فصلنامه اقتصاد انرژی ایران
سال سوم، شماره ۹، زمستان ۱۳۹۲، صفحات ۵۲ -۳۱

اثر سرریز ریسک بین بازدهی قیمت در بازارهای نقدی و آتی‌های نفت خام

سیداحمدرضا جلالی نائینی*، وحید قربانی پاشاکلایی و محمد صیادی*****

تاریخ دریافت: ۸ آبان ۱۳۹۲ تاریخ پذیرش: ۲۱ اسفند ۱۳۹۲

چکیده

تلاطم قیمت نفت در بازارهای بین‌المللی، بازیگران این بازار را در معرض ریسک‌های بالقوه زیادی قرار می‌دهد. روش ارزش در معرض ریسک (VaR) از مهم‌ترین شیوه‌های اندازه‌گیری ریسک بازار می‌باشد که در سال‌های اخیر توسعه زیادی پیدا کرده است. در این تحقیق ریسک‌های فراسوی و فروسوی بازدهی قیمت نفت خام WTI با استفاده از مدل GED- GARCH که برای توزیع‌های کشیده با دنباله چاق مناسب است، برآورده شده است. داده‌های روزانه قیمت نقدی و آتی‌های WTI درون نمونه از ژانویه ۱۹۸۶ تا دسامبر ۲۰۱۰ و داده‌های خارج از نمونه نیز از ژانویه ۲۰۱۱ تا جولای ۲۰۱۲ در نظر گرفته شده است. برای بررسی صحت مدل VaR برآورد شده از آزمون کوپیک استفاده شده و همچنین با استفاده از روش علیت گرنجری در ریسک به بررسی اثر سرریز ریسک میان بازدهی قیمت آتی‌ها و نقدی برای شاخص نفت خام WTI در بازار نایمکس پرداخته شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که توزیع آماری بازدهی قیمت در بازار نقدی و آتی‌های نفت WTI، توزیعی با دنباله چاق می‌باشد. بررسی‌ها همچنین اثر سرریز ریسک فراسوی معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد از آتی‌ها به نقدی را تأیید می‌کند که نشان می‌دهد در زمان‌های افزایش قیمت نفت مانند دهه ۲۰۰۰، ریسک بازار آتی‌ها به نقدی منتقل شده است.

واژه‌های کلیدی: ارزش در معرض ریسک، مدل GED-GARCH، اثر سرریز ریسک فراسوی و فروسوی، آزمون کوپیک.

---

* عضو هیات علمی مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی ahmad_jalali@hotmail.com
** دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز دانشگاه علامه طباطبایی v.ghorbani@st.atu.ac.ir
*** دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز دانشگاه علامه طباطبایی m.sayadi@st.atu.ac.ir

طبقه‌بندی JEL: Q40، G15، C13.

۱. مقدمه

پیش از دهه ۸۰ میلادی، ساختار ساماندهی و شرایط حاکم بر بازار بین‌المللی نفت به گونه‌ای بود که قیمت‌های نفت خام نوسانات چندانی نداشت و بنابراین ریسک چندانی را متوجه فعالین در بازیگران بازار نفت نمی‌کرد. پس از آن که به علت افزایش نوسانات قیمت در دهه ۱۹۸۰ میلادی قیمت‌گذاری نفت به بازار فیزیکی واگذار شد زمینه برای تشکیل بازار کاغذی[1] نفت ایجاد گردید.

از اواخر دهۀ ۸۰ میلادی، پس از راه‌اندازی بازار بورس نایمکس[2] در نیویورک و تعمیق تدریجی این بازار در دهه بعدی کشف قیمت نفت‌های شاخص جهان (مانند Brent , WTI) متأثر از شرایط عرضه و تقاضا در بازارهای کاغذی آتی‌ها و نیز نقدی[3] گردید. با توسعه و گسترش بازار مذکور و مالی شدن این بازار[4] اثرگذاری عوامل غیربنیادین دیگر، قیمت جهانی نفت، با گستره زیادی متلاطم گردید.[5] قیمت‌های جهانی نفت تغییرپذیری[6] زیادی را طی دوره‌های مختلف تجربه کرده که به عنوان نمونه می‌توان به تغییرپذیری شدید قیمت‌ها در سال ۲۰۰۸ اشاره نمود که طی آن، قیمت نفت پس از ثبت رکورد ۱۴۸ دلار در هر بشکه در ماه جولای، به حدود ۴۰ دلار در هر بشکه در اواخر دسامبر تنزل پیدا کرد. ریسک‌های بازاری فراوان ایجاد شده بر اثر نوسانات شدید قیمتی، فعالین در صنعت و بازار بین‌المللی نفت را در معرض زیان‌های بالقوه سنگین قرار داده است.

ارزش در معرض ریسک (VaR) یکی از معیارهای معتبر و رایج اندازه‌گیری ریسک بازار است. ارزش در معرض ریسک به عنوان «برآوردی از بیشترین زیانی که احتمالاً یک سبد دارایی در طول کل دوره متحمل می‌شود، یا به صورت دقیق‌تر، حداکثر زیانی است که یک بنگاه می‌تواند مطمئن باشد در کسر معینی از زمان طی یک دوره مشخص خواهد داشت» تعریف می‌شود[7]. استفاده از روش ارزش در معرض ریسک برای اندازه‌گیری ریسک بازار، مزایای

---

1. Paper Market
2 . Nymex
3 . Spot
4. Financialization

۵. برای توضیحات بیشتر رجوع کنید به Jalali-Naini (2009).

6 .Volatility

7. Hopper (1996)

متعددی به همراه دارد. این روش، ریسک بازار را با استفاده از توزیع احتمال یک متغیر تصادفی و ارزیابی ریسک را با یک عدد حقیقی منفرد، توصیف می‌کند. لذا ارزش در معرض ریسک تبدیل به یک ابزار ضروری در بازارهای مالی شده است. به طور مثال، اگر نوسانات قیمت نفت در بازار آتی‌ها بالا باشد و این نوسانات به بازارهای نقدی منتقل شود تولید کننده و یا تاجر نفت خام می‌تواند از این شیوه برای سنجش ریسک موجودی نفت خام خود استفاده کند. استفاده از این روش برای سنجش ریسک سرمایه در بازارهای نفت کاربرد دارد و مقالات متعددی از این شیوه برای سنجش ریسک استفاده کرده‌اند.

کبدو و مویا[1] (۲۰۰۳) از سه روش برای محاسبه ارزش در معرض ریسک برای قیمت نفت استفاده نمودند و نشان دادند که روش HSAF[2] بهترین کارایی را دارد. صادقی و شوالپور (۲۰۰۶) نیز ارزش در معرض ریسک را در بازار نفت برای سبد نفتی اوپک بررسی و نشان داده‌اند که روش HSAF روشی کاراتر نسبت به روش گارچ معمولی می‌باشد ولی توزیع چاق در بازارهای مالی را در نظر نگرفته‌اند در حالیکه شواهد زیادی دلالت بر این نکته دارند که توزیع بازده دارایی‌های مالی دارای کشیدگی و توزیع با دنباله چاق هستند و عدم توجه به این نکته باعث می‌شود که برآوردهای ارزش در معرض ریسک، بیشتر یا کمتر از مقدار واقعی برآورد شوند. در برخی مطالعات استفاده از توزیع t برای داده‌های با دنباله توزیع چاق پیشنهاد شده است مانند انجلیدیس، بنوس و دجیناکی[3] (۲۰۰۴) و هانگ و همکاران[4] (۲۰۰۷) ؛ مطالعات بعدی روش GED-GARCH[5] را مبنای کار برآورد ارزش در معرض ریسک دانسته‌اند.

پیگیلدین[6] (۲۰۰۹) ارزش در معرض ریسک را برای نفت خام WTI و گاز طبیعی هنری هاب محاسبه و نشان داد که با توجه به دنباله چاق بودن توزیع، روش GED-GARCH بهترین نتایج را دارد. وی همچنین برای بررسی اثر سرریز ریسک از آزمون علیت گرنجر استفاده و نشان داده که اثر سرریز ریسک از بازار نفت خام به گاز وجود دارد ولی اثر سرریز بالعکسی وجود ندارد. فان و همکاران (۲۰۰۸) برای محاسبه ارزش در معرض ریسک بازدهی نفت خام نقدی WTI و برنت از رویکرد GED-GARCH و برای اثر سرریز ریسک از رویکرد آزمون علیت گرنجر بر مبنای

1. Cabedo, J. and Moya, I.
2. Historical Simulation with ARMA Forecasts
3. Angelidis, Benos and Degiannakis
4. Hung,J., Lee, M., Liu, H.
5 . Generalized Error Distribution GARCH
6 . Pigildin, D.

توزیع‌های کرنل[1] استفاده نمودند. نتایج مطالعه آن‌ها اثر سرریز ریسک دو طرفه میان بازارهای فوق را تأیید می‌نماید. بررسی اثرسرریز ریسک با مطالعات هونگ و همکاران (۲۰۰۳،۲۰۰۱، ۲۰۰۷) آغاز گردید. هونگ[2] (۲۰۰۱) علیت گرنجری ریسک بین دو سری زمانی را معرفی، هونگ و همکاران[3] (۲۰۰۳) اثرسرریز ریسک را بین بازار سهام چین و بازارهای سهام بین‌المللی با استفاده از علیت گرنجری و براساس توابع دنیل کرنل بررسی کردند. هونگ و همکاران[4] (۲۰۰۷) در مطالعه دیگری اثر سرریز ریسک را بین بازارهای مالی با استفاده از سه روش آزمون علیت گرنجری، گرنجر براساس توابع کرنل و دنیل کرنل بررسی نمودند.

در مطالعات داخلی، کاظمی (۱۳۸۵) ارزش در معرض ریسک را برای ریسک بانکی، پیکارجو و حسین‌پور (۱۳۸۹) نیز برای شرکت‌های بیمه آنرا محاسبه نمودند. خیابانی و ساروقی (۱۳۹۰) با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای برآورد ارزش در معرض ریسک در بازه خارج نمونه، نشان دادند بازده روزانه در بورس اوراق بهادار تهران دارای توزیع با دنباله چاق می‌باشد که در نظر داشتن توزیع t در برآورد ارزش در معرض ریسک، کاراترین نتیجه را در پی دارد. شاهمرادی و زنگنه (۱۳۸۶) نیز در برآورد ارزش در معرض ریسک در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های گارچ، توزیع با دنباله چاق را در نظر داشته و توزیع t را برای محاسبات انتخاب نمودند.

اغلب مطالعات صورت گرفته در ادبیات موضوع، مبتنی بر این فرض می‌باشد که سری‌های اجزاء اخلال دارای توزیع نرمال و یا توزیع t است، در حالی که بازدهی‌های قیمت نفت اغلب دارای توزیع کشیده با دنباله چاق می‌باشد که از فرض مذکور کاملاً متفاوت بوده و در نتیجه اغلب مدل‌های ارزش در معرض خطر برآورد شده، نامناسب و دارای اریب بوده و قضاوت‌های نادرستی را در رابطه با وضعیت ریسک بازار نفت موجب شده است.[5]

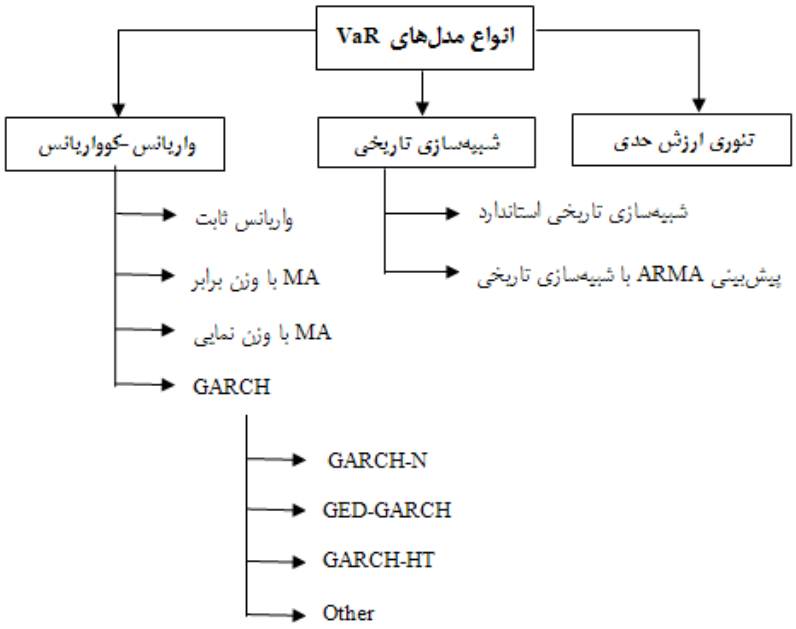
در این مطالعه، ابتدا مدل نوسانات بازدهی بازار نقدی و آتی‌ها با استفاده از مدل‌های خانواده گارچ تعیین گردید و سپس ریسک‌های فراسوی[6] و فروسوی[7] بازدهی قیمت نفت خام WTI با استفاده از مدل گارچ بر مبنای توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) که برای توزیع‌های کشیده با

1 . kernel Distributions
2. Hong,Y.
3. Hong, Y., Cheng, S. Liu, Y.,Wang, S.
4. Hong, Y., Liu, Y. ,Wang, S
5. Fan, *et al (*2008)
6. Up Side Risk
7. Down Side Risk

دنباله چاق مدل مناسبی است، برآورد شده است در ادامه برای ارزیابی صحت مدل‌های ارزش در معرض ریسک فراسوی و فروسوی بکار گرفته شده، از آزمون کوپیک[1] (۱۹۹۵) استفاده شده است. در نهایت نیز با استفاده از روش آزمون علیت گرنجر (هونگ و همکاران، ۲۰۰۳) به بررسی اثر سرریز ریسک میان بازدهی قیمت آتی‌ها و نقدی بازار نفت WTI پرداخته شده است.

۲. متدولوژی

برای محاسبه ارزش در معرض ریسک به طور عمده از سه روش تئوری ارزش حدی، شبیه‌سازی تصادفی و روش واریانس- کوواریانس استفاده می‌شود. در این مقاله ، روش واریانس- کوواریانس و به طور خاص، روش GED-GARCH از خانواده مدل‌های GARCH مورد استفاده قرار گرفته است. توزیع جزء اخلال تعمیم‌یافته (GED) در این روش، امکان توصیف بهتر توزیع‌های کشیده با دنباله چاق را که در اغلب بازارهای مالی مصداق دارد، فراهم می‌کند. در شکل ۱ انواع روش‌های محاسبه ارزش در معرض ریسکنشان داده شده است (پیگیلدین، ۲۰۰۹).



شکل ۱. روش‌های محاسبه ارزش در معرض ریسک

1. Kupiec, (1995)

۲-۱. مدل VaR بر مبنای GED-GARCH

مطابق با کارهای هندریک (۱۹۹۶)[1] و هیلتون (۲۰۰۳)[2]، ارزش در معرض ریسک بیانگر مقدار حداکثر پولی است که در یک پروتفولیو طی دوره زمانی معین و سطح اطمینان مشخص با توجه به تابع توزیع از دست می‌رود. به لحاظ آماری ارزش در معرض ریسک بیانگر چارک تابع توزیع است. در این مقاله، چارک چپ بازدهی‌های بین‌المللی قیمت نفت برای اندازه‌گیری ریسک فروسوی که نشانگر زیان فروش تولیدکنندگان نفت خام به دلیل کاهش بازدهی‌های نفت و چارک راست برای توصیف ریسک فراسوی که نشانگر زیان خریداران نفت به دلیل افزایش سریع در قیمت نفت استفاده شده است.

از آن‌جا که بازده قیمت نفت اغلب دارای توزیع کشیده[3] بوده که توزیع نرمال استاندارد ندارد (فرض توزیع نرمال استاندارد منجر به برآورد کمتر از حد ریسک حدی می‌شود)، توزیع خطای تعمیم یافته (GED) برای محاسبه سری‌های باقیمانده مدل‌های GARCH مورد استفاده قرار می‌گیرد.

مدل‌های استاندارد ARCH توسط انگل[4] (۱۹۸۲) توسعه داده است. همچنین هنگامی وقفه مدل‌های ARCH بسیار بزرگ می‌گردد، بولرسلیو[5] (۱۹۸۶) مدل ARCH تعمیم‌یافته را که به مدل GARCH شهرت دارد پیشنهاد می‌کند. مدل GARCH بصورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y_t = X_t\beta' + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

$$h_t = C + \sum_{i=۱}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^{۲} + \sum_{j=۱}^{q} \beta_j h_{t-j} \qquad (۱,۱)$$

در رابطه (۱) Y_t بیانگر بازدهی قیمت نفت، X_t برداری ستونی شامل متغیرهای مستقل توضیحی، و β بردار ستونی ضرایب است. همچنین محدودیت‌های همانند $\beta_j \geq ۰$، $(j = ۱,۲,\ldots,p)$، $\alpha_i \geq ۰$، $\alpha_۰ > ۰$، $q \geq ۰$، $p > ۰$ و $(j = ۱,۲,\ldots,q)$ و $\sum_{i=۱}^{p} \alpha_i + \sum_{i=۱}^{p} \beta_j < ۱$ که منعکس‌کننده مدت تلاطم بازده است.

1. Hendricks (1996)
2. Hilton (2003)
3. Leptokurtic and Fat Tail Distribution
4. Engle
5. Bollerslev

غالباً اثر اهرمی قابل توجهی در تلاطم بازدهی‌های قیمت نفت مشاهده می‌شود که با استفاده از رابطه (۱,۱) نمی‌توان آن را استخراج نمود. به عبارت دیگر تلاطم بازدهی‌های قیمت نفت می‌تواند نامتقارن باشد، یعنی اخبار خوب و اخبار بد بر نوسانات بازار می‌تواند اثر نامتقارن داشته باشد که در اینصورت مدل TGARCH برای بررسی این موضوع بکار می‌رود و واریانس شرطی آن می‌تواند به صورت زیر نشان داده شود:

$$h_t = C + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \psi \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j h_{t-j} \qquad (۲)$$

چنانچه $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد $d_{t-1} = 1$ و در غیر اینصورت $d_{t-1} = 0$ خواهد بود. با توجه به استفاده از d_{t-1} در رابطه فوق، اثر افزایش بازده ($\varepsilon_{t-1} > 0$) و کاهش ($\varepsilon_{t-1} < 0$) در واریانس شرطی (h_t) قابل تفکیک شدن است.

همانطور که بیان شد، توزیع بازدهی در بازار نفت، توزیعی دارای کشیدگی و دنباله‌های چاق می‌باشد که توزیع نرمال استاندارد قادر به توضیح رفتار آن نمی‌باشد. برای رفع این مشکل از توزیع GED در مدل‌های GARCH استفاده می‌گردد. تابع چگالی احتمال GED بصورت زیر می‌باشد:

$$f(\varepsilon) = \frac{k * \exp\left(-\frac{1}{2}\left|\frac{\varepsilon}{\lambda}\right|^k\right)}{\lambda * 2^{\left[\frac{k+1}{k}\right]} \zeta\left(\frac{1}{k}\right)} \qquad (0 \le k \ge \infty) \qquad (۳)$$

که در آن $\lambda = \left[\frac{2^{\left(\frac{-2}{k}\right)} \zeta\left(\frac{1}{k}\right)}{\zeta\left(\frac{3}{k}\right)}\right]^{\frac{1}{2}}$ و $\zeta(\bullet)$ تابع گاما است و k پارامتر GED و همچنین درجه آزادی آن نیز نامیده می‌شود. به طور خاص، زمانی که $k = 2$ است، GED توزیع نرمال استاندارد را نشان می‌دهد؛ برای $k > 2$ دنباله نازک‌تر از توزیع نرمال استاندارد و برای $k < 2$ دنباله پهن‌تر و چاق‌تر از توزیع نرمال استاندارد خواهد بود. براساس تعریف ارزش در معرض ریسک، ریسک فراسوی و فروسوی بصورت زیر تعریف می‌گردد:

$$VaR_{m,t}^{up} = \mu_{m,t} - Z_{m,\alpha}\sqrt{h_{m,t'}} \quad (m = 1,2) \qquad (۴)$$

$$VaR_{m,t}^{down} = -\mu_{m,t} + Z_{m,\alpha}\sqrt{h_{m,t'}} \quad (m = ۱,۲) \qquad (۵)$$

که در آن $\mu_{m,t}$ بازده انتظاری شرطی بازار m؛ $Z_{m,\alpha} < ۰$ بیانگر چارک αام چپ توزیع GED که در سری‌های باقیمانده مدل GARCH در بازار m استفاده می‌گردد و $h_{m,t}$ نیز سری‌های واریانس شرطی در بازار m است.

پیش از محاسبه ارزش در معرض ریسک، ضروری است تا آزمون اطمینان[1] برای این‌که آیا مدل VaR بکار گرفته شده به میزان کافی ریسک واقعی حدی را نشان می‌دهد یا خیر، انجام شود. برای این منظور، آزمون اطمینان که توسط کوپیک[2] (۱۹۹۵) معرفی شده، بکار گرفته می‌شود. ایده اصلی بدین صورت است که چنانچه فرض کنیم سطح اطمینان α-۱، اندازه نمونه T، تعداد شکست‌ها N و تناوب شکست به صورت $f = N/T$ در نظر گرفته شود، آنگاه کوپیک آزمون معروف نسبت راستنمایی[3] با فرض صفر $f = \alpha$ را با آماره زیر معرفی می‌کند:

$$LR = ۲\ln\left[(۱-f)^{T-N} f^{N}\right] - ۲\ln\left[(۱-\alpha)^{T-N}\alpha^{N}\right] \qquad (۶)$$

تحت فرض صفر، $LR \sim \chi^{۲}(۱)$ بوده و مقادیر بحرانی سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد آن برابر با ۳/۸۴ و ۶/۶۴ است. بر اساس تعریف توزیع $\chi^{۲}$، چنانچه مقدار LR بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرض صفر می‌بایست رد شود. به عبارت دیگر می‌توان گفت که مدل VaR ناکافی است.

۲-۲. آزمون اثر سرریز ریسک[4]

سرریز ریسک به معنای انتقال واریانس‌ها و کوواریانس‌های بازدهی از یک دارایی معین به دارایی معین دیگر تعریف می‌شود (بوناتو و همکاران، ۲۰۱۱). متدلوژی استفاده از علیت گرنجر در ریسک بوسیله هونگ[5] (۲۰۰۱) و هونگ و همکاران[6] (۲۰۰۳) ارائه گردید که می‌توان برای آزمون اثر سرریز ریسک میان بازارهای مختلف نفت از آن بهره برد که این مهم نیازمند محاسبه تغییر زمانی VaR برای هر بازده است. تعیین این‌که اطلاعات تاریخی درباره ریسک در یک بازار

1. Backtest
2. Kupiec
3. Likelihood Ratio
4. Risk Spillover Effect
5. Hong
6. Hong and *et al*

توانایی پیش‌بینی وقوع آن را در بازار دیگر افزایش می‌دهد از طریق مفهوم علیت گرنجر فراهم شده است.

۲-۲-۱. آزمون علیت گرنجری ریسک فروسوی

برای آزمون اثر یک طرفه ریسک فروسوی از بازار ۲ به بازار ۱، فرض صفر و یک می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$\begin{aligned} H_0 &: P(Y_{1t} < -V_{1t} \mid I_{1t-1}) = P(Y_{1t} < -V_{1t} \mid I_{t-1}) \\ H_1 &: P(Y_{1t} < -V_{1t} \mid I_{1t-1}) \neq P(Y_{1t} < -V_{1t} \mid I_{t-1}) \end{aligned} \quad (۷)$$

تابع مشخصه ریسک فروسوی بصورت مقابل تعریف می‌گردد:

$$Z_{lt} \equiv I(Y_{1t} < -V_{1t}) \qquad l = 1,2 \quad (۸)$$

در این تابع، $I(\bullet)$ تابع مشخصه‌ای است که اگر زیان واقعی، بیشتر از ارزش در معرض ریسک باشد تابع Z_{lt} مقدار یک را خواهد گرفت و در غیر اینصورت مقدار صفر را خواهد گرفت و $l = 1,2$ نیز در مطالعه فوق بازار نقدی و آتی‌های WTI را نشان می‌دهد.

حال با توجه به تعریف تابع فوق، می‌توان فرض صفر و مقابل را بصورت زیر و براساس تابع مشخصه تعریف نمود:

$$H_0 : E(Z_{1t} \mid I_{1t-1}) = E(Z_{1t} \mid I_{t-1}) \quad (۹,۱)$$

$$H_1 : E(Z_{1t} \mid I_{1t-1}) \neq E(Z_{1t} \mid I_{t-1}) \quad (۹,۲)$$

که در آن $I_{t-1} = \{Y_{m,t-1}, Y_{m,t-2}, \ldots\}$ بیانگر مجموعه اطلاعات موجود در زمان $t-1$ و $I_{1,t-1}$ مجموعه اطلاعات بازار ۱ است. چنانچه فرض صفر تأیید شود، هیچ علیت گرنجری یک طرفه در ریسک از بازار ۲ به بازار ۱ وجود ندارد، آن‌گاه هنگامی که ریسک حدی در بازار ۲ مشاهده شد، نمی‌تواند برای پیش‌بینی ریسک محتمل در بازار ۱ در آینده مورد استفاده قرار گیرد. به طریق مشابه آزمون اثر سرریز ریسک فراسوی نیز تعریف می‌گردد.

۲-۲-۲. آزمون علیت گرنجری ریسک فراسوی

برای آزمون اثر یک طرفه ریسک فراسوی از بازار ۲ به بازار ۱، فرض صفر و یک می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$H_0 : P(Y_{1t} > V_{1t} \mid I_{1t-1}) = P(Y_{1t} > V_{1t} \mid I_{t-1}) \quad (۱۰,۱)$$

$$H_1 : P(Y_{1t} > V_{1t} \mid I_{1t-1}) \neq P(Y_{1t} > V_{1t} \mid I_{t-1}) \qquad (10,2)$$

تابع مشخصه برای ریسک فراسوی بصورت مقابل می‌باشد:

$$Z_{lt} \equiv l(Y_{1t} > V_{1t}) \qquad l = 1,2 \qquad (11)$$

در این حالت اگر بازدهی واقعی بیشتر از VaR باشد، تابع Z_{lt} مقدار یک و در غیر اینصورت مقدار صفر را خواهد گرفت. همانند قبل، می‌توان فرض صفر و مقابل را براساس تابع مشخصه تعریف نمود: (هونگ و همکاران (۲۰۰۳)، لیو و همکاران (۲۰۰۸))

$$H_0 : E(Z_{1t} \mid I_{1t-1}) = E(Z_{1t} \mid I_{t-1}) \qquad (12,1)$$

$$H_1 : E(Z_{1t} \mid I_{1t-1}) \neq E(Z_{1t} \mid I_{t-1}) \qquad (12,2)$$

فرض می‌شود که $VaR_{m,t} = VaR_m(I_{m,t-1}, \alpha)$ سری‌های VaR بازار m در سطح معنی‌داری α از معادلات (۴) و (۵) بدست می‌آید. چنانچه $\hat{Z}_{m,t} = I(Y_{m,t} < -VaR_{m,t})$، آن‌گاه تابع همبستگی متقاطع نمونه[1] (CCF) میان $Z_{1,t}$ و $Z_{2,t}$ می‌تواند از روابط زیر حاصل شود:

$$\hat{C}(j) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=1+j}^{T} (\hat{Z}_{1,t} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2,t-j} - \hat{\alpha}_2) & 0 \leq j \leq T-1 \\ T^{-1} \sum_{t=1-j}^{T} (\hat{Z}_{1,t+j} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2,t} - \hat{\alpha}_2) & 1-T \leq j < 0 \end{cases} \qquad (13)$$

که در آن $\hat{\alpha}m = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \hat{Z}_{m,t}$، $m = 1,2$ و T اندازه نمونه سری‌های بازده $\{Y_{1,t}, Y_{2,t}\}_{t=1}^{T}$ و همبستگی متقاطع نمونه به صورت زیر است:

$$\hat{\rho}(m) = \frac{\hat{C}(j)}{S_1 S_2} \quad , \quad j = 0, \pm 1, \ldots, \pm(T-1) \qquad (14)$$

که $\hat{S}_m^2 = \hat{\alpha}_m(1-\hat{\alpha}_m)$ واریانس نمونه $\hat{Z}_{m,t}$ است.

هونگ و دیگران (۲۰۰۳)، دسته‌ای از آزمون‌های مبتنی بر آزمون کرنل را برای بررسی علیت گرنجر در ریسک پیشنهاد دادند. جهت آزمون نمودن وجود علیت یک طرفه در ریسک از بازار ۲ به بازار ۱، از آماره زیر می‌توان استفاده نمود.

1. Sample Cross-Correlation Function

$$Q_1(M)=\frac{\left\{T\sum_{j=1}^{T-1}k^2\left(\frac{j}{M}\right)\hat{\rho}^2(j)-C_{1T}(M)\right\}}{\left\{2D_{1T}(M)\right\}^{\frac{1}{2}}} \qquad (۱۵)$$

$k(\bullet)$ یک تابع کرنل است که وزن‌ها را به وقفه‌های مختلف با توجه به این‌که M درجه وقفه و فاکتور مرکزی و فاکتور مقیاس به صورت زیر است، اختصاص می‌دهد:

$$C1T(M)=\sum_{j=1}^{T-1}\left(1-\frac{j}{T}\right)k2\left(\frac{j}{M}\right)$$

$$D1T(M)=\sum_{j=1}^{T-2}\left(1-\frac{j}{T}\right)\left\{1-\frac{j+1}{T}\right\}k^4\left(\frac{j}{M}\right) \qquad (۱۶)$$

۳. برآورد مدل

۳-۱. محاسبه ارزش در معرض ریسک

جهت بررسی اثر سرریز ریسک بین بازدهی در بازارهای نقدی و آتی‌های نفت خام، از داده‌های روزانه نقدی و آتی‌های یک ماهه بازار نفت نایمکس برای نفت شاخص WTI استفاده شده است. داده‌های مورد نظر از اداره اطلاعات انرژی[1] استخراج و برای تبدیل سری قیمت‌ها به بازدهی نیز از رابطه (۱) استفاده شده است.

$$Y_t=\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \qquad (۱۷)$$

در رابطه فوق، P_t و P_{t-1} قیمت نفت‌خام در دوره t و t-۱ و Y_t نیز بازدهی قیمت را در دوره t نشان می‌دهد. بازه زمانی دادها از ۲ ژانویه ۱۹۸۶ تا ۲۴ جولای ۲۰۱۲ می‌باشد. داده‌های درون نمونه[2] از ۲ ژانویه ۱۹۸۶ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۱۰ و داده‌های خارج از نمونه[3] نیز از ۳ ژانویه ۲۰۱۱ تا ۲۴ جولای ۲۰۱۲ انتخاب شده است.

ویژگی‌های توصیفی مربوط به سری بازدهی قیمت آتی‌ها و نقدی نفت‌خام در جدول ۱ نشان داده شده است. با توجه به داده‌های جدول، میانگین بازدهی دو بازار بسیار به هم نزدیک بوده، به عبارتی بازدهی دو بازار تقریباً یکسان است. انحراف معیار نشان می‌دهد که نوسانات بازدهی در

1. Energy Information Administration, www.eia.gov
2. in-Sample Period
3. Out-of-Sample Period

بازار نقدی اندکی بیشتر از قرار داد آتی‌های WTI است. برای توزیع نرمال چولگی[1] و کشیدگی[2] به ترتیب صفر و ۳ خواهد بود و اگر کشیدگی بیشتر از ۳ باشد توزیع کشیده با دنباله چاق[3] خواهد بود (فان و همکاران، ۲۰۰۸). همانطور که اطلاعات جدول فوق نشان می‌دهد، عدد کشیدگی هم برای بازار نقدی و هم برای بازار آتی‌ها بیشتر از ۳ بوده که دنباله چاق بودن توزیع بازدهی بازار نقدی و آتی‌ها را تأیید می‌نماید. آماره جارک برا[4] که برای بررسی نرمال بودن توزیع‌ها بکار می‌رود معنی‌دار شده است که نرمال استاندارد نبودن توزیع را تأیید می‌نماید. آزمون دیکی فولر تعمیم یافته نیز مانایی متغیرها را تأیید می‌نماید.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی و آزمون‌های مربوطه برای بازدهی نفت خام نقدی و آتی‌های WTI

بازدهی	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آزمون جارگ برا (JB)	آزمون ADF
نقدی	۰/۰۰۰۱۸۵	۰/۰۲۵۸	-۰/۷۵۶	۱۷/۴۶۲	۵۹۰۳۳/۶۵ (۰/۰۰۰)	-۶۰/۷۷۴۲ (۰/۰۰)
آتی‌ها	۰/۰۰۰۱۸۶	۰/۰۲۵۲	-۰/۷۹۷	۱۷/۲۳۶	۵۶۹۶۳/۱۲ (۰/۰۰۰)	-۶۱/۳۳۴۹ (۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جهت استفاده از مدل‌های خانواده گارچ، آزمون ARCH-LM انجام شده است. آماره آزمون فوق برای بازدهی در بازار نقدی و آتی‌های نفت خام WTI به ترتیب (۰/۰۰) ۷۸/۷۴ و (۰/۰۰) ۱۱۶/۳۹ بوده که وجود ناهمسانی شرطی در باقیمانده‌ها را تأیید می‌نماید. با در نظر داشتن معیار آکائیک (AIC) که باید حداقل گردد، برای بازدهی در بازار نقدی فرایند ARMA(1,1)-GARCH(1,1) و برای بازدهی در بازار آتی‌ها AR(2)-GARCH(1,1) انتخاب و نتایج آن در زیر گزارش گردیده است.

1. Skewness
2. kurtosis
3. Fat tail
4. JarqueBera (JB)

جدول ۲. مدل گارچ برای بازدهی در بازار نقدی نفت خام WTI – ARMA(1,1)-GARCH(1,1)

پارامتر	ضریب	انحراف معیار	آماره z
معادله میانگین :			
C	۰/۰۰۰۵۷	۰/۰۰۰۱۹	۲/۹۷۷(۰/۰۰۳)
AR(1)	۰/۹۳۹	۰/۰۲۴۱	۳۸/۹۱(۰/۰۰)
MA(1)	−۰/۹۴۷	۰/۰۲۲۳	−۴۲/۴۷(۰/۰۰)
معادله واریانس :			
C	۰/۰۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۰۱	۴/۷۱(۰/۰۰)
α_1	۰/۰۷۷	۰/۰۰۶۵	۱۱/۸۲(۰/۰۰)
β_1	۰/۹۱۴	۰/۰۰۷	۱۳۰ (۰/۰۰)
GED PARAMETER	۱/۳۳۷	۰/۰۲۴	۵۵/۶۳(۰/۰۰)

AIC: -4.8091, Log likelihood: 15170.1

جدول ۳. مدل گارچ برای بازدهی در بازار آتی‌های نفت خام WTI – AR(2)-GARCH(1,1)

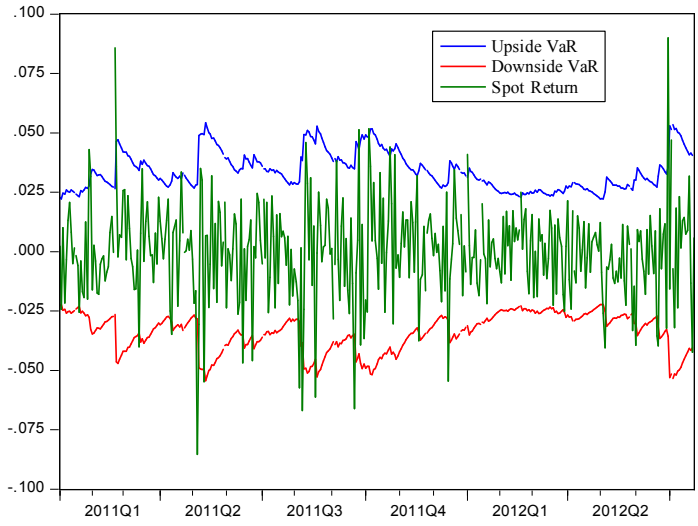
پارامتر	ضریب	انحراف معیار	آماره z
معادله میانگین :			
C	۰/۰۰۰۵۲	۰/۰۰۰۲۱	۲/۴۱۵(۰/۰۱۵)
AR(2)	−۰/۰۲۸	۰/۰۱۲۳	−۲/۲۷۳(۰/۰۲)
معادله واریانس :			
C	۰/۰۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۰۱۲	۴/۶۶۶(۰/۰۰)
α_1	۰/۰۷۲۳	۰/۰۰۶۴	۱۱/۲۳۹(۰/۰۰)
β_1	۰/۹۱۹۴	۰/۰۰۷	۱۲۹/۴۶(۰/۰۰)
GED PARAMETER	۱/۳۷	۰/۰۲۷	۴۹/۹۶(۰/۰۰)

AIC: -4.8462, Log likelihood: 15191.6

همانطور که از نتایج مدل نوسانات بازدهی قیمت نقدی و آتی‌ها (جداول ۲ و ۳) مشخص است پارامتر GED برای بازدهی بازار نقدی و آتی‌ها به ترتیب ۱/۳۳ و ۱/۳۷ بدست آمده است. اگر پارامتر GED کمتر از ۲ باشد توزیع با دنباله چاق خواهد بود (فان و همکاران، ۲۰۰۸) لذا معنی‌دار بودن و کوچکتر از ۲ بودن پارامترهای محاسبه شده نشان می‌دهد توزیع بازده قیمت نفت

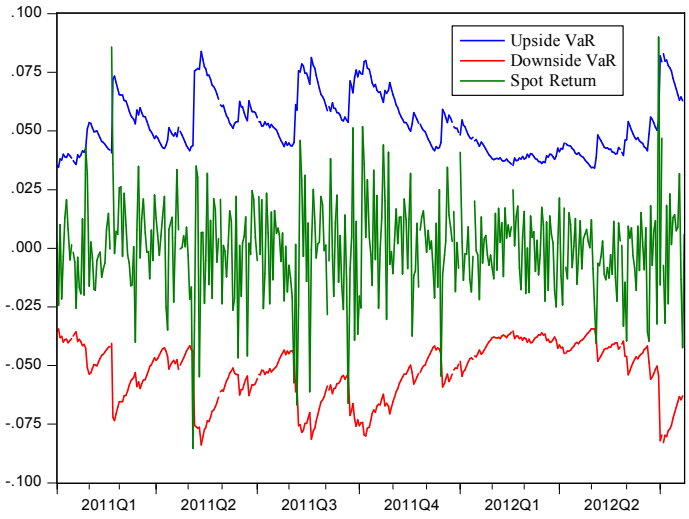
خام نقدی و قرارداد آتی‌ها در بازار نایمکس دارای توزیع با دنباله‌های چاق می‌باشد که نتایج حاصل از پارامترهای چولگی و کشیدگی را نیز تأیید می‌نماید.

با در نظر داشتن دنباله چاق بودن توزیع بازدهی در بازار نقدی و آتی‌های نفت خام، ارزش در معرض ریسک فراسوی[1] و فروسوی[2] به واسطه استفاده از داده های درون نمونه برای پیش بینی داده های خارج از نمونه محاسبه گردیده است. ریسک فراسوی و فروسوی در واقع نتیجه ای است که از پیش بینی عددی داده های درون نمونه ای بدست آمده است. برای این منظور از رابطه (۴) و (۵) استفاده شده است. به عبارتی پس از محاسبه انحراف معیارهای پیش بینی و با استفاده از داده های خارج از نمونه، همانطور که در رابطه (۴) و (۵) توضیح داده شد، ریسک فراسوی و فروسوی محاسبه گردید. شکل (۲) و (۳) ارزش در معرض ریسک فراسوی و فروسوی را برای بازدهی بازار نقدی و شکل (۴) و (۵) نیز بازدهی قرارداد آتی‌نفت خام در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد نشان می‌دهد.

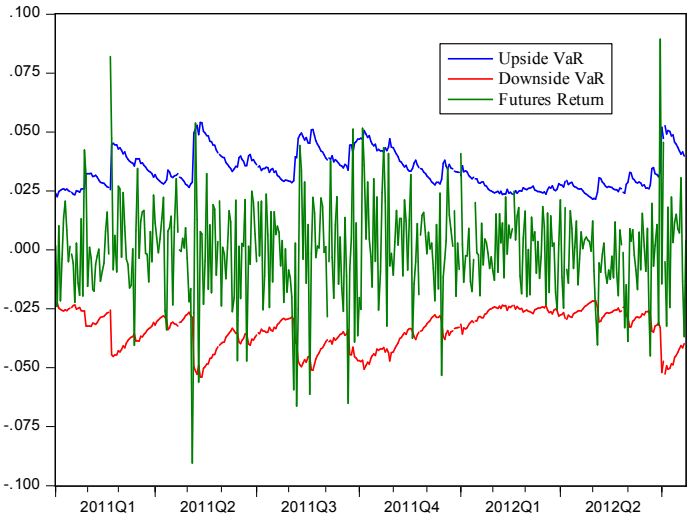


شکل ۲. ارزش در معرض ریسک (VaR) برای بازدهی بازار نقدی نفت خام WTI در سطح ۹۵ درصد

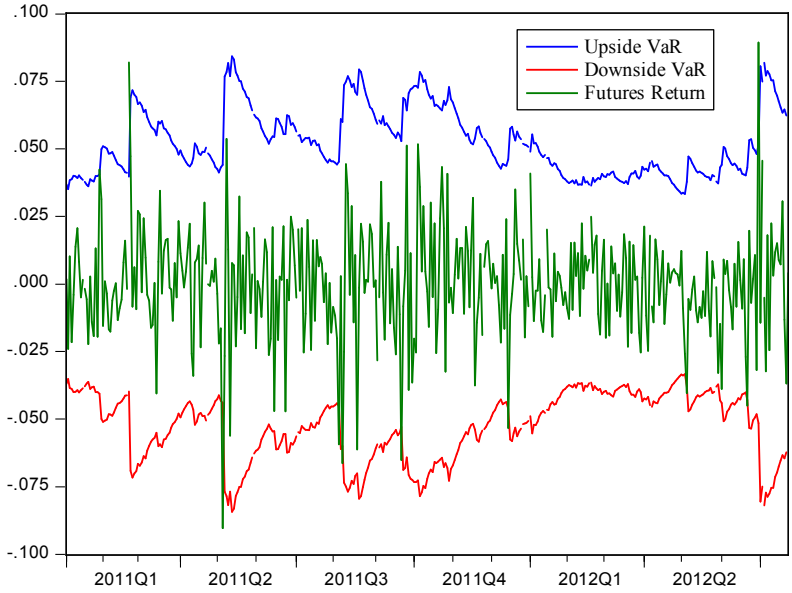
1. Upside Value at Risk
2. Downside Value at Risk



شکل ۳. ارزش در معرض ریسک (VaR) برای بازدهی بازار نقدی نفت خام WTI در سطح ۹۹ درصد



شکل ٤. ارزش درمعرض ریسک (VaR) برای بازدهی قرارداد آتی‌های یک ماهه در سطح ۹۵ درصد



شکل ۵. ارزش در معرض ریسک (VaR) برای بازدهی بازار قرارداد آتی یک ماهه در سطح ۹۹ درصد

اگر بازه سری‌های استخراج شده ارزش در معرض ریسک، کوچک باشد، در اینصورت تعداد خطا (تعداد دفعاتی که قیمت واقعی از بازه فراسوی و فروسوی مربوطه خارج شده) افزایش می‌یابد و اگر بازه سری‌های فوق بزرگ باشد، در این صورت محاسبات، کارایی لازم را نخواهد داشت. لذا سری‌های ارزش در معرض ریسک فراسوی و فروسوی استخراج شده مناسب، بازه‌ای است که هم تعداد خطای پایینی داشته باشد و هم کارایی بالایی داشته باشد. لذا نیاز است تا آزمون اطمینان کوپیک برای بررسی صحت سری‌های ارزش در معرض ریسک استخراج شده صورت پذیرد.

پس از استخراج سری‌های ارزش در معرض ریسک فراسوی و فروسوی در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد برای بازدهی نقدی و آتی‌ها که در شکل (۳) تا (۶) صورت پذیرفت، تعداد خطا، نسبت خطا (نسبت تعداد خطا به کل نمونه) و نهایتاً آماره LR (آماره مربوطه در معادله (۶)) محاسبه شد که نتایج آن درجدول (۴) و (۵) بیان گردیده است.

سطح معنی‌داری برای آماره LR در سطح ۹۵ درصد و ۹۹ درصد به ترتیب ۳/۸۴۱ و ۶/۶۳۵ می‌باشد. فرض صفر در این آزمون مناسب بودن سری‌های ارزش در معرض ریسک استخراج شده است و فرض مقابل نامناسب بودن آن است. نتایج جدول نشان می‌دهد که آماره‌های LR محاسبه شده از مقادیر بحرانی پایین‌تر بوده، لذا فرض صفر برای تمامی VaRهای محاسبه شده پذیرفته می‌باشد. تنها برای ارزش در معرض ریسک فراسوی برای بازار نقدی و آتی‌ها و در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مقدار آماره فوق بالاتر از مقدار بحرانی بوده که این امر در مطالعه فان و همکاران (۲۰۰۸) که بر روی نفت‌های شاخص WTI و برنت انجام شده نیز دیده می‌شود که دلیل آن افزایش قیمت نفت از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ بوده که سری ارزش در معرض ریسک فراسوی فوق بدلیل جهش بسیار زیاد قیمت واقعی در این سال‌ها نتوانسته آنرا شامل شود.

جدول ٤. آزمون کوپیک برای بررسی صحت مدل VaR محاسبه شده در بازار نقدی WTI

	سطح اطمینان	میانگین	انحراف معیار	تعداد خطا	درصد خطا	آمارهLR
فراسوی	٪۹۵	۰/۰۳۴	۰/۰۰۷۹	۱۰	۰/۰۲۵	۵/۹۸۶
	٪۹۹	۰/۰۵۲۵	۰/۰۱۲۳	۳	۰/۰۰۷	۰/۲۳۷
فروسوی	٪۹۵	−۰/۰۳۴	۰/۰۰۷۹	۲۱	۰/۰۵۳	۰/۱۰۲
	٪۹۹	−۰/۰۵۲۵	۰/۰۱۲۳	۶	۰/۰۱۵	۰/۹۵۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. آزمون کوپیک برای بررسی صحت مدل VaR محاسبه شده در بازار آتی‌های WTI

	سطح اطمینان	میانگین	انحراف معیار	تعداد خطا	درصد خطا	آمارهLR
فراسوی	٪۹۵	۰/۰۳۳	۰/۰۰۸	۱۱	۰/۰۲۸	۴/۶۸۹
	٪۹۹	۰/۰۵۲	۰/۰۱۲	۷	۰/۰۱۷	۱/۹۸۱
فروسوی	٪۹۵	−۰/۰۳۳	۰/۰۰۸	۲۰	۰/۰۵۱	۰/۰۰۸
	٪۹۹	−۰/۰۵۲	۰/۰۱۲	۳	۰/۰۰۷	۰/۲۳۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۲. اثرسرریز ریسک بین بازار نقدی و قراردادهای آتی برای نفت WTI

پس ازحصول اطمینان از صحت ارزش‌های در معرض ریسک فراسوی و فروسوی محاسبه شده، می‌توان اثر سرریز را در بین سری‌ها با استفاده از آزمون گرنجر مورد بررسی قرار داد لذا آزمون علیت گرنجری بر روی سری Z های محاسبه شده (معادلات (۸) و (۱۱)) صورت پذیرفته است که نتایج آن در جدول (۴) نشان داده شده است. (هونگ و همکاران (۲۰۰۳))

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که اثر سرریز ریسک فراسوی در سطح اطمینان ۹۵ درصد از آتی‌ها به نقدی وجود ندارد به عبارتی هیچگونه ریسک فراسویی از بازار آتی‌ها با نقدی در سطح اطمینان ۹۵ درصد منتقل نمی‌شود. اثر سرریز ریسک فراسوی از نقدی به آتی‌ها در تمامی وقفه‌ها جز در وقفه ۲۰ بی‌معنی بوده است و به عبارتی ریسک فراسویی از بازار نقدی به آتی‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد انتقال نمی‌یابد. معنی‌داری تنها در وقفه بیستم وجود دارد که نشان می‌دهد پس از زمانی بسیار طولانی ریسک از بازار نقدی به آتی‌ها منتقل خواهد شد که با توجه به عدم صحت ارزش در معرض ریسک محاسبه شده برای آن می‌توان از آن چشم پوشی نمود.

نتایج همچنین حاکی از آن است که اثر سرریز ریسک فراسوی شدیدی در سطح اطمینان ۹۹ درصد از آتی‌ها به نقدی وجود دارد. آماره مورد نظر در تمامی وقفه‌ها برای اثر سرریز ریسک از بازار آتی‌ها به نقدی قویاً معنی‌دار بوده است و این امر نشان می‌دهد در زمانی‌که قیمت‌ها برای قراردادهای آتی‌های WTI افزایشی است، ریسکی برای معامله‌گران در هر دو بازار نقدی و آتی‌ها ایجاد می‌شود و بازار نقدی علاوه بر ریسکی که در خود دارد تأثیرپذیری شدیدی نیز از ریسک بازار آتی‌ها خواهد داشت. نتایج همچنین نشان داده که در سطح اطمینان ۹۹ درصد اثر سرریز ریسک فراسویی از بازار نقدی به آتی‌ها وجود ندارد.

نتایج همچنین نشان داده که تمامی ضرایب مربوط به اثر سرریز ریسک فروسوی از بازار نقدی به آتی‌ها و از بازار آتی‌ها به نقدی در سطوح ۹۵ و ۹۹ درصد بی‌معنی بوده است لذا هیچگونه ریسک فروسویی بین بازارهای نقدی و آتی‌ها وجود در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد وجود ندارد. این امر نشان می‌دهد زمانی‌که قیمت‌ها در بازار نقدی و آتی‌های WTI نزولی است، ریسکی را برای معامله‌گران در هر دو بازار ایجاد خواهد نمود ولی ریسک از بازارهای به یکدیگر منتقل نخواهد شد.

جدول ٦. اثر سرریز ریسک بین بازار نقدی و آتی‌های نفت WTI

اثر سرریز	M=۵	M=۱۰	M=۱۵	M=۲۰
فراسوی ۹۵ درصد :				
F→S	۰/۰۳۵ (۰/۹۹)^{NS}	۰/۸۲۳ (۰/۶۰۶) ^{NS}	۱/۱۴۴ (۰/۳۱۴) ^{NS}	۱/۱۰۱ (۰/۳۴۶) ^{NS}
S→F	۰/۰۹۸ (۰/۹۹) ^{NS}	۰/۶۲۸ (۰/۷۸۹) ^{NS}	۱/۵۶۸ (۰/۰۸) ^{NS}	۱/۷۲۷ (۰/۰۲۷)**
فراسوی ۹۹ درصد :				
F→S	۳۱/۰۸ (۰/۰۰) ***	۱۶/۲۶۹ (۰/۰۰) ***	۱۱/۴۲۹ (۰/۰۰) ***	۹/۲۳ (۰/۰۰) ***
S→F	۰/۰۰۱ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۰۰ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۰۰ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۰۰ (۱/۰۰) ^{NS}
فروسوی ۹۵ درصد :				
F→S	۰/۰۲۴ (۰/۹۹) ^{NS}	۰/۰۳ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۰۱۵ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۶۴۸ (۰/۸۷۴) ^{NS}
S→F	۰/۰۲۲ (۰/۹۹) ^{NS}	۰/۰۲ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۰۴۵ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۱۰۳ (۱/۰۰) ^{NS}
فروسوی ۹۹ درصد :				
F→S	۰/۲۹۳ (۰/۹۱) ^{NS}	۰/۰۱۵ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۰۱۷ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۰۶ (۱/۰۰) ^{NS}
S→F	۰/۰۱۳ (۰/۹۹) ^{NS}	۰/۱۴۱ (۰/۹۹) ^{NS}	۰/۰۹۱ (۱/۰۰) ^{NS}	۰/۰۲ (۱/۰۰) ^{NS}

M: تعداد وقفه **: معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد ***: معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد NS: بی‌معنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤. نتیجه‌گیری

یافته‌های مقاله که مربوط به محاسبات ارزش در معرض ریسک و اثر سرریز ریسک است را می‌تواند بصورت زیر خلاصه نمود:

- نتایج نشان می‌دهد که دو بازار نقدی و آتی‌های نفت خام WTI، ویژگی‌های نزدیک به هم از نظر بازدهی و ریسک بازدهی دارند. بازدهی در بازار نقدی و آتی‌ها بسیار نزدیک به یک دیگر است و نوسانات بازدهی در بازار نقدی اندکی بیشتر از نوسانات در بازار آتی‌های WTI است.
- توزیع آماری بازده قیمت نفت خام نقدی و قرار داد آتی یک ماهه در بازار WTI دارای توزیع با دنباله‌های چاق می‌باشد که نتایج حاصل از پارامترهای GED، چولگی و

کشیدگی آنرا تأیید می‌نماید. توزیع چاق بازدهی در بازار نقدی و آتی‌ها نشان می‌دهد که احتمال تغییرات و جهش‌های بزرگ قیمتی در این بازارها وجود دارد.

- نتایج بررسی اثر سر ریز ریسک فراسوی نشان داده که در سطح اطمینان ۹۹ درصد از بازار آتی‌ها به نقدی اثر سرریز معنی‌داری وجود دارد. آماره مورد نظر در تمامی وقفه‌ها برای اثر سرریز ریسک از بازار آتی‌ها به نقدی معنی‌دار بوده است. در سطح ۹۵ درصد نیز از بازار نقدی به آتی‌ها و تنها در وقفه بیستم اثر سرریز مشاهده شده است که با توجه به آزمون کوپیک می‌توان از این نتیجه چشم پوشی نمود.
- وجود اثر سرریز ریسک فراسوی از بازار آتی‌ها به نقدی نشان می‌دهد که در بازار نفت خام WTI، در زمان افزایش قیمت، ریسک از بازار آتی‌ها به نقدی هدایت می‌شود. به این ترتیب می‌توان از ریسک در بازار آتی‌ها برای پیش‌بینی ریسک در بازار نقدی در زمان افزایش قیمت‌ها استفاده نمود.
- نتایج بررسی اثر سر ریز ریسک فروسوی نشان داده که در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد اثر سرریز ریسک وجود ندارد. لذا نمی‌توان از اطلاعات بازار آتی‌ها برای پیش‌بینی ریسک در بازار نقدی در زمان کاهش قیمت‌ها استفاده نمود و بالعکس.
- صحت ارزش در معرض ریسک فراسوی و فروسوی با استفاده از آزمون کوپیک مورد تأیید بوده است و تنها برای ریسک فراسوی در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای بازار نقدی و آتی‌ها صحت آن تأیید نشده که دلیل آن نیز جهش‌های بزرگ قیمتی خصوصاً در دهه ۲۰۰۰ میلادی بوده است و در نتیجه این عدم صحت، نتایج اثر سرریز ریسک فراسوی در سطح ۹۵ درصد نادیده گرفته شده است لذا پیشنهاد می‌شود تا پژوهش‌های آینده سری ارزش در معرض ریسکی را استخراج نمایند که مشکل فوق را نداشته و بتوان به نتایج حاصل از اثر سرریز آن نیز اعتماد نمود.

منابع

الف- فارسی

پیکارجو، پ و حسین‌پور، ب (۱۳۸۹). اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک در شرکت‌های بیمه با استفاده از مدل GARCH . *پژوهشنامه بیمه (صنعت بیمه)*، شماره ۲۵.

خیابانی، ن و ساروقی، م.، (۱۳۹۰). «ارزش‌گذاری برآورد VaR براساس مدل‌های خانواده ARCH (مطالعه موضوعی برای بازار اوراق بهادار تهران)». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال شانزدهم، شماره ۴۷.

شاهمرادی، الف و زنگنه، م.، (۱۳۸۷). «محاسبه ارزش در معرض ریسک برای شاخص‌های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک». *مجله تحقیقات اقتصادی*، دروه ۴۲، شماره ۷۹.

کاظمی، ر.، (۱۳۸۵). «معرفی ارزش در معرض ریسک و کاربرد آن در اندازه‌گیری ریسک بانک». مجموعه مقالات هفدهمین همایش بانکداری اسلامی، مؤسسه عالی بانکداری ایران.

مشیری، س و مروت، ح.، (۱۳۸۵). «پیش‌بینی شاخص کل بازدهی سهام ایران با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی». *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۱.

ب- انگلیسی

Angelidis, T., Benos,A., Degiannakis,S., (2004). "The Use of GARCH Models in VaR Estimation", working paper

Bollerslev, T., (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, No 31.

Bonato, Matteo, Caporin Massimiliano, Ranaldo, Angelo., (2011). "Hedging risk spillovers in international equity Portfolios", working paper

Cabedo, J.D., Moya, I., (2003). "Estimating Oil Price 'Value at Risk' Using the Historical Simulation Approach". *Energy Economics*, No 25.

Energy Information Administration, www.eia.gov.

Engle, R.F., (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation".*Econometrica*, No 50.

Fan, Y., (2000)."VaR Methodology and its Application in Stock Market Risk Analysis".*Chinese Journal of Management Science*, No 8.

Fan, Ying, Yue-Jun Zhang, Hsien- Tang Tsai, and Yi- Ming Wei., (2008). "Estimating Value at Risk of Crude Oil Price and its Spillover Effect Using the GED-GARCH Approach".*Energy Economics*, No 30.

Hendricks, D., (1996). "Evaluation of Value at Risk Modeling Using Historical Data".*Economic Policy Review*.Federal Reserve Bank of New York.

Hilton, G.A., (2003). *Value-at-Risk, Theory and Practice*. New York.

Hong, Y.M., (2001). "Granger Causality in Risk and Detection of Risk Transmission between Financial Markets".Working paper.Department of Economics and Department of Statistical Science, Cornell University.

Hong, Y.M., Cheng, S.W., Liu, Y.H., Wang, S.Y., (2003). "Extreme Risk Spillover between Chinese Stock Markets and International Stock Markets".Working paper.Department of Economics and Department of Statistical Science, Cornell University.

Hopper, G.P., (1996). "Value at Risk: a New Methodology for Measuring Portfolio Risk". *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, July August.

Jalali-Naini, Ahmad R., (2009). The Impact of Financial Markets on the Price of Oil and Volatility: Since 2007. OPEC Bulletin.

Kupiec, P.H., (1995). "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models".*Journal of Derivatives*, No 3.

Pigildin, D.(2009). Value-at-Risk estimation and extreme risk spillover between oil and natural gas markets. Master thesis, department of economics, Budapest, Hungry

Sadeghi, M., Shavvalpour, S., (2006). "Energy Risk Management and Value at Risk Modeling".*Energy Policy*, No 34.

Timotheos, A., Benos, A., and Degiannakis, S. (2004). "The Use of GARCH Models in VaR Estimation".*Statistical Methodology*, vol. 1, No 2.