتی نفت مورد استفاده و Q_{t-i} میزان موضع نقدی در زمان $t-i$ ، s_t و f_t به ترتیب قیمت نقدی و آتی نفت خام در زمان t ، e_t نرخ نقدی یورو در مقابل دلار، σ_{α}^2 و $\sigma_{\alpha,\beta}$ به ترتیب واریانس متغیر α و کوواریانس بین متغیرهای α و β می‌باشد. لازم به ذکر است که در دنیای واقع هزینه‌های معاملاتی (c) در بازارهای آتی تابعی از حجم موقعیت آتی می‌باشد. اما با توجه به آن که فرض هزینه‌های معاملاتی متغیر منجر به پیچیدگی در تعیین نسبت‌های بهینه پوشش ریسک می‌باشد و فرض هزینه معاملاتی ثابت تغییر خاصی در برآورد این نسبت‌ها ایجاد نمی‌کند، در معادله سود، هزینه‌های معاملاتی ثابت فرض شده است. تعداد قراردادهای بهینه از حداقل سازی واریانس نسبت به متغیر F_{t-i} بدست می‌آید (HR_1):

$$\frac{\partial \text{var}(\pi_t)}{\partial F_{t-i}} = 2\sigma_{fe}^2 F_{t-i} - 2\sigma_{se,fe} Q_{t-i} = 0 \quad (4)$$

$$HR_1 = \frac{F_{t-i}^*}{Q_{t-i}} = \frac{\sigma_{se,fe}}{\sigma_{fe}^2} = \rho_{se,fe} \frac{\sigma_{se}}{\sigma_{fe}} \quad (5)$$

که در آن ρ ، ضریب همبستگی بین دو متغیر می‌باشد.

۲-۳- پوشش ریسک مجزا تنها با منبع ریسک نرخ ارز

اگر تنها از قراردادهای آتی نرخ ارز برای پوشش ریسک استفاده گردد و تعداد قراردادهای آتی مورد استفاده عبارت باشد از X_{t-i} در قبال Q_{t-i} میزان موضع نقدی در زمان $t-i$ ، در این حالت نسبت بهینه پوشش ریسک مشابه با حالت قبلی عبارت خواهد بود از (HR_2):

$$\pi_t = (s_t e_t - s_{t-i} e_{t-i}) Q_{t-i} + (x_{t-i} - x_t) f_{t-i} X_{t-i} - c \quad (6)$$

$$\text{var}(\pi_t) = \sigma_{se}^2 Q_{t-i}^2 + \sigma_x^2 f_{t-i}^2 X_{t-i}^2 - 2\sigma_{se,x} Q_{t-i} f_{t-i} X_{t-i} \quad (7)$$

$$\frac{\partial var(\pi_t)}{\partial X_{t-i}} = 2\sigma_x^2 f_{t-i}^2 X_{t-i} - 2\sigma_{se,x} Q_{t-i} f_{t-i} = 0 \quad (8)$$

$$HR_2 = \frac{X_{t-i}^*}{Q_{t-i}} = \frac{\sigma_{se,x}}{\sigma_x^2 f_{t-i}} = \rho_{se,x} \frac{\sigma_{se}}{\sigma_x f_{t-i}} \quad (9)$$

۲-۴- محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک تجمیع یافته:

استراتژی پوشش ریسک تجمیع یافته چارچوبی برای پوشش ریسک درآمدهای نفتی در چارچوب تئوری سبد دارایی با تجمیع دو عامل ناطمینانی قیمت نفت و نرخ ارز پیشنهاد می‌دهد. لذا سود ناشی از سبد پوشش داده شده دولت در انتهای دوره (بازده سبد)، بر مبنای یورو عبارتست از:

$$\pi_t = (s_t e_t - s_{t-i} e_{t-i}) Q_{t-i} + (f_{t-i} e_{t-i} - f_t e_t) F_{t-i} + (x_{t-i} - x_t) f_{t-i} X_{t-i} - c \quad (10)$$

$$var(\pi_t) = \sigma_{se}^2 Q_{t-i}^2 + \sigma_{fe}^2 F_{t-i}^2 + \sigma_x^2 f_{t-i}^2 X_{t-i}^2 - 2\sigma_{se,fe} Q_{t-i} F_{t-i} - 2\sigma_{se,x} Q_{t-i} f_{t-i} X_{t-i} + 2\sigma_{fe,x} f_{t-i} F_{t-i} X_{t-i}$$

با فرض بدون تورش بودن قیمت آتی‌های نفت خام و نرخ ارز یورو به دلار، حداقل کردن واریانس سبد پوشش داده شده نسبت به متغیرهای تصمیم F_{t-i} و X_{t-i} با فرض موقعیت نقدی Q_{t-i} ، نسبت‌های پوشش ریسک تجمیع یافته را نتیجه می‌دهد:

$$\frac{\partial var(\pi_t)}{\partial F_{t-i}} = 2\sigma_{fe}^2 F_{t-i} - 2\sigma_{se,fe} Q_{t-i} + 2\sigma_{fe,x} f_{t-i} X_{t-i} = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial var(\pi_t)}{\partial X_{t-i}} = 2\sigma_x^2 f_{t-i}^2 X_{t-i} - 2\sigma_{se,x} Q_{t-i} f_{t-i} + 2\sigma_{fe,x} f_{t-i} F_{t-i} = 0 \quad (12)$$

$$\sigma_{fe}^2 F_{t-i} + \sigma_{fe,x} f_{t-i} X_{t-i} = \sigma_{se,fe} Q_{t-i} \quad (13)$$

$$\sigma_{fe,x} F_{t-i} + \sigma_x^2 f_{t-i} X_{t-i} = \sigma_{se,x} Q_{t-i} \quad (14)$$

با تقسیم دو معادله بالا بر σ_{fe}^2 و σ_x^2 به ترتیب خواهیم داشت:

$$F_{t-i} + (\sigma_{fe,x}/\sigma_{fe}^2) f_{t-i} X_{t-i} = (\sigma_{se,fe}/\sigma_{fe}^2) Q_{t-i} \quad (15)$$

$$(\sigma_{fe,x}/\sigma_x^2)F_{t-i} + f_{t-i}X_{t-i} = (\sigma_{se,x}/\sigma_x^2)Q_{t-i} \quad (۱۶)$$

$$H_{11}F_{t-i} + H_{21}f_{t-i}X_{t-i} = H_{31}Q_{t-i} \quad (۱۷)$$

$$H_{12}F_{t-i} + H_{22}f_{t-i}X_{t-i} = H_{32}Q_{t-i} \quad (۱۸)$$

در این معادلات $k = fe(1), x(2), se(3)$ و $j = fe(1), x(2)$ می‌باشند. $H_{jk} = \frac{\sigma_{j,k}}{\sigma_k^2} = \rho_{j,k} \frac{\sigma_j}{\sigma_k}$ لذا در فرم ماتریسی $Ax = d$ خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} H_{11} & H_{21}f_{t-i} \\ H_{12} & H_{22}f_{t-i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{t-i} \\ X_{t-i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H_{31}Q_{t-i} \\ H_{32}Q_{t-i} \end{bmatrix} \quad (۱۹)$$

با استفاده از قانون کرامر $X_j^* = |A_j|/|A|$ و $Q_{t-i} = 1$ ، نسبت‌های بهینه پوشش ریسک در حالت پوشش ریسک تجمیع یافته حاصل می‌شوند.

$$HR_3 = \frac{F_{t-i}^*}{Q_{t-i}} = \frac{\begin{vmatrix} H_{31} & H_{21}f_{t-i} \\ H_{32} & H_{22}f_{t-i} \end{vmatrix}}{|A|} \quad (۲۰)$$

$$HR_4 = \frac{X_{t-i}^*}{Q_{t-i}} = \frac{\begin{vmatrix} H_{11} & H_{31} \\ H_{12} & H_{32} \end{vmatrix}}{|A|} \quad (۲۱)$$

با توجه به هم‌بستگی قیمت نفت و نرخ مبادله یورو به دلار، انتظار بر آنست که پوشش ریسک تجمیع یافته درآمدهای نفتی، واریانس سبد پوشش داده شده را در مقایسه با پوشش ریسک جداگانه عوامل ریسک، به میزان قابل توجهی کاهش می‌دهد.

پس از محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک، موضوع دیگر بحث کارایی و اثربخشی پوشش ریسک می‌باشد. برای بررسی اثربخشی پوشش ریسک میزان کاهش در واریانس سبد دارایی پوشش داده شده نسبت به سبد دارایی پوشش داده نشده ملاک نتیجه‌گیری خواهد بود. در واقع دو سبد وجود دارد که یکی تنها موضع نقدی و دیگری سبدي از دارائی های نقدی و قراردادهای آتی است. اثربخشی در واقع میزان کاهش در واریانس موضع نقدی به واسطه بکارگیری قرارداد آتی را نشان می‌دهد:

$$HE = 1 - \frac{var^h(\pi_t)}{var^u(\pi_t)} \quad (۲۲)$$

که در آن $var^h(\pi_t)$ و $var^u(\pi_t)$ به ترتیب نشان دهنده واریانس سبد دارائی پوشش داده شده و موضع نقدی پوشش داده نشده می باشد.

۳- ادبیات موضوع

ادبیات مربوط در این حوزه را می توان در چند بخش تقسیم بندی نمود. اولین دسته از مطالعات آنهایی هستند که تغییرات قیمت نفت و ریسک آن را مورد مطالعه قرار داده اند و در حوزه پوشش ریسک مجزا قرار می گیرند از مطالعات اخیر در این حوزه می توان به ریپل^{۱۶} و موسی^{۱۷} (۲۰۰۷)، چانگ^{۱۸} و همکاران (۲۰۱۱)، کاتر^{۱۹} و هانلی^{۲۰} (۲۰۱۲)، الکساندر^{۲۱} و همکاران (۲۰۱۳)، کاتر و هانلی (۲۰۱۵)، شرستا^{۲۲} و همکاران (۲۰۱۷). به همین ترتیب مطالعات دیگری نیز وجود دارند که تنها به تغییرات نرخ ارز و ریسک آن می پردازند که از آن جمله می توان به پتون^{۲۳} (۲۰۰۶)، کمپل^{۲۴} و همکاران (۲۰۱۰)، چانگ و همکاران (۲۰۱۳)، کاپورین^{۲۵} و همکاران (۲۰۱۴) و اورنبرگ^{۲۶} (۲۰۱۶) اشاره نمود.

مطالعاتی که در حوزه پوشش ریسک تجمیع یافته یعنی پوشش ریسک با بیش از یک عامل ریسک صورت پذیرفته، بسیار محدود می باشد و برای نمونه می توان به مطالعات هایگ^{۲۷} و هولت^{۲۸} (۲۰۰۰)، هایگ و هولت (۲۰۰۲)، مون^{۲۹} و مورگان^{۳۰} (۲۰۰۳)، یون و کیم (۲۰۱۰)، مون (۲۰۱۶) اشاره کرد. هایگ و هولت (۲۰۰۰) با طراحی مدلی فرض نمودند که یک صادر کننده محصولات غذایی در ایالات متحده که محصول خود را به یک وارد کننده در کشور دیگر می فروشد، در خصوص قیمتی که در دوره بعد دریافت می کند مطمئن نمی باشد. در این مطالعه علاوه بر قراردادهای آتی کالا، از قراردادهای آتی حمل و نقل نیز استفاده می گردد و نشان داده می شود که اگر چه قراردادهای آتی کالایی که بر روی آن معامله انجام می گیرد مهم است ولی حذف قراردادهای آتی حمل و نقل اثر معناداری بر روی میزان ریسک خواهد داشت. نتایج بیانگر آنست که قراردادهای آتی حمل و نقل موجود با وجود سطح پایین حجم معاملات و انتقادی که به آنها از نظر ابزار پوشش ریسک وارد است، هنوز بالقوه به عنوان ابزار مشتقه مهمی برای مبادله کنندگان محصولات غذایی به حساب می آیند. آن ها در مطالعه خود در واقع اهمیت اثرات سرریز بین بازارها را در نظر گرفتند و نشان دادند که عدم توجه به استفاده از قراردادهای آتی حمل کالا در یک فضای مبادلاتی ریسک را افزایش می دهد و باعث کاهش مطلوبیت می گردد. تحلیلی که در این مقاله صورت می گیرد اطلاعات با ارزشی را در خصوص کاهش نااطمینانی قیمت برای مبادله کنندگان محصولات غذایی بین المللی ارائه داده و اهمیت رابطه متغیر در طول زمان بین قیمت های مرتبط را در محاسبه نسبت پوشش ریسک نشان می دهد. در مطالعه ای دیگر هایگ و

هولت (۲۰۰۲) مطالعه قبلی خود را تکرار نموده و علاوه بر نا اطمینانی قیمت کالا و نرخ حمل و نقل، نااطمینانی نرخ ارز را نیز در الگوی خود لحاظ نمودند. با این تفاوت که با ورود نرخ ارز در تابع هدف صادر کننده لایه دیگری از پیچیدگی به تابع هدف مبادله کننده افزوده شده است. نتایج نشان داد که محاسبه نسبت های بهینه پوشش ریسک متغیر در طول زمان حتی با لحاظ هزینه های معاملاتی بیشتر، منافع بالاتری را خواهد داشت. مهمترین نتیجه آن است که در بین سه متغیری که به عنوان ابزار پوشش ریسک استفاده گردیده، قراردادهای نرخ ارز در سبد دارایی معامله گر اثر بسیار مهمی در مدیریت ریسک وی دارد و حذف قراردادهای آتی نرخ ارز برای واردکنندگان منجر به افزایش عمده ای در ریسک سبد دارایی گردیده است. مون و مورگان (۲۰۰۳) پویایی های نسبت بهینه پوشش ریسک را برای بانک های بزرگ ایالات متحده که در معرض همزمان ریسک نرخ ارز و نرخ بهره می باشند، مورد بررسی قرار می دهد. با استفاده از چهارچوب میانگین واریانس، این مقاله عملکرد پوشش ریسک را زمانی که ریسک های نرخ ارز و نرخ بهره به صورت مجزا پوشش داده می شوند در مقابل حالتی که این دو ریسک به صورت همزمان پوشش داده می شوند، مورد ارزیابی قرار می دهد. مقدار نسبت های بهینه پوشش ریسک مجزا نسبت به نسبت های پوشش ریسک تجمیع یافته بیش از حد تخمین زده می شود. و دلالت بر این دارد که استراتژی پوشش ریسک مجزا بیش از اندازه پوشش ریسک می دهد به عبارت دیگر از قراردادهای آتی زیادی در مقایسه با استراتژی پوشش ریسک همزمان استفاده می نماید. مطالعه یون و کیم (۲۰۱۰) که مرتبط ترین مطالعه نزدیک به مقاله حاضر است، اثربخشی پوشش ریسک قیمت های نفت خام و نرخ ارز را برای یک وارد کننده نفت خام در کره جنوبی بررسی می نماید. در این مقاله اثر بخشی مجزا و تجمیع بیافته در مقابل یکدیگر آزمون می گردد که نتایج حاکی از برتری روش پوشش ریسک تجمیع یافته نسبت به پوشش ریسک مجزا می باشد. ایراد وارد بر این مطالعه آنست که نسبت های پوشش ریسک را از طریق روش حداقل مربعات معمولی بدست آورده و بنابراین آخرین اطلاعات را در محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک لحاظ نمی نماید که در این مقاله این نقص برطرف می گردد و همچنین به جای یک کشور وارد کننده، مورد یک کشور صادر کننده نفت بررسی می گردد. مون (۲۰۱۶) مطالعه قبلی در خصوص پوشش ریسک تجمیع یافته با استفاده از قراردادهای آتی نرخ ارز و نرخ بهره را مجدداً تکرار می نماید و نشان می دهد که در برخی موارد، پوشش ریسک مجزا می تواند عملکرد بهتری از پوشش ریسک تجمیع یافته در سیستم بانکی ایالات متحده داشته باشد.

در مطالعات داخلی، ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸) پوشش ریسک درآمدهای نفتی ایران با استفاده از قراردادهای آتی بورس نایمکس بررسی نمودند. در این مقاله از روش حداقل مربعات معمولی و

تصحیح خطای برداری برای محاسبه نسبت های بهینه پوشش ریسک استفاده می گردد. نتایج حاکی از آنست که قراردادهای آتی ابزار مناسبی برای کاهش ریسک بوده و به میزان قابل توجهی ریسک نوسانات قیمت نفت را کاهش می دهد. این مطالعه پوشش ریسک را تنها با یک منبع ریسک یعنی قیمت نفت انجام می دهد و با توجه به روش های مورد استفاده، آخرین اطلاعات بازار و روابط غیر خطی و عدم تقارن را لحاظ نکرده و نسبت های پوشش ریسک ثابتی را ارائه می نماید. همانطور که از پیشینه ادبیات نیز مشهود است، انتظار می رود پوشش ریسک تجمیع یافته به نسبت های پایین تری برای پوشش ریسک منجر شود که خود موجب کاهش هزینه های معاملاتی خواهد گردید. بنابراین بررسی این موضوع یکی از اهداف تحقیق است. از طرف دیگر تاکنون هیچ مطالعه ای در خصوص پوشش ریسک تجمیع یافته درآمدهای نفتی برای یک کشور صادر کننده نفت صورت نپذیرفته است که این مطالعه درصدد رفع این نقص می باشد. نهایتاً با توجه به آنکه داده های مالی دارای ویژگی هایی منحصر به فردی از جمله چولگی و عدم تقارن در توزیع ها می باشند، لازم است روابط غیر خطی بین متغیرها در محاسبه نسبت های پوشش ریسک تجمیع یافته لحاظ گردد ولی مطالعاتی که تاکنون در حوزه پوشش ریسک تجمیع یافته صورت پذیرفته به این موضوع توجهی ننموده اند، لذا در این مطالعه از روش کاپولا گارچ استفاده می گردد که علاوه بر محاسبه نسبت های بهینه متغیر در طول زمان و لحاظ آخرین اطلاعات، قابلیت لحاظ روابط غیر خطی و عدم تقارن در توزیع متغیرها را دارا می باشد.

۴- روش شناسی

روش های متفاوتی برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس وجود دارد. ریسک را به طور معمول با ایجاد سبیدی از دارائی و قراردادهای آتی مرتبط با آنها با نسبت بهینه پوشش ریسکی که از یک مدل رگرسیون بدست آمده و عددی ثابت است می توان کاهش داد. ادوینگتون^{۳۱} (۱۹۷۹) اولین کسی است که از تئوری سبید دارائی و روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی استفاده نمود. گاش^{۳۲} (۱۹۹۳) ایراد این روش را عدم توجه به رابطه بلند مدت بین قیمت های نقدی و آتی ها دانسته و رابطه هم انباشتگی بین آنها را مدنظر قرار داد. این روش با وجود آنکه رابطه بلند مدت بین متغیرها را لحاظ می کند ولی همچنان، نسبت بهینه پوشش ریسک برای تمامی زمان ها ثابت در نظر گرفته می شود. توزیع مشترک بازده قراردادهای آتی و قیمت نقدی دارائی ممکن است در طول زمان تغییر نماید. با پیشرفت های گسترده در زمینه اقتصاد سنجی، بسیاری از محققان مانند کرونر^{۳۳} (۱۹۹۳، ۱۹۹۸) بیان نمودند که روش های رگرسیون سنتی برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک کارا نمی باشند و باید از روش های جدید مانند خانواده گارچ

استفاده شود (حاتمی و همکاران، ۱۳۹۷). بنابراین محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک با روش پوشش ریسک پویا (متغیر در طول زمان) که اطلاعات جدید را در خود لحاظ می‌نماید ممکن است موثرتر از روش پوشش ریسک ایستا باشد. بدین منظور روش‌های جدیدی شکل گرفتند که نسبت بهینه پوشش ریسک را به صورت شرطی محاسبه کرده و اطلاعات جدید را در نظر می‌گرفتند. جچتی^{۳۳} و همکاران (۱۹۸۸) از مدل آرچ برای تخمین نسبت‌های بهینه پوشش ریسک متغیر در طول زمان برای اوراق قرضه خزانه بهره برده است. در این حوزه، کروئر^{۳۴} و سلطان^{۳۵} (۱۹۹۳) از مدل گارچ با همبستگی شرطی ثابت^{۳۶} استفاده نمودند. نقص این مدل شرط همبستگی ثابت بود که شرطی بسیار قوی می‌باشد. بنابراین انگل^{۳۷} (۲۰۰۲)، دسته جدیدی از مدل‌های گارچ چند متغیره را معرفی نمود که در آن همبستگی بین متغیرها در طول زمان می‌تواند متغیر باشد که مدل گارچ با همبستگی شرطی پویا^{۳۸} نامیده می‌شود.

استراتژی‌های پوشش ریسک پویا چند متغیره در کاهش ریسک موفق عمل نمودند. به هر حال تمامی این روش‌ها فرض می‌کنند بازده قیمت‌های نقدی و آتی دارای توزیع نرمال چند متغیره یا وابستگی خطی هستند. در داده‌های مالی عموماً وابستگی غیر خطی وجود داشته و توزیع آنها دارای چولگی و دنباله پهن هستند. موضوعی که با این فرض در نظر گرفته شده، همخوانی ندارد.

بنابراین در این راستا، روش کاپولا با قابلیت لحاظ ساختار وابستگی غیر نرمال در متغیرهای مالی که با واقعیت داده‌ها مبنی بر توزیع غیر نرمال و وابستگی‌های غیر خطی سازگاری بیشتری دارد، به وجود آمد. توابع کاپولا چارچوب تجربی جالبی را برای لحاظ وابستگی در دنباله‌ها، ارتباط خطی و غیر خطی ارائه می‌نمایند و به راحتی می‌توانند وابستگی مشترک بین دو یا چند متغیر تصادفی را توصیف نمایند (اسکلار، ۱۹۵۹، فرس^{۳۹} و والدز^{۴۰}، ۱۹۹۸) توابع کاپولا امکان ارتباط بین توزیع‌های نهائی مختلف و ساختار وابستگی را بدون اعمال محدودیت نرمال بودن توزیع مشترک فراهم می‌نمایند.

مهمترین کاربرد عملی مدل‌های کاپولا، افتراق الگوسازی توزیع‌های حاشیه‌ای از الگوسازی ساختار وابستگی است. بنابراین توزیع‌های حاشیه‌ای را می‌توان با روش‌های پارامتری و ناپارامتری و جدا از ساختار وابستگی بین متغیرها الگوسازی کرد. بنابراین چولگی در توزیع حاشیه‌ای تغییرات قیمت هر متغیر تصادفی را می‌توان به آسانی لحاظ نمود. با توجه به آنچه ذکر شد و به منظور لحاظ آخرین اطلاعات و همچنین ساختار غیر خطی و ویژگی‌های خاص داده‌های مالی، در این مقاله از روش کاپولا گارچ و نوع خاص آن که در ساختارهای با بیش از دو متغیر به کار می‌رود یعنی واین کاپولا گارچ، استفاده می‌گردد. بدین منظور ابتدا یک مدل IGARCH(1,1) برآورد

گردیده و سپس از توابع کاپولا برای بررسی ساختار همبستگی بهره خواهیم گرفت که در ادامه توضیح داده می شود.

۴-۱- مدل آی گارچ (۱۹)

برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک متغیر در طول زمان، لازمست که نوسانات (واریانس) شرطی بازده متغیرها الگوسازی گردد. سری زمانی بازده دارایی معمولاً دوره هایی با نوسانات متفاوت را در طول زمان از خود نشان می دهد که مدل سازی آن معمولاً با خانواده مدل های خود رگرسیون با ناهمگنی شرطی^{۴۱} صورت می پذیرد. این روش در ابتدا توسط انگل (۱۹۸۲) معرفی گردید که ناهمگنی واریانس شرطی را به صورت تابعی خطی از مربعات خطاهای گذشته الگوسازی می نمود و فرم کلی آن برای مدل آرچ (q) به شکل کلی زیر است:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}, \quad z_t \sim i.i.d. N(0,1) \quad (23)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (24)$$

که در آن q مشخص کننده تعداد وقفه و μ_t رابطه میانگین را مشخص می سازد که می تواند شامل مقادیر با وقفه خود متغیرها و یا سایر متغیرهای توضیحی باشد. ε_{t-1} و z_t مستقل از یکدیگر می باشند. در این مدل برای آنکه واریانس مثبت باشد، α_0 و تمامی α_i ها بایستی بزرگتر یا مساوی صفر باشند.

در کاربردهای تجربی مدل های آرچ (q)، تعداد وقفه ها و بنابراین تعداد پارامترهای بالایی تخمین زده می شود، برای رفع این نقص، بالرسلو^{۴۲} (۱۹۸۶) مدل آرچ تعمیم یافته یا همان گارچ^{۴۳} را معرفی نمود که تابعی از مربعات با وقفه خطاها و واریانس شرطی در دوره های گذشته است و فرم کلی آن عبارتست از:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}, \quad z_t \sim i.i.d. N(0,1) \quad (25)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (26)$$

این فرآیند زمانی ایستاست که مجموع α_i و β_i ها کوچکتر از یک باشد. با این حال، این تصریح فرض می کند که شوک ها با سرعت و با نرخ نمایی میرا شده و از این رو، برای توضیح حافظه بلند مدت مناسب نمی باشند زیرا یکی از مسائلی که در مدلسازی گارچ در بسیاری از داده های مالی با

فرکانس بالا رخ می دهد، پایداری شوک هاست طوری که مجموع α_i و β_i ها نزدیک یا برابر با یک است. به منظور رفع این مشکل، انگل و بالرسلو (۱۹۸۶) مدل گارچ انباشته^{۴۴} را معرفی نمودند که فرم مقید مدل گارچ است که در آن مجموع ضرایب در رابطه واریانس شرطی برابر با یک می باشد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (27)$$

$$\alpha_1 + \dots + \alpha_q + \beta_1 + \dots + \beta_p = 1 \quad (28)$$

۴-۲- تابع کاپولا و تئوری اسکالر

تابع کاپولا اولین بار توسط اسکالر (۱۹۵۹) مطرح شد. امروزه استفاده از توابع کاپولا به عنوان یک ابزار قوی و انعطاف پذیر در الگوسازی متغیرهای تصادفی در حوزه های مختلف علوم رو به گسترش است (جلایی اسفندآبادی و همکاران، ۱۳۹۷). تئوری بنیادین که ارتباط متغیرها را در قالب ساختار کاپولا نشان می دهد، تئوری اسکالر^{۴۵} (۱۹۵۹) می باشد. طبق این تئوری اگر فرض می شود F تابع توزیع d -بعدی از بردار تصادفی $X = (X_1, \dots, X_d)^T$ با توزیع های حاشیه ای F_1, \dots, F_d باشد. آنگاه کاپولایی مانند C وجود دارد که برای همه: $x = (x_1, \dots, x_d)^T \in [-\infty, \infty]^d$

$$F(x) = C(F_1(x_1), \dots, F_d(x_d)) \quad (29)$$

اگر F_1, \dots, F_d پیوسته باشد، آنگاه C یکتا است. برعکس، اگر C یک کاپولا و F_1, \dots, F_d توابع توزیع حاشیه ای باشند، آنگاه تابع F به عنوان تابع توزیع مشترک با حاشیه های F_1, \dots, F_d خواهد بود. متغیرهای وارد شده در تابع کاپولا باید به صورت یکنوا توزیع شده و در فاصله $[0,1]$ قرار داشته باشند. بنابراین C را می توان به عنوان تابع توزیع d -بعدی $[0,1]^d$ با حاشیه های یکنوا تعریف کرد. چگالی های متناظر را با c نشان می دهند.

کاربرد اصلی تئوری اسکالر، جداسازی الگوسازی توزیع های حاشیه ای از الگوسازی وابستگی بر مبنای کاپولاست. مسئله اصلی نحوه تعیین تابع کاپولاست. برای حالت دو متغیره، دامنه وسیعی از خانواده های کاپولا وجود دارند که می توان آنها را در دو خانواده اصلی کاپولای بیضی (گاوسی و تی استیودنت) و کاپولای ارشمیدسی (دامنه وسیعی از کاپولاها) طبقه بندی کرد.

۴-۳- تابع کاپولای واین (واین کاپولا)

زمانی که تعداد متغیرها افزایش یابد و بیش از دو متغیر شود، دامنه انتخاب تابع کاپولا محدود می‌گردد. یک راه انتخاب خانواده کاپولا یا ساختار وابستگی، برای مثال انتخاب یک کاپولای ارشمیدسی استاندارد می‌باشد. این کاپولای ارشمیدسی از هر نوعی باشد تنها دارای یک یا دو پارامتر برای توصیف ساختار وابستگی بین n متغیر می‌باشد و زمانی که تعداد متغیرها بیش از دو باشد، از کفایت لازم برخوردار نخواهد بود. به این دلیل که درجه هم حرکتی یکسانی را برای متغیرها در نظر خواهد گرفت که فرضی بسیار محدود کننده است. در نتیجه، یکی از روش‌های متداول برای ساختن توزیع مشترک بیش از دو متغیر، استفاده از کاپولای بیضی چند متغیره مانند کاپولای گاوسی و تی استیودنت چند متغیره است. این توزیع‌ها امکان درجات متفاوت هم حرکتی بین متغیرها را فراهم می‌آورند. اما در این توزیع‌ها نیز محدودیت بزرگی وجود دارد. آنها نمی‌توانند وابستگی در دنباله‌ها، عدم تقارن و همبستگی غیر خطی بین متغیرها را لحاظ نمایند. برای رفع این مشکل از روش واین کاپولا استفاده می‌گردد که انعطاف پذیری بالایی در مدل سازی ساختار وابستگی دارد و می‌تواند عدم تقارن و ساختار وابستگی غیر خطی بین متغیرها را لحاظ نماید.

مدل های واین کاپولا قادر به مدلسازی ساختارهای وابستگی پیچیده با استفاده از مدل های کاپولای مختلف به عنوان مدل های زیربنایی می‌باشند. در یک مطالعه مقایسه‌ای، برگ^{۴۶} و آس (۲۰۰۹) و فیشر^{۴۷} و همکاران (۲۰۰۹)، عملکرد بهتر مدل های واین کاپولا را نسبت به مدل های کاپولای چند متغیره جایگزین مانند مدل کاپولای چند متغیره گاوسی نشان می‌دهند. این نوع از کاپولاها ابتدا توسط جو (۱۹۹۶) معرفی شدند و با جزئیات بیشتری توسط بدفورد^{۴۸} و کوک^{۴۹} (۲۰۰۱، ۲۰۰۲) و کارویکا^{۵۰} و کوک (۲۰۰۶) توسعه یافتند. در واقع واین کاپولاها مدل گرافیکی انعطاف پذیر برای توصیف کاپولای چند متغیره مبتنی بر دسته‌ای از کاپولاهای دو متغیره هستند که به جفت-کاپولا^{۵۱} مشهورند. در چنین ساختارهای جفت-کاپولا، چگالی احتمال چند متغیره به کاپولاهای دو متغیره تجزیه می‌گردد که در آن هر جفت-کاپولا به صورت مستقل از سایرین انتخاب می‌گردد و بنابراین انعطاف پذیری بالایی در الگوسازی وابستگی را فراهم می‌نماید و می‌توان عدم تقارن و وابستگی در دنباله‌ها را در مدل های خلاصه تر الگوسازی کرد. به عبارت دیگر می‌توان گفت، مدل های واین مزیت الگوسازی کاپولای چند متغیره یعنی جداسازی الگوسازی حاشیه‌ای و وابستگی و انعطاف پذیری کاپولاهای دو متغیره را با یکدیگر ترکیب می‌نمایند. آس^{۵۲} و همکاران (۲۰۰۹) این مدل های را به دو دسته واین متعارف^{۵۳} (سی واین) و واین قابل رسم^{۵۴} (دی- واین) طبقه بندی می‌نمایند. قبل از آنکه فرم کلی مدل های دی واین و سی

واین، بیان گردد، ساختار جفت کاپولاها را در یک فرم سه بعدی نشان داده می‌شود. بدین منظور فرض می‌شود $X = (X_1, X_2, X_3)^T \sim F$ با توابع توزیع حاشیه ای F_1, F_2 و F_3 و چگالی های f_1, f_2 و f_3 باشد. در این صورت تابع چگالی مشترک عبارت خواهد بود از:

$$f(x_1, x_2, x_3) = f_1(x_1)f(x_2|x_1)f(x_3|x_1, x_2) \quad (30)$$

طبق تئوری اسکالر :

$$f(x_2|x_1) = \frac{f(x_1, x_2)}{f_1(x_1)} = \frac{c_{1,2}(F_1(x_1)F_2(x_2))f_1(x_1)f_2(x_2)}{f_1(x_1)} = c_{1,2}(F_1(x_1)F_2(x_2))f_2(x_2) \quad (31)$$

$$f(x_3|x_1, x_2) = \frac{f(x_1, x_2, x_3)}{f(x_2|x_1)} = \frac{c_{2,3|1}(F(x_2|x_1), F(x_3|x_1))f(x_2|x_1)f(x_3|x_1)}{f(x_2|x_1)} \quad (32)$$

$$\begin{aligned} &= c_{2,3|1}(F(x_2|x_1), F(x_3|x_1))f(x_3|x_1) \\ &= c_{2,3|1}(F(x_2|x_1), F(x_3|x_1))c_{1,3}(F_1(x_1), F_3(x_3))f_3(x_3) \end{aligned}$$

چگالی مشترک سه بعدی را می‌توان بر مبنای کاپولا‌های دو متغیره $C_{1,2}$ ، $C_{1,3}$ و $C_{2,3|1}$ با چگالی های $c_{1,2}$ ، $c_{1,3}$ و $c_{2,3|1}$ که به جفت-کاپولاها معروفند الگو سازی کرد. این توابع کاپولا را می‌توان به صورت مستقل از یکدیگر انتخاب نموده و بنابراین ساختارهای وابستگی متفاوتی را به دست آورد. به دلیل اینکه ترتیب انتخاب متغیرها می‌تواند متفاوت باشد، تجزیه در معادله (۲) یکتا نیست و می‌توان شکل های متفاوتی برای تجزیه در این معادله داشت. برای تبیین ساختار وابستگی، بدفورد و کوک (۲۰۰۲) مدل گرافیکی را معرفی نمودند که به آن واین گفته می‌شود که با جزئیات کامل در کارویکا و کوک (۲۰۰۶) و کارویکا و جو (۲۰۱۱) توضیح داده شده است. واین ها $d(d-1)/2$ جفت کاپولا را با $(d-1)$ درخت به هم مرتبط می‌سازند. در درخت اول سی واین، وابستگی نسبت به یک متغیر که گره ریشه^{۵۵} اول نامیده می‌شود مشخص می‌گردد. در درخت دوم وابستگی های جفتی با متغیر دوم به شرط متغیر اول، که گره ریشه دوم نامیده می‌شود، معین می‌گردد و ... به طور کلی، یک گره ریشه در هر درخت انتخاب گردیده و تمام وابستگی های جفتی به شرط همه گره ریشه های قبلی الگوسازی می‌گردد یعنی درخت های سی-واین ساختار ستاره ای دارد. تجزیه چگالی چند متغیره ساختار سی-واین با گره های ریشه $d, \dots, 1$ عبارتست از:

$$f(x) = \prod_{k=1}^d f_k(x_k) \times \prod_{i=1}^{d-1} \prod_{j=1}^{d-i} c_{i,i+j|1:(i-1)} (F(x_i|x_1, \dots, x_{i-1}), F(x_{i+j}|x_1, \dots, x_{i-1}) | \theta_{i,i+j|1:(i-1)}) \quad (33)$$

که در آن $f_k, k = 1, \dots, d$ چگالی های حاشیه ای و $c_{i,i+j|1:(i-1)}$ چگالی های کاپولای دو متغیره با پارامترهای $\theta_{i,i+j|1:(i-1)}$ را مشخص می کند (به طور کلی، $i_k: i_m$ به معنای $i_m \dots i_k$ و i_k است). ضرب خارجی بر درخت $(d-1)$ و گره های ریشه i و ضرب داخلی به جفت-کاپولای $(d-i)$ در هر درخت $i = 1, \dots, d-1$ اشاره داد.

به طور مشابه دی واین با انتخاب ترتیب خاصی از متغیرها ساخته می شود. در درخت اول، وابستگی متغیر اول و دوم، سوم و سوم، چهارم و ... با استفاده از جفت-کاپولای الگوسازی می شود. یعنی اگر ترتیب $d, \dots, 1$ فرض شود، جفت های $(1, 2)$ ، $(2, 3)$ ، $(3, 4)$ و ... الگوسازی می گردد. در درخت دوم، وابستگی شرطی متغیر اول و سوم با فرض معین بودن متغیر دوم $(1, 3|2)$ متغیر دوم و چهارم با فرض معین بودن متغیر سوم $(2, 4|3)$ و ... مشخص می شود. به این ترتیب، وابستگی های جفتی متغیرهای a و b به شرط متغیرهایی که بین این دو متغیر در درخت اول قرار دارند، صورت می پذیرد. تجزیه چگالی چند متغیره ساختار دی-واین عبارتست از:

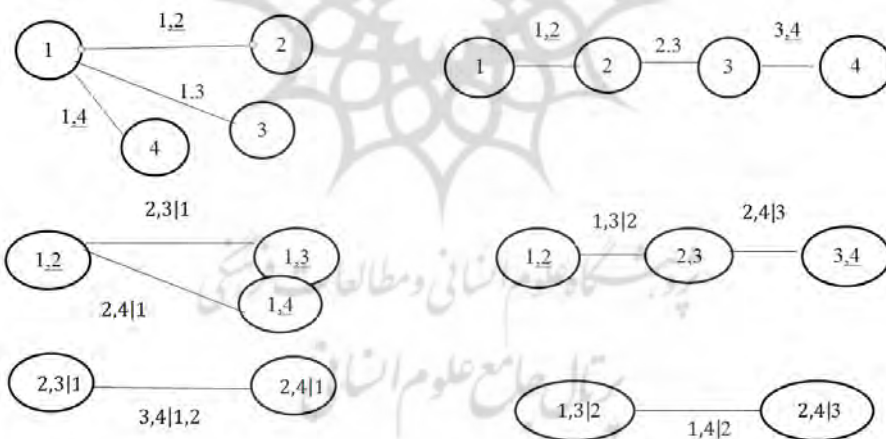
$$f(x) = \prod_{k=1}^d f_k(x_k) \times \prod_{i=1}^{d-1} \prod_{j=1}^{d-i} c_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)} (F(x_j|x_{j+1}, \dots, x_{j+i-1}), F(x_{j+i}|x_{j+1}, \dots, x_{j+i-1}) | \theta_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)}) \quad (34)$$

در این تابع، ضرب خارجی بر روی $(d-1)$ درخت انجام می گیرد در حالی که جفت-کاپولای هر درخت با ضرب داخلی مشخص می گردد.

با ایجاد امکان کاپولای دو متغیره دلخواه برای هر جفت-کاپولای در دو تجزیه ایی که در روابط فوق در نظر گرفته شد، کاپولای چند متغیره از ساختارهای دی-واین و سی-واین بدست می آیند که بسیار انعطاف پذیر هستند و می توانند ساختارهای وابستگی پیچیده از جمله وابستگی نامتقارن و وابستگی در دنباله های را در نظر بگیرند. نحوه تشکیل توابع کاپولای دی-واین و سی-واین برای حالت چهار متغیره در نمودار ۱ نشان داده شده است. همانطور که از ساختارهای این نمودار مشخص است، با توجه به آنکه در ساختار سی-واین متغیر گره نقش اصلی را بازی می کند و کاپولای شرطی با توجه به متغیرهایی که در گره اصلی قرار می گیرند، تعریف می گردند، متغیرها در حالت سه بعدی یا همان سه متغیره با توجه به اهمیت عبارتند از ۱ و ۲ و ۳ و در مدل دی-واین با توجه به آنکه متغیر دوم به صورت مستقیم با متغیرهای اول و سوم ارتباط داشته و

نهایتاً کاپولای بین متغیر اول و سوم به شرط متغیر دوم ساخته می‌شود، ترتیب اهمیت متغیرها عبارتند از ۱، ۲ و ۳. نکته حائز اهمیت آنست که در حالت سه متغیره اگر متغیر اول که با اهمیت ترین متغیر در ساختار سی-واین می‌باشد، به جای متغیر دوم که با اهمیت ترین متغیر در ساختار دی-واین است قرار بگیرد و یا به عبارت دیگر موقعیت متغیر اول و دوم در ساختار سی-واین، در ساختار دی-واین جابه‌جا شود، این دو ساختار با یکدیگر یکسان شده و نتیجه یکسانی را ارائه خواهند داد.

بعد از انتخاب نوع واین کاپولا و ساختار ارتباطی بین متغیرها، با توجه به آنکه واین کاپولا مجموعه‌ای از جفت-کاپولاهاست لذا بایستی نوع کاپولا بین متغیرها به صورت دو به دو مشخص گردد که به این منظور ابتدا ترکیبات مختلف کاپولاها و پارامترهای متناظر از طریق معیار حداکثر درست نمائی تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از معیار آکائیک و معیار بیزین شوارتز بهترین ترکیب جفت-کاپولاها در ساختار واین مورد نظر، انتخاب می‌گردد. مجموعه توابع کاپولایی که در این مطالعه مورد بررسی قرار می‌گیرد در جدول ۱ آمده است.^{۵۶} ردیف ۱ و ۲ مربوط به کاپولای بیضی و و ردیف‌های بعدی مربوط به کاپولای ارشمیدسی می‌باشد.



نمودار ۱- ساختارهای سمت راست مربوط به دی واین کاپولا و ساختارهای سمت چپ مربوط به

سی واین کاپولا

منبع: نلسن، ۲۰۰۶

جدول ۱- ویژگی های آماری توابع کاپولا

ردیف	نام توزیع	تای کندال	محدوده پارامترها	تابع مولد
۱	گوسین	$\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$	$\rho \in (-1, 1)$	-----
۲	تی-استیودنت	$\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$	$\rho \in (-1, 1), \nu > 2$	-----
۳	کلایتون	$\frac{\theta}{\theta + 2}$	$\theta > 0$	$\frac{1}{\theta}(t^{-\theta} - 1)$
۴	گامبل	$1 - \frac{1}{\theta}$	$\theta \geq 1$	$(-\log t)^\theta$
۵	فرانک	$1 - \frac{4}{\theta} + 4 \frac{D_1(\theta)}{\theta}$	$\theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$	$-\log \left[\frac{e^{\theta t} - 1}{e^\theta - 1} \right]$
۶	جو	$1 + \frac{4}{\theta^2} \int_0^1 t \log(t) (1-t)^{2(1-\theta)/\theta} dt$	$\theta > 1$	$-\log[1 - (1-t)^\theta]$
۷	کلایتون-گامبل	$1 - \frac{2}{\delta(\theta + 2)}$	$\theta > 0, \delta \geq 1$	$(t^{-\theta} - 1)^\delta$
۸	جو-گامبل	$1 + \frac{4}{\delta\theta} \int_0^1 (-\log(1 - (1-t)^\theta) \times (1-t) \times (1 - (1-t)^{-\theta})) dt$	$\theta \geq 1, \delta \geq 1$	$(-\log[1 - (1-t)^\theta])^\delta$
۹	جو-کلایتون	$1 + \frac{4}{\theta\delta} \int_0^1 (-\log(1 - (1-t)^\theta)^{\delta+1} \times \frac{(1-(1-t)^\theta)^{-\delta}-1}{(1-t)^{\theta-1}}) dt$	$\theta \geq 1, \delta > 0$	$(1 - (1-t)^\theta)^{-\delta} - 1$
۱۰	جو - فرانک	$1 + \frac{4}{\theta\delta} \int_0^1 (-\log \left(\frac{(1-t\delta)^\theta - 1}{(1-\delta)^\theta - 1} \right) \times (1-t\delta) \times (1 - (1-t\delta)^{-\theta})) dt$	$\theta \geq 1, \delta \in (0, 1]$	$-\log \left[\frac{1 - (1-\delta t)^\theta}{1 - (1-\delta)^\theta} \right]$

منبع: نلسن، ۲۰۰۶

۴-۴- تخمین مدل واین کاپولا

تخمین مدل واین کاپولا با حداکثر سازی لگاریتم درستنمایی تصریح واین کاپولا برای مشاهدات

$$u = (u_{k,j}), k = 1, \dots, N, j = 1, \dots, d$$

بدست می آید. در مدل سی واین:

$$\ell_{CV}(\theta_{CV}|u) =$$

$$\sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{d-1} \sum_{j=1}^{d-i} \log \left[c_{i,i+j|1:(i-1)} (F_{i|1:(i-1)} \cdot F_{i+j|1:(i-1)}^\theta) \right] \quad (35)$$

در این رابطه $F_{j|i_1:i_m} = F(u_{k,j} | u_{k,i_1}, \dots, u_{k,i_m})$ و توزیع های حاشیه ای یکنوا هستند یعنی

$$F_{j|i_1:i_m} \cdot f_k(u_k) = 1_{[0,1]}(u_k)$$

بستگی به پارامترهای جفت-کاپولاها در درخت ۱ تا درخت i_m دارد. به طور مشابه در مدل دی واین:

$$\ell_{DV}(\theta_{DV}|u) = \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{d-1} \sum_{j=1}^{d-i} \log \left[c_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)} \left(F_{j|(j+1):(j+i-1)} \cdot F_{j+i|(j+1):(j+i-1)} \theta_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)} \right) \right] \quad (36)$$

۴-۵- ساختار وابستگی

ضریب همبستگی، متداولترین معیار وابستگی بین دو متغیر تصادفی می باشد. این معیار در فضای بیضی برای لحاظ همبستگی بین متغیرها مورد استفاده قرار می گیرد. ولی این معیار در خارج از فضای بیضی، برای لحاظ وابستگی بین متغیرها مناسب نمی باشد و جایگزین مناسب برای آن عبارتست از تائ کندال^{۵۷} و ضریب رتبه ای اسپیرمن^{۵۸}. این دو ضریب برای لحاظ همبستگی بین متغیرها در فضای غیر خطی مناسب می باشند. در این مقاله از تائ کندال به عنوان معیار وابستگی و به جای ضریب همبستگی در معاملات بخش مبنای نظری استفاده می گردد. اگر X_1 و X_2 دو متغیر تصادفی پیوسته باشد با کاپولای C باشند، ضریب تائ کندال برای بردار تصادفی (X_1, X_2) را می توان بر مبنای این کاپولا به شکل ذیل نوشت:

$$\tau_c = \tau(X_1, X_2) = 4 \int \int C(f_1, f_2) dC(f_1, f_2) - 1 = 4E(C(U_1, U_2)) - 1 \quad (37)$$

محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک در این مقاله مشابه شامل چهار مرحله می باشد: مرحله اول: مدل IGARCH(1,1) برای هر سری بازده با فرض توزیع نرمال پسماندها برآورد می گردد. پس از بررسی کفایت مدل، پسماندهای استاندارد شده، محاسبه می گردد. مرحله دوم: برای بکارگیری روش کاپولا بایستی ابتدا داده ها به فرم توزیع یکنواخت تبدیل گردد. بدین منظور پسماندهای استاندارد حاصل از توزیع های گارچ حاشیه ای بدست آمده از مرحله اول را با استفاده از توزیع تجمعی تجربی^{۵۹} به حالت یکنواخت در بازه $[0,1]$ تبدیل می نماییم. مرحله سوم: تابع کاپولای مورد نظر برآورد گردیده و تائ کندال برای هر جفت از داده های تبدیل شده در مرحله دوم، بدست می آید. مرحله چهارم: نسبت های بهینه پوشش ریسک با استفاده از اطلاعات مراحل قبل محاسبه می شود.

۵- توصیف داده ها

در این مقاله از قیمت نقدی نفت بر حسب یورو در زمان t (se) ، بازده قیمت قراردادهای آتی بر حسب یورو (r_{fe}) و قیمت قراردادهای آتی یورو به دلار (x_t) استفاده گردیده است که به شکل ذیل محاسبه می شوند:

قیمت نقدی نفت بر حسب یورو در زمان t = قیمت نقدی نفت بر حسب دلار در زمان t (s) *
 نرخ ارز یورو به دلار در زمان t (e)

قیمت قرارداد آتی بر حسب یورو در زمان t = قیمت قرارداد آتی بر حسب یورو در زمان t (f) *
 نرخ ارز یورو به دلار در زمان t (e)

تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی در محاسبات وارد گردیده است و با توجه به آنکه تغییرات لگاریتم یک متغیر نشاندهنده بازده دارائی است، لذا تمامی تخمین ها برای بازده قیمت نقدی نفت بر حسب یورو (r_{se}) ، بازده قیمت قراردادهای آتی بر حسب یورو (r_{fe}) و بازده قراردادهای آتی یورو به دلار (r_x) می باشد که به شکل ذیل محاسبه می شوند:

$$r_{se} = \log se_t - \log se_{t-1}, \quad r_{fe} = \log fe_t - \log fe_{t-1}, \quad r_x = \log x_t - \log x_{t-1} \quad (38)$$

برای محاسبه این متغیرها از قیمت نفت برنت، قیمت قراردادهای آتی نفت برنت، نرخ ارز یورو به دلار و قراردادهای آتی این نرخ استفاده شده است. برای داده های قیمت نفت برنت، قیمت پایانی قراردادهای آتی نفت برنت هفتگی، نرخ ارز یورو به دلار، قراردادهای آتی نرخ ارز به ترتیب از داده های اداره اطلاعات انرژی آمریکا، بورس کالای لندن، بازار فارکس و ، قراردادهای آتی گروه بورس بازرگانی و کالای شیکاگو^۶ استفاده شده است. داده های مورد استفاده در بازه زمانی ۱۴ نوامبر ۲۰۱۰ تا (۲۳ آبان ۱۳۸۹) تا ۱۳ ژانویه ۲۰۱۹ (۲۳ دی ۱۳۹۷) با فرکانس هفتگی و مشتمل بر ۴۲۵ داده می باشد. داده های هفتگی دارای برتری نسبت به داده ها با فرکانس روزانه و ماهانه می باشند. داده های روزانه دارای ایراداتی مانند نوسانات زودگذر و ناهنجاری هایی همچون اثرات مربوط به روزهای هفته می باشند و در مقایسه با فرکانس ماهانه، داده ها با تواتر هفتگی مشاهدات کافی را برای نتایج قابل استناد فراهم می آورند. آمار توصیفی مربوط به داده های این مقاله در جدول ۲ آمده است.

در هر سه بازده، میانگین نزدیک به صفر می باشد و در قیاس با انحراف معیار بسیار کوچک هستند که دلالت بر نوسانات بالا در هر سه بازده دارد. مقدار آماره لیانگ-باکس^{۶۱} با چهار وقفه معنادار نمی باشند و بیانگر آنست که خودهمبستگی سریالی در داده ها وجود ندارد. آماره لیانگ-باکس در مربعات بازده ها، از نظر آماری معنادار می باشند که نشانگر وجود خوشه در نوسانات در

داده‌ها هستند. آماره ضریب لاگرانژ آرچ وجود اثرات آرچ در همه سری‌های بازده می‌باشد که از الگوسازی آرچ حمایت می‌کند.

با توجه به اینکه از داده‌های سری زمانی در این مطالعه استفاده می‌شود، لذا ضرورت دارد، وجود یا عدم وجود ریشه واحد در داده‌های مورد استفاده، بررسی گردد. بدین منظور وجود از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و KPSS استفاده می‌گردد. نتایج در جدول ۳ گزارش گردیده است و نشان دهنده مانا بودن تمامی متغیرها می‌باشند.

جدول ۲- آمار توصیفی داده‌ها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	$Q(4)$	$Q^2(4)$	$ARCH(4)$
r_{se}	۰,۰۰۰۲۰۷	۰,۰۳۷۸۱۶	-۰,۱۴	۰,۱۶	۱۲,۶	۱۹,۷	۴,۳۴
r_{fe}	۰,۰۰۰۵۳۸	۰,۰۳۹۸۸۲	-۰,۱۳	۰,۱۴	۶,۷۶	۴۳	۱۰,۳۸
r_x	۰,۰۰۰۵۰۳	۰,۰۱۲۳۰۷	-۰,۰۲۸	۰,۰۳۸	۱,۶	۱۸,۳	۴,۴۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد

عرض از مبدا و روند		عرض از مبدا		آزمون دیکی فولر تعمیم یافته
$p-value$	آماره t	$p-value$	آماره t	
۰	-۱۶	۰	-۱۶	بازده قیمت نقدی نفت بر حسب یورو
۰	-۱۸,۹	۰	-۱۸,۹	بازده قراردادهای آتی بر حسب یورو
۰	-۲۱,۴	۰	-۲۱,۵	بازده قراردادهای آتی یورو به دلار

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- نتایج پژوهش

همانطور که در بخش روش شناسی نیز بیان گردید، ابتدا باید یک مدل آی گارچ (۱و۱) برای هر یک از سری‌های بازده تخمین زده شود. پارامترهای مدل‌های تک متغیره با استفاده از روش حداکثر راستنمایی بدست می‌آید. برای بررسی وجود هر گونه وابستگی خطی و غیر خطی در پسماندهای استاندارد شده، از آماره Q آزمون لیانگ-باکس برای پسماندهای استاندارد شده و مربعیات پسماندهای استاندارد شده استفاده می‌گردد که نتایج در جدول ۴ گزارش شده است.

ضریب مربعات پسماندها (α_1) در هر سه معادله معنادار است که نشان می دهد نوسانات بازده تحت تاثیر مستقیم اطلاعاتی است که در دوره $t-1$ به دست می آید و دلالت بر صحت الگوسازی ناهمسانی واریانس دارد.

عدم معناداری آماره Q آزمون لیانگ-باکس بیانگر آنست که وابستگی های موجود در پسماندها در این مدل به خوبی لحاظ گردیده است. آماره Q آزمون لیانگ-باکس برای مربعات پسماندها و همچنین آماره ضریب لاگرانژ نشانگر عدم وجود الگوی آرچ در پسماندها می باشد که همگی نشانگر کارایی و مناسب بودن، مدل برازش شده است.

بعد از تخمین مدل حاشیه ای و پس از تبدیل پسماندهای حاصل با استفاده از توزیع تجمعی تجربی به حالت یکنواخت، به مرحله سوم یعنی تخمین کاپولا می رسیم، قبل از برآورد، لازم است وابستگی و یا استقلال هر جفت از داده ها با یکدیگر مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از آزمون استقلال ژنست و فاور^{۶۲} (۲۰۰۷) استفاده می نماییم.

جدول ۴- نتایج برآورد الگوی گارچ

r_{se}			r_{fe}			r_x			
مقدار	آماره t	p-value	مقدار	آماره t	p-value	مقدار	آماره t	p-value	
۰,۱۴	۱,۲۷	۰,۲	۰,۲۵	۱,۲۳	۰,۲۱	۰,۰۰۵	۰,۷۹	۰,۴۲	α_0
۰,۱۲	۲,۶۹	-	۰,۱۲	۲,۴	۰,۰۱۷	۰,۰۷	۳,۹۹	-	α_1
۰,۸۷	-	-	۰,۸۷	-	-	۰,۹۲	-	-	β_1
	مقدار	p-value		مقدار	p-value		مقدار	p-value	
	۹,۴۲	۰,۰۵		۳,۴	۰,۶۳		1.39	۰,۹۳	Q(5)
	۲۸,۲	۰,۰۷		۱۲,۳	۰,۲۶		6.97	۰,۷۲	Q(10)
	۴۸,۱	۰,۵		۱۷,۹	۰,۵۸		18.7	۰,۵۳	Q(20)
	۳,۸۱	۰,۲۸		۶,۸۸	۰,۰۷		0.41	۰,۹۳	$Q^{\vee}(5)$
	۲۴,۰۴	۰,۱۵		۱۰,۵۹	۰,۲۲		2.88	۰,۹۴	$Q^{\vee}(10)$
	۶۴,۳۸	۰,۰۶		۱۴,۱	۰,۰۷		12.43	۰,۸۲	$Q^{\vee}(20)$
	F(2,417) = 0.11	۰,۸۸		F(2,417) = 1.3	۰,۲۷		F(2,417) = 0.2	۰,۸۱	ARCH 1-2
	F(5,411) = 0.74	۰,۵۸		F(5,411) = 1.11	۰,۳۵		F(5,411) = 0.09	۰,۹۹	ARCH 1-5
	F(10,401) = 1.5	۰,۱۱		F(10,401) = 0.79	۰,۶۳		F(10,401) = 0.41	۰,۹۳	ARCH 1-10
	۸۲۲,۹۳			۷۹۲,۹			۱۲۸۰,۹۴		Log Likelihood

منبع: یافته های پژوهشگر

اگر N تعداد مشاهدات باشد و \hat{t} تای کندال تجربی باشد، آنگاه آماره مورد استفاده و p -value فرضیه صفر استقلال بین دو متغیر به صورت مجانبی به ترتیب در این آزمون عبارتست از:

$$T = \sqrt{\frac{9N(N-1)}{2(2N+5)}} * |\hat{t}| ; p. value = 2 \times (1 - \Phi(T)); \quad (39)$$

که Φ عبارتست از تابع توزیع نرمال استاندارد. مقدار آماره و p -value برای هر جفت از متغیرها در جدول ذیل گزارش گردیده است:

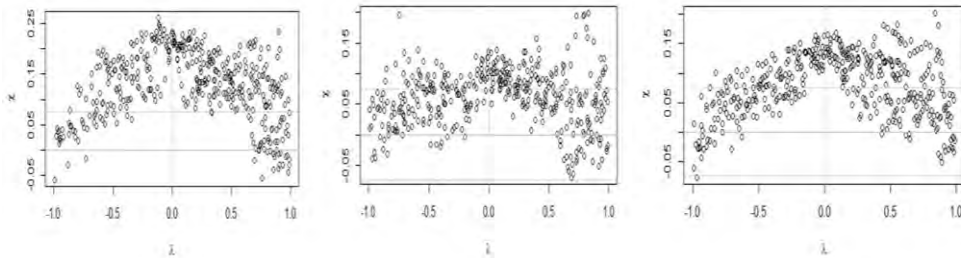
جدول ۵- نتایج آزمون استقلال

جفت متغیرها	$r_{se\&r_{fe}}$	$r_{fe\&r_x}$	$r_{se\&r_x}$
مقدار آماره	۲,۶۴	۳,۵۱	۵,۵
p -value	۰,۰۰۸	۰,۰۰۰۴	۰

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج نشان می دهد که هر سه جفت متغیرها با یکدیگر مرتبط بوده و از یکدیگر مستقل نیستند. وابستگی بین این متغیرها در نمودار کای^{۶۳} (نمودار ۲) برای هر جفت متغیر مشخص است. از آنجا که نمودار پراکندگی (λ, χ) برای هر جفت از متغیرها بالای خط $\chi = 0$ قرار دارد، همه متغیرها با یکدیگر همبستگی مثبت دارند. (ببینید ابرگر^{۶۴}، ۲۰۰۵). قیمت آتی یک دارایی که قطعاً با قیمت نقدی آن هم بسته می باشد. اما برای آن که fe با x هم بستگی مثبت داشته باشد می بایست x نیز با f دارای هم بستگی مثبت باشد. از آن جا که براساس تئوری f و s دارای هم بستگی مثبت با هم می باشند و x نیز دارای هم بستگی مثبت با e و همچنین e و s (یعنی قیمت نفت) دارای هم بستگی مثبت می باشند. لذا x با f و نرخ مبادله یورو به دلار نیز دارای هم بستگی مثبت و به تبع آن با fe دارای هم بستگی مثبت می باشد که نتایج آزمون های بیش از شناسایی کاپولا نیز بیانگر این مطلب می باشد.

بنابراین از آنجا که همه متغیرها با یکدیگر وابسته هستند بنابراین می توان تابع و این کاپولا را برای تخمین این متغیرها به کار برد. آنچه که در این نوع از توابع از اهمیت برخوردار است، تعیین ترتیب متغیرها از جهت اهمیت هر یک می باشد.



نمودار ۲- به ترتیب از چپ به راست نمودارهای $r_{se}&r_x$ و $r_{se}&r_{fe}$ و $r_{fe}&r_x$

منبع: یافته های پژوهشگر

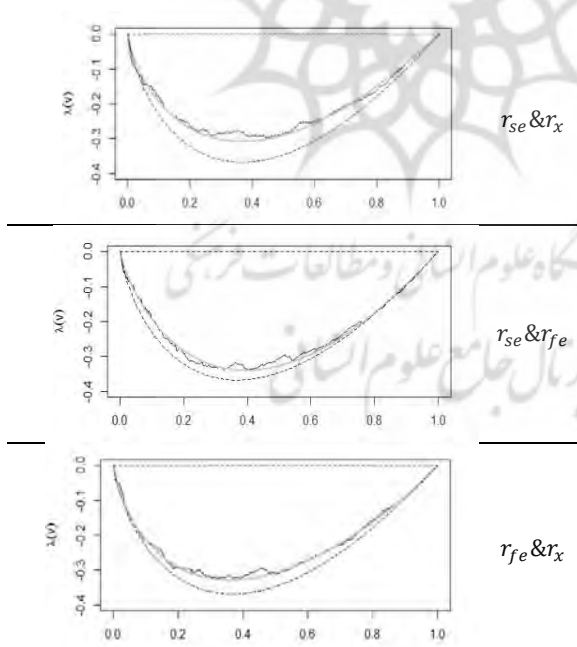
از آنجا که هدف مقاله پوشش ریسک درآمدهای نفتی می باشد و همچنین کاربرد قراردادهای آتی نفت در پوشش ریسک این درآمدها و با توجه به وجود نرخ ارز در ترکیب متغیر قیمت نقدی نفت برحسب یورو و قیمت قراردادهای آتی بر حسب یورو و لذا تاثیر قراردادهای آتی نرخ ارز یورو در مقابل دلار در پوشش ریسک هر دو این متغیرها، ترتیب متغیرها با توجه به آنچه در بخش روش شناسی ذکر گردید، در ساختار سی-واین به ترتیب، بازده قیمت نقدی نفت بر حسب یورو، بازده قراردادهای آتی برحسب یورو و بازده قراردادهای آتی یورو به دلار و در ساختار دی-واین به ترتیب، بازده قراردادهای آتی برحسب یورو، بازده قیمت نقدی نفت بر حسب یورو و بازده قراردادهای آتی یورو به دلار می باشد. در بخش روش شناسی بیان گردید که در چنین شرایطی هر دو روش سی-واین و دی-واین به نتایج یکسانی منجر می شوند که تخمین برآوردی نیز این موضوع را تایید می کند که نتیجه برآوردی در جدول ذیل آمده است. تنها نکته قابل اتکا در تحلیل نتایج، متفاوت بودن ساختار کاپولای پیشنهادی با توجه به دو معیار آکائیک و بیزین شوارتز است ولی از آنجاییکه ساختار انتخاب گردیده توسط معیار آکائیک به مقدار حداکثر درست نمائی بالاتری منجر می گردد، پس بنابراین این ساختار انتخاب گردیده و تحلیل می گردد.

خوبی برازش مدل های تخمین زده شده را می توان بر مبنای تابع لاندا λ ملاحظه کرد (مراجعه شود به ژنست و ریوست، ۱۹۹۳) توابع λ تجربی و تئوریک برای هر جفت از متغیرها در نمودار ۳ آمده است که همگی نشان از خوبی برازش کاپولای با پارامتر موردنظر دارد.

جدول ۶- نتایج تخمین کاپولا

معیار آکائیک			
$r_{se}&r_x$	$r_{fe}&r_x$	$r_{se}&r_{fe}$	جفت متغیرها
گامبل ۱۸۰ درجه	جو-فرانک	کلایتون	نوع کاپولا
۱,۱۹	۱,۳۸	۰,۱۶	پارامتر اول
۰	۰,۸۶	۰	پارامتر دوم
۱۶,۱۴	۵,۸	۴,۱۲	لگاریتم راست‌نمایی = ۲۶,۰۶۴
۰,۶۷	۰,۵۵	۰,۹	تای کندال
معیار بیزین شوارتز			
$r_{se}&r_x$	$r_{fe}&r_x$	$r_{se}&r_{fe}$	جفت متغیرها
گامبل ۱۸۰ درجه	کلایتون ۱۸۰ درجه	کلایتون	نوع کاپولا
۱,۱۹	۰,۱۸	۰,۱۶	پارامتر اول
۰	۰	۰	پارامتر دوم
۱۶,۱۴	۴,۶	۴,۱۲	لگاریتم راست‌نمایی = ۲۴,۸۵
۰,۶۷	۰,۵	۰,۹	تای کندال

منبع: یافته‌های پژوهشگر



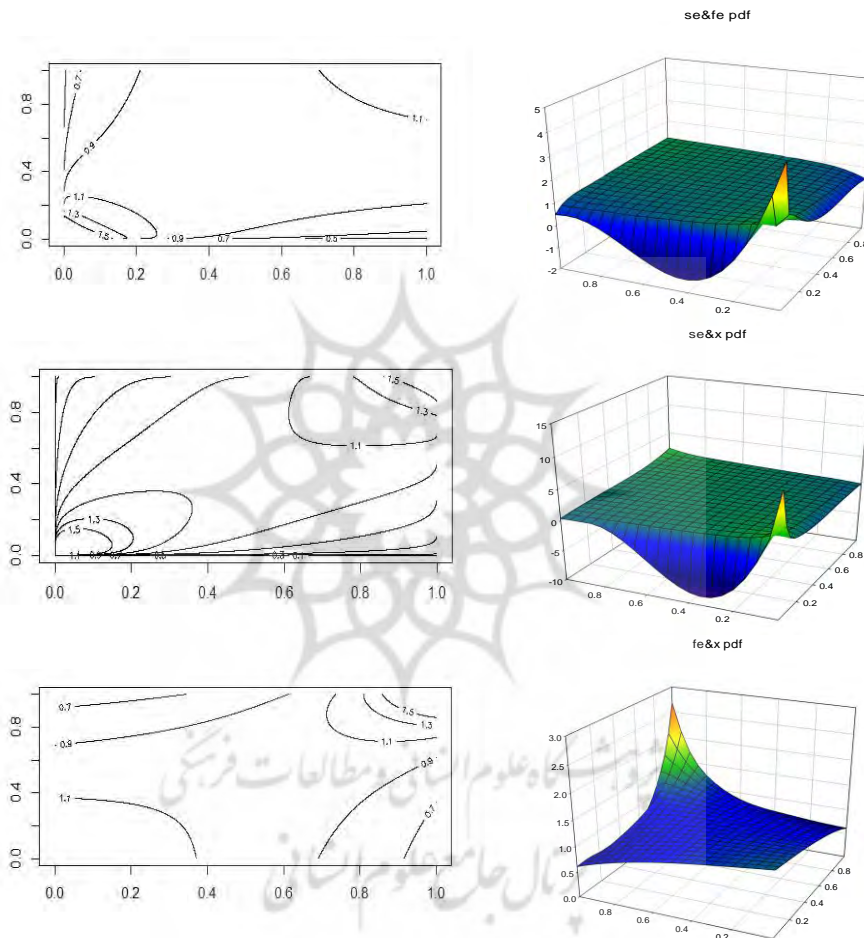
نمودار ۳- توابع لاندای

$r_{se}&r_{fe}$ و $r_{se}&r_x$

و $r_{fe}&r_x$

منبع: یافته‌های پژوهشگر

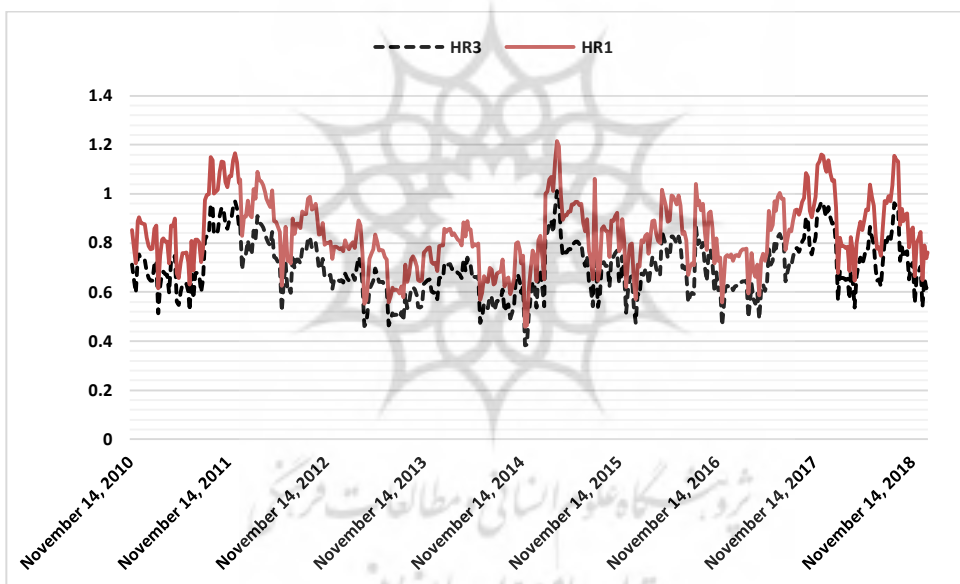
یکی از دلایل مهم برای تخمین تابع کاپولا، توانایی این مدل ها در برآورد همبستگی در دنباله هاست که می توان وابستگی بین متغیرها به صورت دو به دو و روابط غیر خطی بین آنها را در تابع کانتور و تابع چگالی آنها مشاهده نمود که در نمودار ۴ مشخص است:



نمودار ۴- تابع چگالی احتمال و تابع کانتور هر جفت از متغیرها

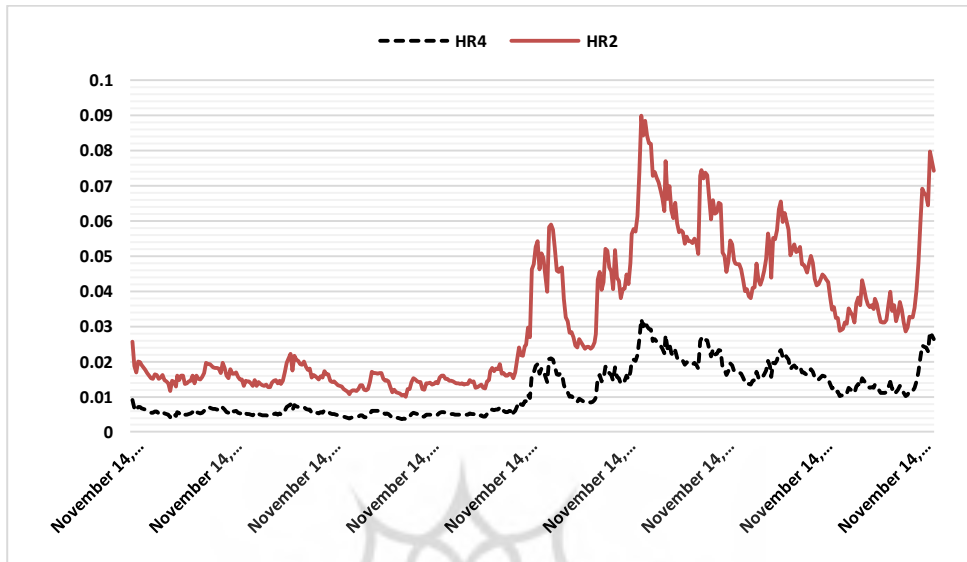
منبع: یافته های پژوهشگر

پس از تخمین مدل، با استفاده از مباحث نظری، نسبت های پوشش ریسک محاسبه می گردد. چهار دسته نسبت بهینه پوشش ریسک وجود دارد که عبارتند از: نسبت بهینه پوشش ریسک با مدنظر قرار دادن تنها عامل کاهش قیمت نفت در پوشش مجزا با قراردادهای آتی نفت (HR1)، نسبت بهینه پوشش ریسک با مدنظر قرار دادن تنها عامل کاهش ارزش دلار در پوشش مجزا با قراردادهای آتی یورو-دلار (HR2)، نسبت بهینه پوشش ریسک با مدنظر قرار دادن عامل کاهش قیمت نفت و کاهش ارزش دلار در پوشش تجمیع یافته با قراردادهای آتی نفت (HR3) و نسبت بهینه پوشش ریسک با مدنظر قرار دادن عامل کاهش قیمت نفت و کاهش ارزش دلار در پوشش تجمیع یافته با قراردادهای آتی یورو-دلار (HR4). این نسبت های بهینه با استفاده از علائم اختصاری در بخش مبانی نظری، در نمودارهای ۵ و ۶ گزارش شده است:



نمودار ۵- نسبت های بهینه پوشش ریسک مجزا و تجمیع یافته قراردادهای آتی نفت

منبع: یافته های پژوهشگر



نمودار ۵- نسبت های بهینه پوشش ریسک مجزا و تجمیع یافته قراردادهای آتی ارز

منبع: یافته های پژوهشگر

همانطور که از نمودارها مشخص است، نسبت های بهینه پوشش ریسک در حالت پوشش تجمیع یافته در سطح پایین تری نسبت به نسبت های بهینه پوشش ریسک در حالت مجزا قرار دارد که بیانگر هزینه های معاملاتی پایین تر برای این نوع پوشش ریسک و نشانگر مزیت آن است. در پوشش ریسک مجزا با قراردادهای آتی نفت در برخی موارد، نسبت بهینه بیشتر از یک می باشد که نشانگر پوششی بالاتر از پوشش ریسک کامل است که به نوعی کارایی عملیاتی پایین تر آن را نشان می دهد. مشخصات آماری نسبت های بهینه پوشش ریسک محاسبه شده در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷- ویژگی های آماری نسبت های بهینه پوشش ریسک استراتژی های مختلف

نسبت بهینه پوشش ریسک	میانگین	حداقل	حداکثر
پوشش مجزا با قراردادهای آتی نفت	۰,۸۳	۰,۴۶	۱,۲۱
پوشش مجزا با قراردادهای آتی ارز	۰,۰۳۲	۰,۰۱	۰,۰۹
پوشش ریسک قراردادهای آتی نفت در پوشش تجمیع یافته	۰,۶۹	۰,۳۸	۱,۰۱
پوشش ریسک قراردادهای آتی ارز در پوشش تجمیع یافته	۰,۰۱	۰,۰۰۳	۰,۰۳۲

منبع: یافته های پژوهشگر

پس از محاسبه نسبت های بهینه پوشش ریسک، لازمست است که اثربخشی و کارایی روش های مختلف پوشش ریسک مورد بررسی قرار گیرد. هر کدام از روش های پوشش ریسک که بتواند سبیدی را تشکیل دهد که واریانس این سبید دارائی پوشش داده شده عملکرد بهتری را نسبت به سبید دارائی پوشش داده نشده داشته باشد، کاراترین روش پوشش ریسک می باشد. برای بررسی کارائی، مجموعه داده ها به دو زیر بخش درون نمونه ای و برون نمونه ای تقسیم می گردد. بدین منظور تقریباً ۱۰ درصد از داده ها یعنی از ابتدای سال ۲۰۱۸ میلادی به عنوان دوره برون نمونه ای و قبل از این تاریخ را به عنوان دوره درون نمونه ای لحاظ می نماییم. سپس با بهره گیری از داده های درون نمونه ای، روش های مختلف پوشش ریسک تخمین زده شده و از این طریق نسبت های بهینه پوشش ریسک درون نمونه ای محاسبه و نسبت های بهینه برون نمونه ای برآورد می گردد. با استفاده از این نسبت ها، سبید دارائی های پوشش داده شده درون و برون نمونه ای تشکیل و میزان کاهش در واریانس این سبیدها در قیاس با سبید دارائی پوشش داده نشده، کارایی و اثربخشی پوشش ریسک را نشان خواهد داد.

جدول ۸- کارایی درون نمونه ای و برون نمونه ای استراتژی های پوشش ریسک مختلف

کاهش واریانس درون نمونه ای (%)	کاهش واریانس برون نمونه ای (%)	استراتژی پوشش ریسک
۳۸	۳۹	پوشش مجزا با قراردادهای آتی نفت
۲	۵,۷	پوشش مجزا با قراردادهای آتی ارز
۵۸,۹	۶۰	پوشش ریسک تجمیع یافته

منبع: یافته های پژوهشگر

همانطور که از داده های جدول نیز مشخص است، پوشش ریسک مجزای درآمدهای نفتی هنگامی که تنها ریسک کاهش قیمت نفت مورد توجه قرار می گیرد، ریسک بازده سبید پوشش داده شده درون نمونه ای و برون نمونه ای درآمدهای نفتی به ترتیب ۳۸ و ۳۹ درصد کاهش می یابد و هنگامی که تنها ریسک کاهش ارزش دلار مدنظر می باشد این اعداد به ترتیب ۲ و ۵/۷ می باشند؛ این در حالی است که در پوشش ریسک تجمیع یافته، ریسک بازده سبید پوشش داده شده درون نمونه ای و برون نمونه ای درآمدهای نفتی، به ترتیب ۵۸/۹ و ۶۰ درصد کاهش می یابد. با آنکه پوشش ریسک مجزا و تنها توجه به عامل ریسک کاهش ارزش دلار نسبت به پول شرکای تجاری، نتوانست ریسک بازده سبید پوشش داده نشده درآمدهای نفتی را تا حد قابل توجهی کاهش دهد ولی بدلیل همبستگی این متغیر با قیمت نقدی نفت، کارایی پوشش ریسک تجمیع یافته

درآمدهای نفتی با مد نظر قرار دادن دو عامل ریسک کاهش قیمت نفت و کاهش ارزش دلار نسبت به پوشش ریسک مجزا و مد نظر قرار دادن تنها عامل ریسک کاهش قیمت نفت، ۲۰ درصد افزایش می یابد و با کاهش ریسک بازده سبد پوشش داده نشده ثبات بیشتری را برای درآمدهای نفتی فراهم می آورد. لذا همانطور که در بخش مبانی نظری نیز ذکر گردید، مدیریت ریسک تجمیع یافته و توجه به تمامی منابع ریسک می تواند با کاهش ۲۰ درصدی در ریسک بازده سبد پوشش داده نشده نسبت به پوشش ریسک مجزا با لحاظ یک عامل ریسک کاهش قیمت نفت، ثبات بیشتر درآمدهای نفتی را فراهم می آورد و همچنین منجر به بهبود کارایی می گردد.

۷- نتیجه گیری

آسیب پذیری اقتصاد ایران نسبت به تغییرات قیمت نفت بسیار بالا است. به علاوه درآمدهای نفتی بر حسب دلار محاسبه می شود اما پرداخت های ایران بر حسب یورو یا واحد پول شرکای تجاری است. لذا ایران تنها کشور صادرکننده نفت می باشد که با دو منبع ریسک بازاری مواجه می باشد: یکی کاهش قیمت نفت و دومی کاهش ارزش دلار در برابر پول رایج شرکای تجاری نفتی. در این مطالعه با توجه به وابستگی قیمت نفت و نرخ مبادله پول شرکای تجاری نفتی ایران و دلار، کارایی حاصل از پوشش ریسک تجمیع یافته که در آن بطور همزمان تغییرات قیمت نفت (بر حسب دلار) و همچنین تغییرات ارزش دلار بر حسب پول شرکای تجاری با استفاده از قراردادهای آتی نفت و یورو به دلار، پوشش داده می شوند مورد ارزیابی قرار می گیرد. در این روش همزمانی میان تغییرات قیمت نفت و ارزش دلار از اهمیت ویژه ای برخوردار است. نتایج حاصل از برآورد نسبت های بهینه پوشش ریسک با رویکرد پوشش ریسک مجزا یا غیر تجمیعی که این وابستگی را لحاظ نمی کند و هر عامل ریسک بطور مجزا با استفاده از قرارداد آتی خود مستقل از دیگری پوشش داده می شود، مورد مقایسه قرار می گیرد. همچنین بدلیل ویژگی ساختار توزیع ها و ارتباط بین متغیرها در داده های مالی از جمله چولگی و عدم تقارن، از روش کاپولا به جای ضرایب همبستگی ساده برای استخراج توزیع مشترک و ارتباط میان متغیرها و برآورد نسبت های بهینه پوشش ریسک بهره گرفته شده است.

نتایج آشکارا از برتری روش های پوشش ریسک تجمیع یافته حکایت دارد زیرا نسبت های بهینه پوشش ریسک محاسبه شده از طریق این روش، در تمام بازه مورد مطالعه مقدار کمتری دارد که این مهم از همبستگی بین متغیرها نشات می گیرد. بنابراین برای پوشش ریسک نیاز به تعداد معاملات پایین تری است که به تبع آن هزینه های معاملاتی پایین تری را به همراه خواهد داشت.

همچنین طبق نتایج در رویکرد پوشش ریسک مجزا، هنگامی که تنها ریسک بازاری کاهش قیمت نفت و کاهش ارزش دلار مورد توجه قرار می‌گیرد، ریسک بازده سبد پوشش داده شده درآمدهای نفتی درون نمونه ای به ترتیب ۳۸ و ۲ درصد و برای برون نمونه ای به ترتیب ۳۹ و ۵/۷ درصد کاهش می‌یابد در حالی که پوشش ریسک تجمیع یافته که وابستگی قیمت نفت و نرخ مبادله پول دریافتی ایران از شرکای تجاری نفتی خود نسبت به دلار را مورد ملاحظه قرار می‌دهد، موجب افزایش کارایی در مقایسه با پوشش های ریسک مجزا می‌گردد و ریسک بازده سبد پوشش داده نشده درون نمونه ای و برون نمونه ای درآمدهای نفتی را به ترتیب ۵۸/۹ و ۶۰ درصد کاهش می‌دهد. به طور کلی از نظر کارایی درون نمونه ای و برون نمونه ای، پوشش ریسک تجمیع یافته نسبت به پوشش ریسک مجزا کارا تر عمل کرده و به دلیل آنکه به تعداد قراردادهای آتی کمتری برای پوشش ریسک نیاز دارد، هزینه های معاملاتی پایین تری را نیز بر پوشش دهنده ریسک تحمیل می‌نماید.



فهرست منابع

- ۱) ابراهیمی، محسن؛ قنبری، علیرضا (۱۳۸۸)، پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۳، ۱۷۳-۲۰۱.
- ۲) جلایی اسفند آبادی، سید عبدالمجید؛ صالحی آسفیجی، نوراله؛ شیوایی، الهام (۱۳۹۷)، مدل‌سازی ارتباط شاخص قیمت در بازارهای مالی و رابطه مبادله در اقتصاد ایران (الگوی پرش قیمتی مرتون و رویکرد توابع کاپیولای شرطی، اقتصاد مالی، ۱۲(۴۲)، ۱-۲۴.
- ۳) ختایی، محمود؛ سیفی پور، رویا (۱۳۸۷)، اثر نا اطمینانی درآمدهای نفتی بر نرخ ارز در ایران، اقتصاد مالی، ۲(۲)، ۷-۲۴.
- ۴) حاتمی، امین؛ محمدی، تیمور؛ خداداد کاشی، فرهاد؛ ابوالحسینی هستیانی، اصغر (۱۳۹۷)، پویایی های نسبت بهینه پوشش ریسک در بازارهای سهام و طلا: رهیافت VAR-DCC-GARCH، اقتصاد مالی، ۱۲(۴۵)، ۷۳-۹۲.
- 5) Aas, K., Czado, C., Frigessi, A., & Bakken, H. (2009). Pair-copula constructions of multiple dependence. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44(2), 182-198.
- 6) Abberger, K. (2005). A simple graphical method to explore tail-dependence in stock-return pairs. *Applied Financial Economics*, 15(1), 43-51.
- 7) Alexander, C., Prokopczuk, M., & Sumawong, A. (2013). The (de)merits of minimum-variance hedging: Application to the crack spread. *Energy Economics*, 36, 698-707.
- 8) Amano, R., & van Norden, S. (1998). Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate. *Journal of International Money and Finance*, 17(2), 299-316.
- 9) Basher, S., Haug, A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 34(1), 227-240.
- 10) Bedford, T., & Cooke, R. M. (2001). Probability Density Decomposition for Conditionally Dependent Random Variables Modeled by Vines. *Annals of Mathematics and Artificial Intelligence*, 32, 245-268.
- 11) Bedford, T., & Cooke, R. M. (2002). Vines--a new graphical model for dependent random variables. *The Annals of Statistics*, 30, 1031-1068.
- 12) Berg, D., & Aas, K. (2009). Models for Construction of Higher-Dimensional Dependence: A. *European Journal of Finance*, 15, 639-659.
- 13) Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- 14) Campbell, J., de Medeiros, K. S., & Viceira, L. (2010). Global Currency Hedging. *Journal of Finance*, 65(1), 87-121.
- 15) Caporin, M., Jimenez-Martin, J.-A., & Gonzalez-Serrano, L. (2014). Currency hedging strategies in strategic benchmarks and the global and Euro sovereign financial crises. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31, 159-177.
- 16) Cecchetti, S., Cumby, R., & Figlewski, S. (1988). Estimation of the Optimal Futures Hedge. *The Review of Economics and Statistics*, 70(4), 623-30.

- 17) Chang, C.-L., González-Serrano, L., & Jimenez-Martin, J.-A. (2013). Currency hedging strategies using dynamic multivariate GARCH. *Mathematics and Computers in Simulation*, 94, 164-182.
- 18) Chang, C.-L., McAleer, M., & Tansuchat, R. (2011). Crude oil hedging strategies using dynamic multivariate GARCH. *Energy Economics*, 33(5), 912-923.
- 19) Chen, S.-S., & Chen, H.-C. (2007). Oil prices and real exchange rates. *Energy Economics*, 29(3), 390-404.
- 20) Cotter, J., & Hanly, J. (2012). A utility based approach to energy hedging. *Energy Economics*, 34(3), 817-827.
- 21) Cotter, J., & Hanly, J. (2015). Performance of utility based hedges. *Energy Economics*, 49, 718-726.
- 22) Ederington, L. (1979). The Hedging Performance of the New Futures Markets. *The Journal of Finance*, 34(1), 157-70.
- 23) Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- 24) Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- 25) Engle, R., & Bollerslev, T. (1986). Modelling the Persistence of Conditional Variance. *Econometric Reviews*, 5(1), 1-50.
- 26) Fischer, M., Köck, C., Schlüter, S., & Weigert, F. (2009). An Empirical Analysis of Multivariate Copula Models. *Quantitative Finance*, 9(7), 839-854.
- 27) Frees, E., & Valdez, E. (1998). Understanding Relationships Using Copulas. *North American Actuarial Journal*, 2(1), 1-25.
- 28) Gagnon, L., McCurdy, T., & Lypny, G. (1998). Hedging Foreign Currency Portfolios. *Journal of Empirical Finance*, 5, 197-220.
- 29) Genest, C., & Favre, A. C. (2007). Everything You Always Wanted to Know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(4), 347-368.
- 30) Ghosh, A. (1993). Cointegration and error correction models: Intertemporal causality between index and futures prices. *Journal of Futures Markets*, 13(2), 193-198.
- 31) Haigh, M. S., & Holt, M. T. (2000). Hedging Multiple Price Uncertainty in International Grain Trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 82(4).
- 32) Haigh, M. S., & Holt, M. T. (2002). Hedging foreign currency, freight, and commodity futures portfolios—A note. *The Journal of Futures Markets*, 22(12), 1205-1221.
- 33) Jiménez-Rodríguez, R., & Sanchez, M. (2005). Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*, 37(2), 201-228.
- 34) Joe, H. (1996). Families of m-Variate Distributions With Given Margins and $m(m-1)/2$ Bivariate Dependence Parameters. In L. Rüschendorf, B. Schweizer, & M. Taylor, *Distributions with fixed marginals and related topics* (p. 120{141). Hayward: Institute of Mathematical Statistics.

- 35) Joe, H. (1997). *Multivariate Models and Dependence Concepts*. London: Chapman & Hall.
- 36) Kim, S., & Willett, T. (2000). Is the negative correlation between inflation and growth real? An analysis of the effects of the oil supply shocks. *Applied Economics Letters*, 7(3), 141-147.
- 37) 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.
- 38) Kurowicka, D., & Cooke, R. M. (2006). *Uncertainty Analysis with High Dimensional Dependence Modelling*. Chichester: John Wiley & Sons.
- 39) Kurowicka, D., & Joe, H. (2011). *Dependence Modeling: Vine Copula Handbook*. Singapore: World Scientific Publishing Co.
- 40) Meulbroek, L. (2002). The Promise and Challenge of Integrated Risk Management. *Risk Management and Insurance Review*, 5(1), 55-66.
- 41) Mun, K. C. (2016). Hedging bank market risk with futures and forwards. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 61, 112-125.
- 42) Mun, K.-C., & Morgan, G. E. (2003). Bank foreign exchange and interest rate risk management: Simultaneous versus separate hedging strategies. *Journal of Financial Intermediation*, 12(3), 277-297.
- 43) Narayan, P., Narayan, S., & Prasad, A. (2008). Understanding the oil price-exchange rate nexus for the Fiji islands. *Energy Economics*, 30(5), 2686-2696.
- 44) Nelsen, R. B. (2006). *An Introduction to Copulas* (2nd ed.). Berlin: Springer-Verlag.
- 45) Örnberg, J. K. (2016). Dynamic conditional copula correlation and optimal hedge ratios with. *International Review of Financial Analysis*, 47, 60-69.
- 46) Patton, A. J. (2006). MODELLING ASYMMETRIC EXCHANGE RATE DEPENDENCE. *International Economic Review*, 47, 527-556.
- 47) Ripple, R. D., & Moosa, I. A. (2007). Hedging effectiveness and futures contract maturity: the case of NYMEX crude oil futures. *Applied Financial Economics*, 17(9), 683-689.
- 48) Schrand, C., & Unal, H. (1998). Hedging and Coordinated Risk Management: Evidence from Thrift Conversions. *Journal of Finance*, 53(3), 979-1013
- 49) Shrestha, K., Subramaniam, R., & Rassiah, P. (2017). Pure martingale and joint normality tests for energy futures contracts. *Energy Economics*, 63, 174-184.
- 50) Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris*, 8, 229-231.
- 51) Yin, L., & Ma, X. (2018). Causality between oil shocks and exchange rate: A Bayesian, graph-based VAR approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 508(C), 434-453.
- 52) Yun, W.-C., & Kim, H. J. (2010). Hedging strategy for crude oil trading and the factors influencing hedging effectiveness. *Energy Policy*, 38(5), 2404-2408

¹ Futures

^۲ از آنجا که مبالغ در بافتی درآمدهای نفت به ارزش ه. مختلف دریافت می‌گردد، در نظر گرفتن قراردادهای آتی برای ارزش‌های مختلف به دلیل آنکه برای تمامی ارزش‌ها قراردادی وجود نداشته و اینکه در نظر گرفتن قراردادهای آتی مختلف باعث پیچیدگی معادلات و عدم کارایی مدلا می‌شود و لامچلان با توجه به اصل عدم وجود فرصت آربتراژی در دارایی‌های مالی، لایر ارزش دلار در برابر یورو، لایر ارزش دلار در مقابل سایر ارزش‌ها نیز خواهد گردید، لذا در این مقاله فرض می‌شود که تمامی معاملات به یورو انجام گرفته و از قراردادهای آتی یورو به دلار برای پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز استفاده می‌گردد..

^۳ غیر تجمیعی

⁴ Amano

⁵ van Norden

⁶ Chen

⁷ Narayan

⁸ Basher

⁹ Yin

¹⁰ Ma

¹¹ Schrand & Unal

¹² Meulbroek

¹³ Gagnon

¹⁴ Yun

¹⁵ Kim

¹⁶ Ripple

¹⁷ Moosa

¹⁸ Chang

¹⁹ Cotter

²⁰ Hanly

²¹ Alexander

²² Shrestha

²³ Patton

²⁴ Campbell

²⁵ Caporin

²⁶ Örnberg

²⁷ Haigh

²⁸ Holt

²⁹ Mun

³⁰ Morgan

³¹ Edrington

³² Ghosh

³³ Cecchetti

³⁴ Kroner

³⁵ Sultan

³⁶ Constant Conditional Correlation (CCC)

³⁷ Engle

³⁸ Dynamic Conditional Correlation (DCC)

³⁹ Frees

⁴⁰ Valdez

⁴¹ ARCH (autoregressive conditional heteroskedastic)

⁴² Bollerslev

⁴³ Generalized ARCH (GARCH)

⁴⁴ Integrated GARCH (IGARCH)

⁴⁵ Sklar

⁴⁶ Berg

⁴⁷ Fischer

⁴⁸ Bedford

⁴⁹ Cooke



- ⁵⁰ Kurowicka
- ⁵¹ Pair-Copula
- ⁵² Aas
- ⁵³ Canonical Vine(C-Vine)
- ⁵⁴ Drawable Vine(D-Vine)
- ⁵⁵ Root node

⁵⁶ لالایی لا لالایحات جامع تر در خصوص فرم تابعی به جو⁵⁶، ۱۹۹۷ و نلسن⁵⁷، ۲۰۰۶ مراجعه گردد.

- ⁵⁷ Kendall's tau
- ⁵⁸ Spearman's rho
- ⁵⁹ Empirical Probability Integral Transformation
- ⁶⁰ Chicago Mercantile Exchange & Chicago Board of Trade (CME Group)
- ⁶¹ Ljung-Box
- ⁶² Genest and Favre
- ⁶³ chi-plot
- ⁶⁴ Abberger

