فصلنامــه اقتصاد مالی
سال سیزدهم / شماره ٤٨ / پائیز ١٣٩٨
صفحه ٣٧ تا ٧٤

پوشش ریسک درآمدهای نفتی ایران: رویکرد پوشش ریسک تجمیع یافته*

علی طیب نیا[١]
محسن مهرآرا[٢]
آزاده اختری[٣]

تاریخ دریافت: ١٣٩٨/٠٤/٠٥ تاریخ پذیرش: ١٣٩٨/٠٦/٠٨

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.

١- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) taiebnia@ut.ac.ir
٢- استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران.mmehrara@ut.ac.ir
٣- دانشجوی دکترای 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.

واژه‌های 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 نفت‌خیز به ویژه کشورهای عضو اوپک، یکی از متغیرهای تاثیرگذار 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، تاثیر زیادی در دارائی های خارجی داشته و لذا پایه پولی و به تبع آن نقدینگی و سایر متغیرهای پولی را تحت تاثیر قرار می دهد. بنابراین هر گونه نوسان در این درآمدها، ثبات اقتصادی در جامعه را تحت تاثیر قرار می دهد. بنابراین یافتن راهکارهایی برای مدیریت صحیح ریسک نوسانات درآمدهای نفتی به منظور کاهش بی‌ثباتی 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 تاثیر 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 تاثیر 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 تواماً 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[1]) نفت و قراردادهای آتی ترخ ارز (قراردادهای آتی یورو به دلار[2]) 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 ثانیا 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 می‌شود. مقدار صادرات حداقل در کوتاه و میان مدت به دلیل محدودیت‌های سرمایه‌ای، 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 بحران‌های 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 بشکه‌های نفتی فروخته شده، از کشورهای وارد کننده طرف مقابل لحاظ می گردد. بنابراین میزان یورو دریافتی به ازای هر بشکه 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 می‌باشد.

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]،۱۹۹۸؛ چن[۶] و چن، ۲۰۰۷؛ نارایان[۷] و همکاران، ۲۰۰۸؛ باشر[۸] و همکاران،۲۰۱۲؛ ین[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 گران تر می شود 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[11] (۱۹۹۸) و مولبروک[12] (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. گاگنون[13] 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 می دهند، در نظر نگرفتن همبستگی میان ریسک ها موجب خواهد شد که 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 تجمع یافته می تواند فرصت هایی را برای بنگاه ایجاد کند تا به دلیل پوشش ریسک طبیعی هزینه‌های کمتری را متقبل شود. روش تجمیع یافته می تواند 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 می گردد. طبق تئوری اقتصادی، کاهش ارزش دلار در برابر ارزهای دیگر همچون یورو منجر به ارزان شدن نسبی بشکه‌های 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 دارایی‌های موجود در سبد، واریانس سبد، به طور قطع کاهش می‌یابد و این کاهش به میزان هم بستگی بازده دارائی‌ها وابسته است. همچنین با افزودن یک دارایی با هم‌بستگی مثبت نیز می‌توان واریانس سبد تشکیل‌یافته را کاهش داد. همانطور که بیان گردید، مزایای استراتژی پوشش ریسک تجمیع یافته نسبت به پوشش ریسک یک عاملی، کاهش واریانس سبد دارایی و موقعیت در معرض ریسک به علت ورود دارایی 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 می باشد. به منظور اهداف مقایسه ای، پوشش ریسک مجزا با استفاده از قراردادهای آتی نفت و یورو-دلار نیز مورد محاسبه قرار گرفته و با پوشش ریسک تجمیع یافته مقایسه می شود. برای محاسبه نسبت های بهینه پوشش ریسک از تئوری میانگین- واریانس استفاده می گردد. در چارچوب این تئوری، نسبت‌های بهینه پوشش ریسک از حداکثر سازی مطلوبیت انتظاری حاصل می‌گردند:

$$maxE(\pi_t) = \left[E(\pi_t|\Omega_{t-i}) - c - \left(\frac{\lambda}{2}\right) var(\pi_t|\Omega_{t-i})\right] \qquad (۱)$$

$E(.)$، میانگین شرطی و $var(.)$ 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 حداقل سازی معادله واریانس سبد پوشش داده شده می‌باشد.

برای محاسبه نسبت های پوشش ریسک ابتدا لازمست که تابع عایدی دولت از سبد پوشش داده شده برای هر یک از حالت های پوشش ریسک مجزا و تجمیع یافته بدست آید، بدین منظور از از مدل یون[۱۴] و کیم[۱۵] (۲۰۱۰) استفاده می گردد.

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

با توجه به آنکه درآمدهای نفتی ایران به یورو محاسبه می گردد 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:

$$\pi_t = (s_t e_t - s_{t-i} e_{t-i}) Q_{t-i} + (f_{t-i} e_{t-i} - f_t e_t) F_{t-i} - c \qquad (۲)$$

$$var(\pi_t) = \sigma_{se}^2 Q_{t-i}^2 + \sigma_{fe}^2 F_{t-i}^2 - 2\sigma_{se,fe} Q_{t-i} F_{t-i} \qquad (۳)$$

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 می باشد. لازم به ذکر است که در دنیای واقع هزینه‌های معاملاتی (c) در بازارهای آتی تابعی از حجم موقعیت آتی می‌باشد. اما با توجه به آن‌که 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 می آید (HR_1):

$$\frac{\partial var(\pi_t)}{\partial F_{t-i}} = 2\sigma_{fe}^2 F_{t-i} - 2\sigma_{se,fe} Q_{t-i} = 0 \qquad (۴)$$

$$HR_1 = \frac{F_{t-i}^*}{Q_{t-i}} = \frac{\sigma_{se,fe}}{\sigma_{fe}^2} = \rho_{se,fe} \frac{\sigma_{se}}{\sigma_{fe}} \qquad (۵)$$

که در آن ρ، ضریب همبستگی بین دو متغیر می باشد.

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):

$$\pi_t = (s_t e_t - s_{t-i} e_{t-i}) Q_{t-i} + (x_{t-i} - x_t) f_{t-i} X_{t-i} - c \qquad (۶)$$

$$var(\pi_t) = \sigma_{se}^2 Q_{t-i}^2 + \sigma_x^2 f_{t-i}^2 X_{t-i}^2 - 2\sigma_{se,x} Q_{t-i} f_{t-i} X_{t-i} \qquad (۷)$$

$$\frac{\partial var(\pi_t)}{\partial X_{t-i}} = 2\sigma_x^2 f_{t-i}^2 X_{t-i} - 2\sigma_{se,x} Q_{t-i} f_{t-i} = 0 \qquad (۸)$$

$$HR_2 = \frac{X_{t-i}^*}{Q_{t-i}} = \frac{\sigma_{se,x}}{\sigma_x^2 f_{t-i}} = \rho_{se,x} \frac{\sigma_{se}}{\sigma_x f_{t-i}} \qquad (۹)$$

۲-۴- محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک تجمیع‌یافته:

استراتژی پوشش ریسک تجمیع‌یافته چارچوبی برای پوشش ریسک درآمدهای نفتی در چارچوب تئوری سبد دارائی با تجمیع دو عامل نااطمینانی 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:

$$\pi_t = (s_t e_t - s_{t-i} e_{t-i}) Q_{t-i} + (f_{t-i} e_{t-i} - f_t e_t) F_{t-i} + (x_{t-i} - x_t) f_{t-i} X_{t-i} - c \qquad (۱۰)$$

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

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 تجمیع‌یافته را نتیجه می‌دهد:

$$\frac{\partial var(\pi_t)}{\partial F_{t-i}} = 2\sigma_{fe}^2 F_{t-i} - 2\sigma_{se,fe} Q_{t-i} + 2\sigma_{fe,x} f_{t-i} X_{t-i} = 0 \qquad (۱۱)$$

$$\frac{\partial var(\pi_t)}{\partial X_{t-i}} = 2\sigma_x^2 f_{t-i}^2 X_{t-i} - 2\sigma_{se,x} Q_{t-i} f_{t-i} + 2\sigma_{fe,x} f_{t-i} F_{t-i} = 0 \qquad (۱۲)$$

$$\sigma_{fe}^2 F_{t-i} + \sigma_{fe,x} f_{t-i} X_{t-i} = \sigma_{se,fe} Q_{t-i} \qquad (۱۳)$$

$$\sigma_{fe,x} F_{t-i} + \sigma_x^2 f_{t-i} X_{t-i} = \sigma_{se,x} Q_{t-i} \qquad (۱۴)$$

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

$$F_{t-i} + (\sigma_{fe,x}/\sigma_{fe}^2) f_{t-i} X_{t-i} = (\sigma_{se,fe}/\sigma_{fe}^2) Q_{t-i} \qquad (۱۵)$$

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

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

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

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

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

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.

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

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

با توجه به هم‌بستگی قیمت نفت و نرخ مبادله یورو به دلار ، انتظار بر آنست که پوشش ریسک تجمیع‌یافته 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 می باشد. برای بررسی اثربخشی پوشش ریسک میزان کاهش در واریانس سبد دارایی پوشش داده شده نسبت به سبد دارایی پوشش داده نشده ملاک نتیجه گیری خواهد بود. در واقع دو سبد وجود دارد که یکی تنها موضع نقدی و دیگری سبدی از دارائی های نقدی و قراردادهای آتی است. اثربخشی در واقع میزان کاهش در واریانس موضع نقدی به واسطه بکارگیری قرارداد آتی را نشان می دهد:

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

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 نمودندکه 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 می‌شود 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 می‌گیرد 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 می‌دهد. 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 هزینه‌های 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) پویایی‌های 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 ریسک‌های نرخ ارز و نرخ بهره به صورت مجزا پوشش داده می‌شوند درمقابل 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 می‌نماید. 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 پوش 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 سیتم 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 نیزمشهود 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 ایی 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 سبدی 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. ادرینگتون[۳۱] (۱۹۷۹) اولین کسی است که از تئوری سبد 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(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 می نماید ممکن است موثرتر از روش پوشش ریسک ایستا باشد. بدین منظور روش های جدیدی شکل گرفتند که نسبت بهینه پوشش ریسک را به صورت شرطی محاسبه کرده و اطلاعات جدید را در نظر می گرفتند. جچتی[۳۳] و همکاران (۱۹۸۸) از مدل آرچ برای تخمین نسبت های بهینه پوشش ریسک متغیر در طول زمان برای اوراق قرضه خزانه بهره برده است. در این حوزه، کرونر[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 می باشد. بنابراین انگل[۳۷] (۲۰۰۲)، دسته جدیدی از مدل های گارچ چند متغیره را معرفی نمود که در آن همبستگی بین متغیرها در طول زمان می تواند متغیر باشدکه مدل گارچ با همبستگی شرطی پویا[۳۸] نامیده می شود.

استراتژی های پوشش ریسک پویا چند متغیره در کاهش ریسک موفق عمل نمودند. به هر حال تمامی این روش ها فرض می کنند بازده قیمت های نقدی و آتی دارای توزیع نرمال چند متغیره یا وابستگی خطی هستند. در داده های 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 داده ها مبنی بر توزیع غیر نرمال و وابستگی های غیر خطی سازگاری بیشتری دارد، به وجود آمد. توابع کاپولا چارچوب تجربی جالبی را برای لحاظ وابستگی در دنباله ها، ارتباط خطی و غیر خطی ارائه می نمایند و به راحتی می توانند وابستگی مشترک بین دو یا چند متغیر تصادفی را توصیف نمایند (اسکلار، ۱۹۵۹، فرس[۳۹] و والدز[۴۰]، ۱۹۹۸) توابع کاپولا امکان ارتباط بین توزیع های نهائی مختلف و ساختار وابستگی را بدون اعمال محدودیت نرمال بودن توزیع مشترک فراهم می نمایند.

مهمترین کاربرد عملی مدل های کاپولا، افتراق الگوسازی توزیع های حاشیه ای از الگوسازی ساختار وابستگی است. بنابراین توزیع های حاشیه ای را می توان با روش های پارامتری و ناپارامتری و جدا از ساختار وابستگی بین متغیرها الگوسازی کرد. بنابراین چولگی در توزیع حاشیه ای تغییرات قیمت هر متغیر تصادفی را می توان به آسانی لحاظ نمود. با توجه به آنچه ذکر شد و به منظور لحاظ آخرین اطلاعات و همچنین ساختار غیر خطی و ویژگی های خاص داده های مالی، در این مقاله از روش کاپولا گارچ و نوع خاص آن که در ساختارهای با بیش از دو متغیر به کار می رود یعنی واین کاپولا گارچ، استفاده می گردد. 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 (۱و۱)

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:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \ , \quad \varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \ , \quad z_t \sim i.i.d.\ N(0,1) \qquad (۲۳)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \qquad (۲۴)$$

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:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \ , \quad \varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \ , \quad z_t \sim i.i.d.\ N(0,1) \qquad (۲۵)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\, h_{t-i} \qquad (۲۶)$$

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:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} \quad (۲۷)$$

$$\alpha_1 + \cdots + \alpha_q + \beta_1 + \cdots + \beta_p = 1 \quad (۲۸)$$

۴-۲- تابع کاپولا و تئوری اسکلار

تابع کاپولا اولین بار توسط اسکلار (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 اسکلار[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: $x = (x_1, \dots, x_d)^T \epsilon [-\infty, \infty]^d$

$$F(x) = C(F_1(x_1), \dots \ , F_d(x_d)) \quad (۲۹)$$

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] قرارداشته 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 اسکلار، 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 می گردد. یک راه انتخاب خانواده کاپولا یا ساختار وابستگی، برای مثال انتخاب یک کاپولای ارشمیدسی استاندارد می باشد. این کاپولای ارشمیدسی از هر نوعی باشد تنها دارای یک یا دو پارامتر برای توصیف ساختار وابستگی بین n متغیر می باشد 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 روش های 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 توزیع ها امکان درجات متفاوت هم حرکتی بین متغیرها را فراهم می آورند. اما در این توزیع ها نیز محدودیت بزرگی وجود دارد. آنها نمی توانند وابستگی در دنباله ها، عدم تقارن و همبستگی غیر خطی بین متغیرها را لحاظ نمایند. برای رفع این مشکل از روش واین کاپولا استفاده می گردد که انعطاف پذیری بالایی در مدل سازی ساختار وابستگی دارد و می تواند 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 می باشند. در یک مطالعه مقایسه ای، 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 می دهند.

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 دسته ای 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 می گردد که در آن هر جفت-کاپولا به صورت مستقل از سایرین انتخاب می گردد و بنابراین انعطاف پذیری بالایی در الگوسازی وابستگی را فراهم می نماید و می توان عدم تقارن و وابستگی در دنباله ها را در مدل های خلاصه تر الگوسازی کرد. به عبارت دیگر می توان گفت، مدل های واین مزیت الگوسازی کاپولای چند متغیره یعنی جداسازی الگوسازی حاشیه ای و وابستگی و انعطاف پذیری کاپولاهای دو متغیره را با یکدیگر ترکیب می نمایند. 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 می نمایند. 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 می شود. بدین منظور فرض می شود $X = (X_1, X_2, X_3)^T \sim F$ با توابع توزیع حاشیه ای F_1, F_2 و F_3 و چگالی های f_1, f_2 و f_3باشد. در این صورت تابع چگالی مشترک عبارت خواهد بود از:

$$f(x_1, x_2, x_3) = f_1(x_1) f(x_2|x_1) f(x_3|x_1, x_2) \qquad (۳۰)$$

طبق تئوری اسکلار :

$$f(x_2|x_1) = \frac{f(x_1,x_2,)}{f_1(x_1)} = \frac{c_{1,2}(F_1(x_1)F_2(x_2))f_1(x_1)f_2(x_2)}{f_1(x_1)} = c_{1,2}\big(F_1(x_1)F_2(x_2)\big)f_2(x_2) \qquad (۳۱)$$

$$f(x_3|x_1, x_2) = \frac{f\big(x_2,x_3|x_1\big)}{f(x_2|x_1)} = \frac{c_{2,3|1}(F(x_2|x_1),F(x_3|x_1))f(x_2|x_1)f(x_3|x_1)}{f(x_2|x_1)} \qquad (۳۲)$$

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

$$= c_{2,3|1}\big(F(x_2|x_1), F(x_3|x_1)\big)c_{1,3}\big(F_1(x_1), F_3(x_3)\big)f_3(x_3)$$

چگالی مشترک سه بعدی را می توان 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 می توان به صورت مستقل از یکدیگر انتخاب نموده و بنابراین ساختارهای وابستگی متفاوتی را به دست آورد. به دلیل اینکه ترتیب انتخاب متغیرها می تواند متفاوت باشد، تجزیه در معادله (۲) یکتا نیست و می توان 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 می شود 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 می سازند. در درخت اول سی واین، وابستگی نسبت به یک متغیر که گره ریشه[۵۵] اول نامیده می شود مشخص می گردد. در درخت دوم وابستگی های جفتی با متغیر دوم به شرط متغیر اول، که گره ریشه دوم نامیده می شود، معین می گردد 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 می گردد یعنی درخت های سی-واین ساختار ستاره ای دارد. تجزیه چگالی چند متغیره ساختار سی-واین با گره های ریشه $1, \dots, d$ عبارتست از:

$$f(x) = \prod_{k=1}^{d} f_k(x_k) \times \prod_{i=1}^{d-1} \prod_{j=1}^{d-i} c_{i,i+j|1:(i-1)}\left(F(x_i|x_1,\dots,x_{i-1}), F(x_{i+j}|x_1,\dots,x_{i-1})|\theta_{i,i+j|1:(i-1)}\right) \quad (۳۳)$$

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_k و ... و i_m 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، دوم و سوم، سوم و چهارم و ... با استفاده از جفت-کاپولاها الگوسازی می شود. یعنی اگر ترتیب $1,\dots,d$ فرض شود، جفت های (۱و۲)، (۲و۳) ، (۳و۴) 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:

(۳۴)

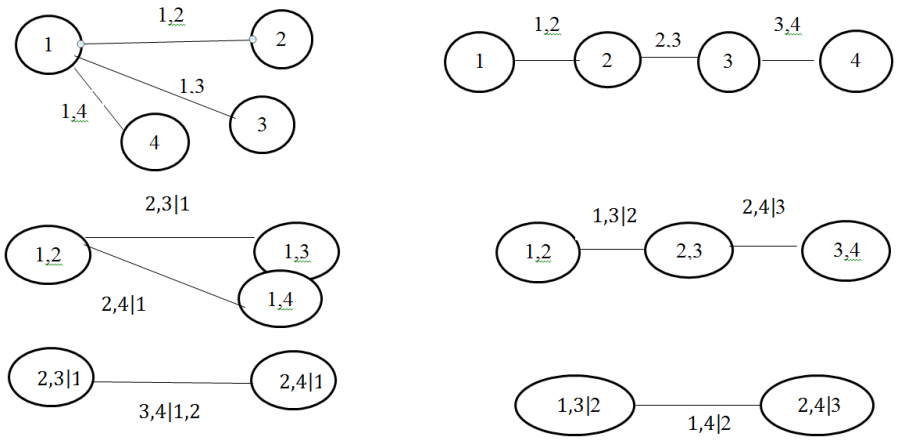
$$f(x) = \prod_{k=1}^{d} f_k(x_k) \times \prod_{i=1}^{d-1} \prod_{j=1}^{d-i} c_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)}\left(F(x_j|x_{j+1},\dots,x_{j+i-1}), F(x_{j+i}|x_{j+1},\dots,x_{j+i-1})|\theta_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)}\right)$$

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

با ایجاد امکان کاپولاهای دو متغیره دلخواه برای هر جفت-کاپولا در دو تجزیه ایی که در روابط فوق در نظر گرفته شد، کاپولاهای 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 کاپولا دی-واین و سی-واین برای حالت چهار متغیره در نمودار ۱ نشان داده شده است. همانطور که از ساختار های این نمودار مشخص است، با توجه به آنکه در ساختار سی-واین متغیر گره نقش اصلی را بازی می کند و کاپولاهای 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 می شود، ترتیب اهمیت متغیرها عبارتند از ۲ ،۱ و ۳. نکته حائز اهمیت آنست که در حالت سه متغیره اگر متغیر اول که با اهمیت ترین متغیر در ساختار سی-واین می باشد، 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 جابه جا 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 مجموعه ای 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 می شود و سپس با استفاده از معیار آکائیک و معیار بیزین شوارتز بهترین ترکیب جفت-کاپولاها در ساختار واین مورد نظر، انتخاب می گردد. مجموعه توابع کاپولایی که در این مطالعه مورد بررسی قرار می گیرد در جدول ۱ آمده است[۵۶]. ردیف ۱و ۲ مربوط به کاپولای بیضی و و ردیف های بعدی مربوط به کاپولای ارشمیدسی می باشد.



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	$\frac{2}{\pi}\arcsin(\rho)$	$\rho \in (-1و1)$	------
۲	تی-استیودنت	$\frac{2}{\pi}\arcsin(\rho)$	$\rho \in (-1.1).$ v> 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	$1-\frac{4}{\theta}+4\frac{D_1(\theta)}{\theta}$	$\theta \in R\backslash\{0\}$	$-\log\left[\frac{e^{\theta t}-1}{e^{\theta}-1}\right]$
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	$1+\frac{4}{\theta\delta}\int_0^1(-(1-(1-t)^{\theta})^{\delta+1}\times\frac{(1-(1-t)^{\theta})^{-\delta}-1}{(1-t)^{\theta-1}})dt$	$\theta \geq 1$ $\delta > 0$	$(1-(1-t)^{\theta})^{-\delta}-1$
۱۰	جو - فرانک	$1+\frac{4}{\theta\delta}\int_0^1(-\log\left(\frac{(1-t\delta)^{\theta}-1}{(1-\delta)^{\theta}-1}\right)\times(1-t\delta)\times(1-(1-t\delta)^{-\theta}))dt$	$\theta \geq 1$ $\delta \in (0.1]$	$-\log\left[\frac{1-(1-\delta t)^{\theta}}{1-(1-)^{\theta}}\right]$

منبع: نلسن، ۲۰۰۶

۴-۴- تخمین مدل واین کاپولا

تخمین مدل واین کاپولا با حداکثر سازی لگاریتم درستنمائی تصریح واین کاپولا برای مشاهدات $u = (u_{k,j}), k = 1, \dots, N,\ j = 1, \dots, d$ بدست می آید. در مدل سی واین:

$$\ell_{CV}\left(\theta_{CV}|u\right) = \sum_{k=1}^{N}\sum_{i=1}^{d-1}\sum_{j=1}^{d-i}\log\left[c_{i\,.i+j|1:(i-1)}(F_{i\,|1:(i-1)}\cdot F_{i+j\,|1:(i-1)}|\theta_{i.i+j\,|1:(i-1)})\right] \qquad (۳۵)$$

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

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

$$\ell_{DV}(\theta_{DV}|u) = \sum_{k=1}^{N}\sum_{i=1}^{d-1}\sum_{j=1}^{d-i}\log\left[c_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)}\left(F_{j|(j+1):(j+i-1)}\cdot F_{j+i|(j+1):(j+i-1)}|\theta_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)}\right)\right] \quad (۳۶)$$

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 تای 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 تای کندال به عنوان معیار وابستگی و به جای ضریب همبستگی در معاملات بخش مبانی نظری استفاده می گردد. اگر X_1 و X_2 دو متغیر تصادفی پیوسته باشد با کاپولای C باشند، ضریب تای کندال برای بردار تصادفی (X_1, X_2) را می توان بر مبنای این کاپولا به شکل ذیل نوشت:

$$\tau_C = \tau(X_1,X_2) = 4\int\int C(f_1,f_2)dC(f_1,f_2) - 1 = 4E\big(C(U_1,U_2)\big) - 1 \quad (۳۷)$$

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 تای 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 می‌شود.

۵- توصیف داده ها

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

$$r_{se} = logse_t - logse_{t-1} \quad , \quad r_{fe} = logfe_t - logfe_{t-1} , \quad r_x = logx_t - logx_{t-1} \quad (۳۸)$$

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[۶۰] 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

داده ها هستند. آماره ضریب لاگرانژ آرچ وجود اثرات آرچ در همه سری های بازده می باشد که از الگوسازی آرچ حمایت می کند.

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

جدول ۲- آمار توصیفی داده ها

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: یافته های پژوهشگر

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد

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

منبع: یافته های پژوهشگر

۶- نتایج پژوهش

همانطور که در بخش روش شناسی نیز بیان گردید، ابتدا باید یک مدل آی گارچ (۱و۱) برای هر یک از سری های بازده تخمین زده شود. پارامترهای مدل های تک متغیره با استفاده از روش حداکثر راستنمائی بدست می آید. 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 مربعات پسماندهای استاندارد شده استفاده می گردد 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_x			r_{fe}			r_{se}		
	p-value	**آماره t**	**مقدار**	**p-value**	**آماره t**	**مقدار**	**p-value**	**آماره t**	**مقدار**
α_0	۰,۴۲	۰,۷۹	۰,۰۰۵	۰,۲۱	۱,۲۳	۰,۲۵	۰,۲	۱,۲۷	۰,۱۴
α_1	۰	۳,۹۹	۰,۰۷	۰,۰۱۷	۲,۴	۰,۱۲	۰	۲,۶۹	۰,۱۲
β_1	-	-	۰,۹۲	-	-	۰,۸۷	-	-	۰,۸۷
	p-value	مقدار		p-value	مقدار		p-value	مقدار	
Q(5)	۰,۹۳	1.39		۰,۶۳	۳,۴		۰,۰۵	۹,۴۲	
Q(10)	۰,۷۲	6.97		۰,۲۶	۱۲,۳		۰,۰۷	۲۸,۲	
Q(20)	۰,۵۳	18.7		۰,۵۸	۱۷,۹		۰,۵	۴۸,۱	
Q^2(5)	۰,۹۳	0.41		۰,۰۷	۶,۸۸		۰,۲۸	۳,۸۱	
Q^2(10)	۰,۹۴	2.88		۰,۲۲	۱۰,۵۹		۰,۱۵	۲۴,۰۴	
Q^2(20)	۰,۸۲	12.43		۰,۷۱	۱۴,۱		۰,۰۶	۶۴,۳۸	
ARCH 1-2	۰,۸۱	F(2,417) = 0.2		۰,۲۷	F(2,417) = 1.3		۰,۸۸	F(2,417) = 0.11	
ARCH 1-5	۰,۹۹	F(5,411) = 0.09		۰,۳۵	F(5,411) = 1.11		۰,۵۸	F(5,411) = 0.74	
ARCH 1-10	۰,۹۳	F(10,401) = 0.41		۰,۶۳	F(10,401) = 0.79		۰,۱۱	F(10,401) = 1.5	
Log Likelihood	۱۲۸۰,۹۴			۷۹۲,۹			۸۲۲,۹۳		

منبع: یافته های پژوهشگر

اگر N تعداد مشاهدات باشد و $\hat{\tau}$ 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:

$$T = \sqrt{\frac{9N(N-1)}{2(2N+5)}} * |\hat{\tau}| \quad ; p.value = 2 \times \left(1 - \Phi\,(T)\right); \qquad (۳۹)$$

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

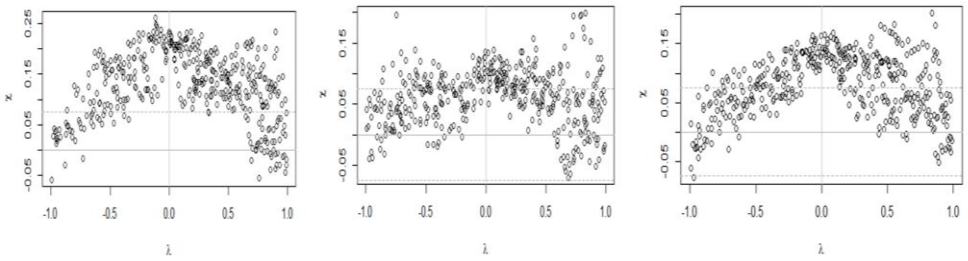
جدول ۵- نتایج آزمون استقلال

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 واین 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

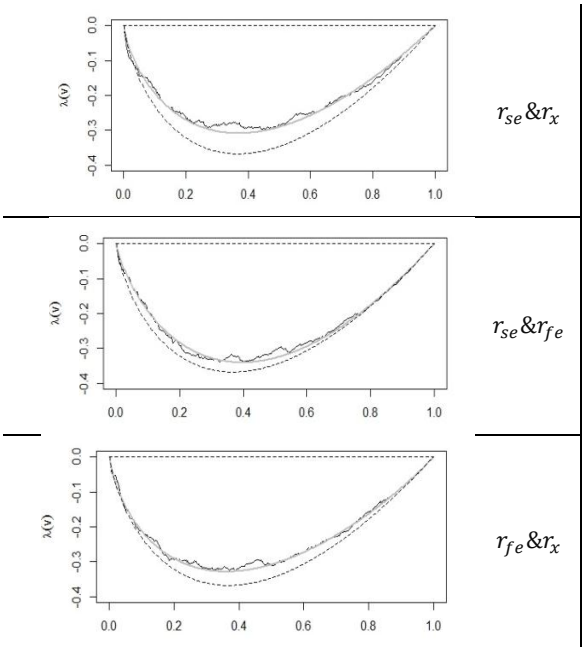
از آنجا که هدف مقاله پوشش ریسک درآمدهای نفتی می باشد و همچنین کاربرد قراردادهای آتی نفت در پوشش ریسک این درآمدها و با توجه به وجود نرخ ارز در ترکیب متغیر قیمت نقدی نفت برحسب یورو و قیمت قراردادهای آتی بر حسب یورو و لذا تاثیر قراردادهای آتی نرخ ارز یورو در مقابل دلار در پوشش ریسک هر دو این متغیرها، ترتیب 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			
جفت متغیرها	r_{se}&r_{fe}	r_{fe}&r_x	r_{se}&r_x
نوع کاپولا	کلایتون	جو-فرانک	گامبل ۱۸۰ درجه
پارامتر اول	۰,۱۶	۱,۳۸	۱,۱۹
پارامتر دوم	۰	۰,۸۶	۰
لگاریتم راستنمایی= ۲۶,۰۶۴	۴,۱۲	۵,۸	۱۶,۱۴
تای کندال	۰,۹	۰,۵۵	۰,۶۷
معیار بیزین شوارتز			
جفت متغیرها	r_{se}&r_{fe}	r_{fe}&r_x	r_{se}&r_x
نوع کاپولا	کلایتون	کلایتون ۱۸۰ درجه	گامبل ۱۸۰ درجه
پارامتر اول	۰,۱۶	۰,۱۸	۱,۱۹
پارامتر دوم	۰	۰	۰
لگاریتم راستنمایی=۲۴,۸۵	۴,۱۲	۴,۶	۱۶,۱۴
تای کندال	۰,۹	۰,۵	۰,۶۷

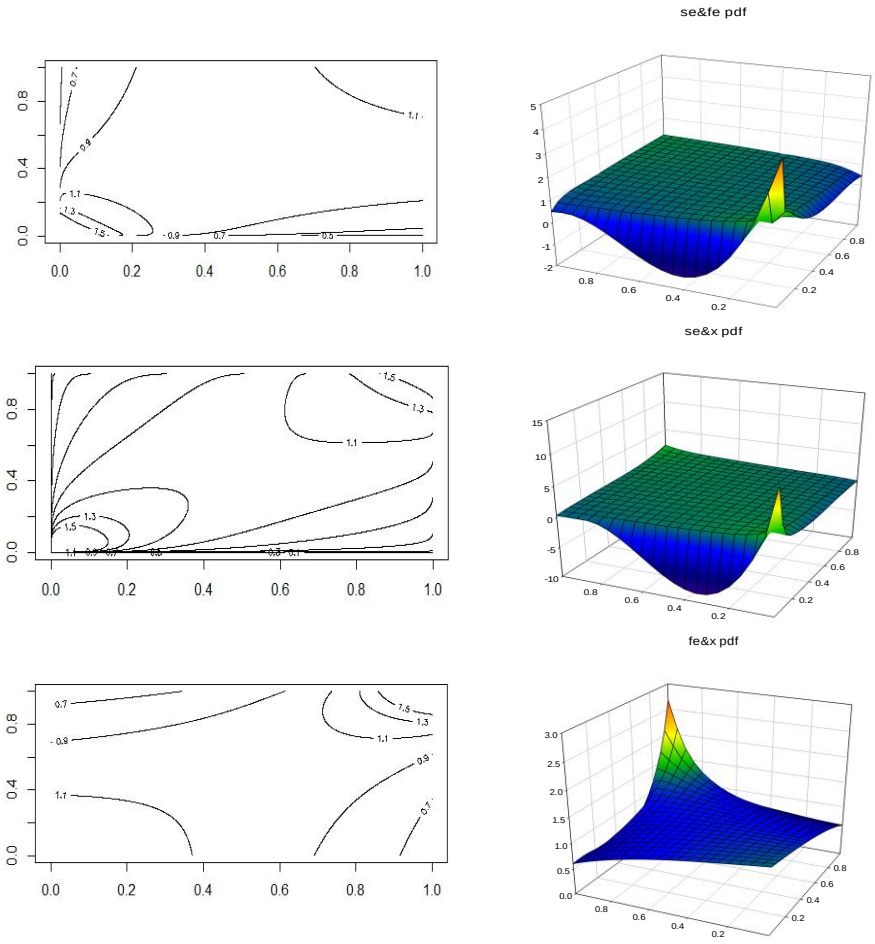
منبع: یافته های پژوهشگر



نمودار ۳- توابع لاندای r_{se}&r_x و r_{se}&r_{fe} و r_{fe}&r_x

منبع: یافته های پژوهشگر

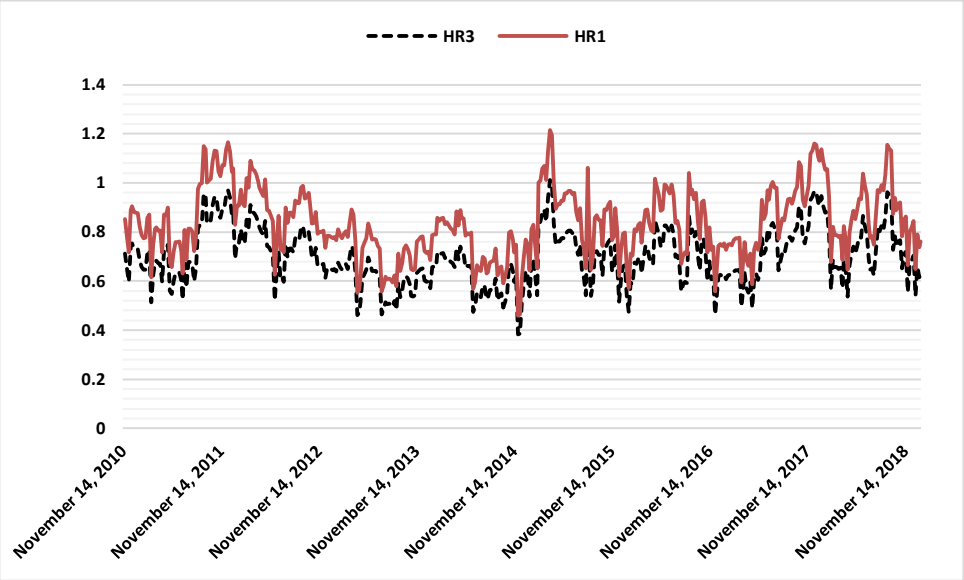
یکی از دلایل مهم برای تخمین تابع کاپولا، توانایی این مدل ها در برآورد همبستگی در دنباله هاست که می توان وابستگی بین متغیرها به صورت دو به دو و روابط غیر خطی بین آنها را در تابع کانتور و تابع چگالی احتمال آنها مشاهده نمود که در نمودار ۴ مشخص است:



نمودار۴- تابع چگالی احتمال و تابع کانتور هر جفت از متغیرها

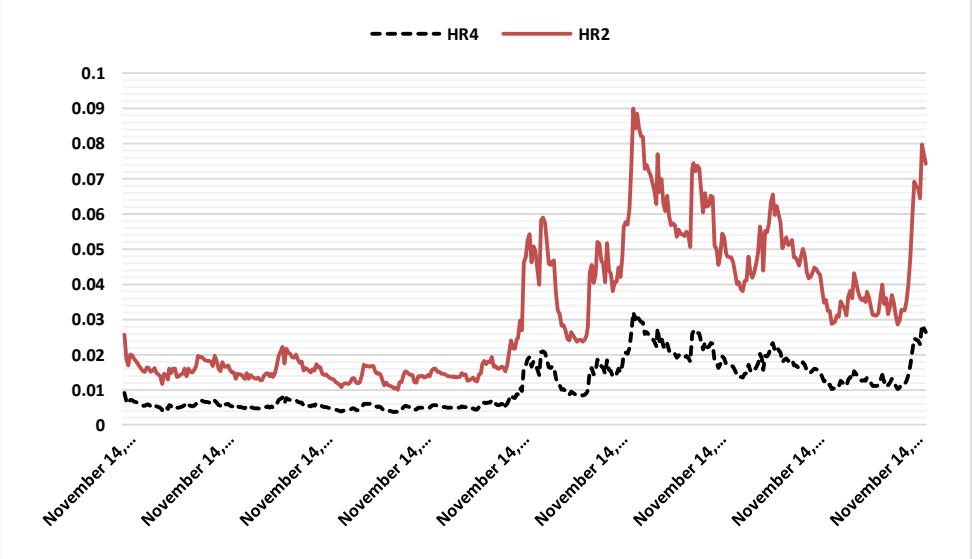
منبع: یافته های پژوهشگر

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 سبدی را تشکیل دهد که واریانس این سبد دارائی پوشش داده شده عملکرد بهتری را نسبت به سبد 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 ایی، 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، سبد دارائی های پوشش داده شده درون و برون نمونه ای تشکیل و میزان کاهش در واریانس این سبدها در قیاس با سبد 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

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

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 سبد 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 سبد 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 سبد 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 تغیرات 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 می گیرد، 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 می یابد 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 می دهد، موجب افزایش کارایی در مقایسه با پوشش های ریسک مجزا می گردد 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 می دهد. به طور کلی از نظر کارایی درون نمونه ای و برون نمونه ای، پوشش ریسک تجمیع یافته نسبت به پوشش ریسک مجزا کاراتر 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 می نماید.

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؛ ابوالحسنی 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

یادداشت‌ها

[1] Futures

[۲] از آنجا که مبالغ دریافتی درآمدهای نفتی به ارزهای مختلف دریافت می گردد، در نظر گرفتن قراردادهای آتی برای ارزهای مختلف به دلیل آنکه برای تمامی ارزها قرارداد آتی وجود نداشته و اینکه درنظر گرفتن قراردادهای آتی مختلف باعث پیچیدگی معادلات و عدم کارایی مدل می شود و همچنین با توجه به اصل عدم وجود فرصت آربیتراژی در دارائی های مالی، تغییر ارزش دلار در برابر یورو، موجب تغییر ارزش آن در مقابل سایر ارزها نیز خواهد گردید، لذا در این مقاله فرض می شود که تمامی معاملات به یورو انجام گرفته و از قراردادهای آتی یورو به دلار برای پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز استفاده می گردد..

[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
[٥٦] برای توضیحات جامع تر در خصوص فرم تابعی به جو[٥٦]، ۱۹۹۷ و نلسن[٥٦]، ۲۰۰٦ 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