فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال شانزدهم، شماره ۴۷، تابستان ۱۳۹۰، صفحات ۵۲-۳۱

بررسی رفتار معاملات آتی‌های نفت خام در بورس نایمکس (۲۰۱۰-۱۹۸۶) با توجه به تغییرات سطح و تلاطم قیمت نفت خام

عاطفه تکلیف*

تاریخ دریافت: ۸۸/۴/۹ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۰

در این مقاله، به بررسی رابطه بین تلاطم قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس در قالب یک مدل VAR طی سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۰ پرداخته شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل، حاکی از وجود رابطه علی از طرف تفاضل حجم قراردادهای فعال به تلاطم قیمت نفت WTI می‌باشد ضمن آنکه بر اساس نتایج حاصل از مدل VECM رابطه علی میان متغیرهای سطح قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال تأیید نمی‌شود زیرا انتظارات معامله‌گران عمدتاً بر تغییرات قیمت آتی‌های نفت خام تأثیرگذار است. با توجه به این که افزایش تلاطم قیمت نفت خام در بازار اسپات دلالت بر افزایش عدم‌اطمینان در پیش‌بینی قیمت نفت خام می‌کند نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که حجم قراردادهای فعال در بورس‌های نفتی یکی از متغیرهای کلیدی در تحلیل رفتار قیمت در بازارهای جهانی نفت می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: قیمت نفت خام WTI، حجم قراردادهای فعال، تلاطم قیمت، بورس نایمکس.
طبقه‌بندی JEL: O13، C01، C13، C32.

۱. مقدمه

پس از تشکیل بورس‌های نفتی، حجم معاملات کاغذی در این بورس‌ها به منظور پوشش ریسک و سفته‌بازی به سرعت افزایش یافت به‌گونه‌ای که امروزه حجم معاملات کاغذی در این بورس‌ها به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت نفت خام شناخته می‌شود. نوسانات قیمت نفت خام

* دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی a_taklif@yahoo.com

www.SID.ir
Archive of SID

سبب افزایش نگرانی برای مصرف‌کنندگان، سیاست‌گذاران و تولیدکنندگان می‌شود. در چارچوب نظریه‌های متداول قیمت در اقتصاد، معادلات عرضه و تقاضا نقش کلیدی را ایفا می‌کند اما تغییرات قیمت نفت خام به ویژه در دهه‌های اخیر را نمی‌توان با کمک این نظریه‌ها به صورت رضایت‌بخشی توضیح داد.

از منظر تولیدکنندگان، تغییرپذیری قیمت نفت خام خواه باثبات باشد یا گذرا، بر سرمایه‌گذاری در حوزه بالادستی نفت با توجه به عدم قطعیت مسیر قیمت، می‌تواند مؤثر باشد و این امر سبب می‌شود که فعالان بازار دارایی پایه خود را در مقابل ریسک حاصل از شوک‌های قیمتی پوشش دهند. از منظر معامله‌گران، افزایش تغییرپذیری قیمت نفت خام سبب ایجاد فرصت‌های آربیتراژ در بازار می‌شود زیرا تغییرپذیری یکی از عوامل اصلی در قیمت‌گذاری مشتقات محسوب می‌گردد. این تفاسیر متفاوت از تغییرپذیری قیمت نفت خام از سوی فعالان بازار، موجب شده است که مطالعات و تحقیقات فراوانی در خصوص رابطه تغییرپذیری قیمت نفت خام در بازارهای اسپات با عوامل اثرگذار صورت پذیرد. یکی از این عوامل که در بسیاری از تحقیقات به آن پرداخته شده است حجم قراردادهای فعال[1] (OIV) در بورس‌های نفتی می‌باشد زیرا طی سالیان اخیر ملاحظه شده که به موازات افزایش نااطمینانی در قیمت نفت خام، گرایش بیشتری به پوشش ریسک دارایی‌های پایه از طریق به‌کارگیری مشتقات در بورس‌های نفتی ایجاد شده است.[2]

سؤال اساسی این است که آیا حجم قراردادهای فعال آتی‌های نفت خام در بورس‌های نفتی تابعی از تلاطم و سطح قیمت نفت خام در بازار اسپات می‌باشد؟ محور اصلی این مقاله، پاسخ به این پرسش می‌باشد. نتایج این مطالعه بر اساس یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR)[3]، حاکی از وجود رابطه علی از طرف حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس به تلاطم[4] قیمت نفت WTI[5] می‌باشد در حالی که بر اساس مدل تصحیح خطای برداری (VECM)[6] رابطه علی میان

1. Open Interest Volumes (OIV)

۲. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: T. Lee and J. Zyren (2007)

3. Vector Autoregression
4. Volatility
5. West Texas Intermediate
6. Vector Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

سطح قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس قابل تأیید نیست زیرا انتظارات معامله‌گران بیشتر بر تغییرات سطح قیمت آتی‌های[1] نفت خام تأثیرگذار می‌باشد.

۲. پیشینه تحقیق

پس از تشکیل بورس‌های کالایی، مطالعات فراوانی با روش‌های مختلف در خصوص توضیح رابطه میان قیمت نفت خام و حجم قراردادهای فعال برای انواع مختلف دارایی‌هایی مالی انجام شده است که از اهمیت فراوانی در بازار آتی‌ها برخوردار است. این نگرش به دلیل آن است که بسیاری از کارشناسان معتقدند رفتار معامله‌گران در بازارهای مالی متأثر از ورود اطلاعات جدید است. حجم قراردادهای فعال نیز نشان‌دهنده تغییرات ایجاد شده در انتظارات فعالان بازار می‌باشد.

وجود ارتباط میان حجم معاملات و قیمت، زمینه را برای کاربرد آنالیزهای فنی[2] به جای تحلیل‌های بنیادین در این گونه بازارها فراهم می‌کند که در این خصوص می‌توان به مطالعات فوجیهارا و ماوگ[3] (۱۹۹۷) با به‌کارگیری مدل GARCH(۱,۱)[4]، موسی و سیلواپول[5] (۲۰۰۰) با کاربرد روش‌های علیت خطی و غیرخطی و کاکوجیل و شاچمورو (۱۹۹۸)[6] با به‌کارگیری مدل VAR ساختاری[7] اشاره نمود. به عبارت دیگر، در این مطالعات رابطه علی میان تغییرپذیری حجم معاملات و قیمت برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت قیمت مورد استفاده قرار می‌گیرد. این رابطه دلالت بر آن دارد که برای رونق و روانی معاملات آتی‌ها، بایستی تغییرپذیری در قیمت بازار وجود داشته باشد ضمن آنکه پایداری این ارتباط می‌تواند برای سفته‌بازان و پوشش‌دهندگان ریسک مناسب باشد.[8] برخی مطالعات اولیه در این زمینه مانند مطالعه کارپوف[9] (۱۹۸۷) نشان‌دهنده آن است که یک رابطه علی همزمان از حجم معاملات به تغییرات مطلق قیمت وجود دارد بدون آنکه علیت بین‌زمانی در همان جهت وجود داشته باشد.

گروهی از کارشناسان در مطالعات خود بر ورود دائمی اطلاعات به بازارهای مالی و تأثیر آن بر حجم قراردادهای فعال و تغییرات مطلق در قیمت توجه ویژه داشته‌اند. مالیریس و اروشا

1. Futures Prices
2. Technical Analysis
3. Fujihara and Mougoue
4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
5. Moosa and Silvapulle
6. Kocagil and Shachmurve
7. Structural Vector Autoregressive
8. Bhar and Hamori, (2005)
9. Karpoff

www.SID.ir

(۱۹۹۸)[1] با مدل ECM[2]، علیت دوطرفه میان قیمت و حجم قراردادهای فعال را در شش بازار آتی‌ها برای کالاهای کشاورزی نشان داده‌اند. رابطه علی قوی‌تری از سمت قیمت به حجم قراردادهای فعال در این مطالعه تأیید شده است. فوجیهارا و ماوگ (۱۹۹۷) نیز نتایج مشابهی در سه بازار نفتی با به‌کارگیری مدل VAR ساختاری و آزمون علیت غیرخطی استنتاج نموده‌اند.

علیت دو طرفه در برخی دیگر از مطالعات، با به‌کارگیری روش‌های متفاوت تأیید شده است که در این میان می‌توان به تحقیقات جیکوبس و آناچی[3] (۱۹۹۸) با به‌کارگیری مدل GARCH(۱,۱) برای تغییرپذیری بازده و حجم معاملات در چندین بازار آتی‌ها، مک‌کارتلی و نژند[4] (۱۹۹۳) با مدل‌سازی حالت- فضا (SSM)[5] در بازار آتی‌های ارز و هیمسترا و جونز (۱۹۹۴)[6] با بررسی رابطه علیت خطی و غیرخطی میان بازده آتی‌ها و حجم معاملات در بازار آتی‌های نفت اشاره نمود.

در برخی دیگر از مطالعات تجربی نیز بر جریان اطلاعات میان بازارهای دارایی تأکید می‌شود. در چنین مطالعاتی عمدتاً علیت در سطح میانگین آزمون می‌شود که البته بر تعامل میان واریانس‌های شرطی ارزش سهام دارایی‌ها متمرکز می‌باشد. اهمیت این موضوع بدان دلیل است که تغییر در واریانس نشان‌دهنده ورود اطلاعات به بازار و دریافت آن توسط فعالان بازار می‌باشد. تعامل میان واریانس‌های شرطی دلالت بر مکانیسم انتقال اطلاعات میان بازارهای دارایی دارد (ساسمل و انگل[7] (۱۹۹۴) و نژند و همکاران (۱۹۹۲)). انگل و همکاران (۱۹۹۰) نیز در مطالعه خود، زمان پردازش اطلاعات را به تغییرات واریانس مرتبط نموده‌اند.

درک تعامل میان واریانس‌های شرطی برای تشخیص وابستگی اطلاعاتی میان دو متغیر مرتبط، از اهمیت بسزایی برخوردار است ضمن آنکه الگوی علیت در واریانس، می‌تواند درک مناسبی از پویایی‌های مربوط به متغیرهای اقتصادی ایجاد کند. در مطالعه بار و هاموری[8] (۲۰۰۵) بر اساس آزمون علیت در سطح واریانس و با استفاده از داده‌های روزانه، نحوه انتقال اطلاعات بین بازدهی قراردادهای آتی نفت‌خام و حجم قراردادهای فعال بررسی شده است. نتیجه این مطالعه نشان‌دهنده

1. Malliaris and Urrutia
2. Error Correction Model
3. Jacobs and Onochie
4. McCarthy and Najand
5. StateSpace Modeling
6. Hiemstra and Jones
7. Susmel and Engle
8. Bhar and Hamori

www.SID.ir

آن است که علیت تنها در وقفه‌های بالاتر و از طرف بازدهی آتی‌ها به حجم قراردادهای فعال می‌باشد.

۳. مبانی نظری

در این مقاله جهت تشخیص رابطه علیت میان قیمت نفت خام و حجم قراردادهای فعال از الگوی خودرگرسیون برداری استفاده شده است. یک الگوی خودرگرسیونی برداری یا VAR ساختاری[1] دو متغیره در قالب معادلات (۱) تعریف می‌شود. فرض می‌کنیم روند زمانی متغیر y_t متأثر از مقادیر حال و گذشته x_t می‌باشد و روند زمانی x_t نیز از مقادیر حال و گذشته y_t تأثیر می‌پذیرد. نکته قابل توجه این است که u_{yt} و u_{xt} اجزای اخلال خالص موجود در x_t و y_t می‌باشد اما اگر $\beta_{۲۱}$ مساوی صفر نباشد، u_{yt} تأثیر غیرمستقیمی بر x_t خواهد داشت و اگر $\beta_{۱۲}$ مساوی صفر نباشد، u_{xt} تأثیر غیرمستقیم بر y_t برجای خواهد نهاد.

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_{۱.} + \beta_{۱۲}x_t + \gamma_{۱۱}y_{t-۱} + \gamma_{۱۲}x_{t-۱} + u_{yt} \\ x_t &= \alpha_{۲.} + \beta_{۲۱}y_t + \gamma_{۲۱}y_{t-۱} + \gamma_{۲۲}x_{t-۱} + u_{xt} \\ u_{xt}, u_{yt} &\sim N(۰, \sigma_t^۲) \end{aligned} \qquad (۱)$$

این سیستم را می‌توان به صورت مدل تقلیل‌یافته[2] یا فرم استاندارد VAR نوشت به‌طوری که هر متغیر تنها تابعی از وقفه‌های همان متغیر و سایر متغیرها باشد. در این فرم استاندارد، بردار $\mathbf{Z}_t$، برداری از متغیرهای وابسته است.

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{A}_۱ + \mathbf{A}_۲\mathbf{Z}_{t-۱} + \mathbf{e}_t \qquad (۲)$$

در هر یک از معادلات مدل VAR فوق‌الذکر، تنها متغیرهای از پیش‌تعیین‌شده وجود دارد و بنا به فرض، جملات خطا دارای واریانس ثابت بوده و فاقد همبستگی پیاپی می‌باشد. لذا با فرض آنکه متغیرهای بردار $\mathbf{Z}_t$ مانا بوده و تمامی معادلات سمت راست حاوی متغیرهای با وقفه یکسانی باشد هر یک از معادلات موجود در سیستم را می‌توان با روش OLS برآورد نمود. در این حالت برآوردکننده‌های OLS سازگار و مجانباً کارا هستند.

1. Structural VAR
2. Reduced Form

Archive of SID

www.SID.ir

یکی از اهداف اصلی در فرآیند تشخیص مدل VAR، یافتن مدل‌هایی است که در آن تعداد وقفه متغیرها حداقل باشد. اگر وقفه‌ها خیلی کم باشد مدل دارای خطای تصریح خواهد بود و اگر وقفه‌ها بیش از اندازه بزرگ باشد، درجه آزادی کاهش خواهد یافت. انتخاب متغیرهایی که می‌بایست در مدل وارد شود بر اساس نظریه‌های رایج اقتصادی صورت می‌پذیرد و معیارهای تعیین طول وقفه نظیر آکائیک[1]، شوارتز-بیزین[2] و حنان-کوئین[3] به منظور تعیین تعداد وقفه بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد. هر اندازه این معیارها برای وقفه‌ای کمتر باشد، آن تعداد وقفه بهینه محسوب می‌شود. البته ممکن است در مدل VAR بعضی از پارامترهای برآورد شده از منظر آماری معنی‌دار نباشد اما بایستی به این نکته توجه نمود که هدف از تخمین این مدل‌ها عمدتاً دستیابی به روابط اساسی موجود میان متغیرهاست و نه به‌دست آوردن پیش‌بینی‌های دقیق کوتاه‌مدت. بنابراین یک راهکار برای بررسی وجود رابطه علّی در بین متغیرها، آزمون وجود وقفه‌های یک متغیر در معادله متغیر دیگر می‌باشد.

اگر در یک مدل VAR تمامی ضرایب مربوط به وقفه‌های یک متغیر در معادله متغیر دیگر، صفر باشد آنگاه آن متغیر تأثیری بر متغیر دیگر نخواهد داشت. برای بررسی این موضوع از آزمون علیت گرنجر استفاده می‌شود که در آن، آماره آزمون والد با توزیع کای‌دو مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل VAR ابزار مناسبی برای بررسی رابطه بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی به شمار می‌آید، از این‌رو در این مطالعه از این مدل برای بررسی رابطه علی میان قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال استفاده شده است.

٤. جمع‌آوری داده‌های تحقیق و تخمین مدل

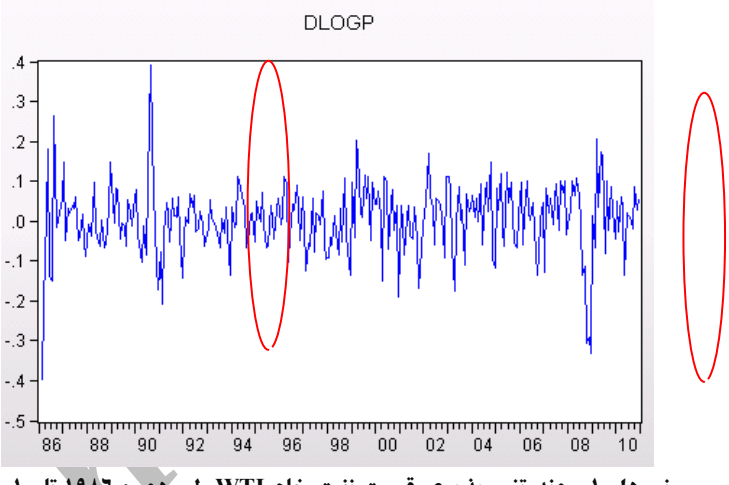
٤-١. داده‌های تحقیق

آمار مربوط به قیمت نفت خام WTI برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۶ که با P_{WTI}[4] نشان داده می‌شود از سایت اداره اطلاعات انرژی آمریکا[5] و آمار مربوط به حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس طی دوره مورد بررسی که با OIV[6] نشان داده می‌شود از سایت کمیسیون معاملات

1. Akaikc Information Criterion-AIC
2. Schwartz-Bayesian Information Criterion-SBC
3. Hannan-Quinn Criterion- HQC
4. West Texas Intermediate Spot Price FOB (Dollars per Barrel)
5. Energy Information Administration (EIA), www.eia.doe.gov.
6. Open Interest All , CRUDE OIL, LIGHT 'SWEET' - NYMEX

www.SID.ir

آتی‌های کالا[1] (CFTC) جمع‌آوری شده است. با توجه به مطالعات مطرح شده در پیشینه تحقیق، غالباً تأثیر تلاطم قیمت و نه سطح قیمت بر حجم معاملات در بازارهای مالی بررسی می‌شود. به عبارت دیگر، تغییرپذیری قیمت نفت خام نظیر برخی متغیرها مانند نرخ ارز و یا قیمت طلا دارای دوره‌های پرنوسان و کم‌نوسان می‌باشد. سری زمانی تغییرپذیری قیمت نفت خام با دوره‌های پرنوسان طی سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۹۰ و ۲۰۰۹-۲۰۰۸ در نمودار (۱) ملاحظه می‌گردد. یادآوری می‌شود که ترسیم این نمودار برای دوره زمانی طولانی‌تر حکایت از دوره‌های پرنوسان بیشتری دارد که عمدتاً با شوک‌های نفتی همزمان است اما با توجه به آنکه دوره زمانی مورد مطالعه ۲۰۱۰-۱۹۸۶ می‌باشد به‌کارگیری آمار قیمت نفت خام برای دوره قبل، ضروری به نظر نمی‌رسد.



نمودار ۱. روند تغییرپذیری قیمت نفت خام WTI طی دوره ۱۹۸٦ تا ۲۰۱۰

مأخذ: محاسبات نویسنده

به هنگام تصریح مدل در بسیاری از مطالعات اقتصادی، به دلیل وجود چنین نوسانات قابل ملاحظه در قیمت نفت خام، از سری نااطمینانی قیمت نفت خام با عنوان تلاطم قیمت ($VOLP_{WTI}$)[2] استفاده می‌شود که در واقع رابطه میان تلاطم قیمت نفت خام با سایر متغیرهایی که به لحاظ نظری مرتبط با قیمت هستند بررسی می‌شود. شاخص‌هایی که برای محاسبه تلاطم یک متغیر استفاده می‌شود متنوع است اما تنها برخی از آنها معتبر و مناسب می‌باشد. محاسبه تلاطم در

1. U.S. Commodity Futures Trading Commission(CFTC), www.cftc.gov.
2. Volatility of WTI Prices

www.SID.ir

این مقاله بر اساس واریانس شرطی قیمت نفت خام WTI و بر مبنای الگوی GARCH(۱,۱) صورت گرفته است. در ادامه، ضمن بررسی مانایی متغیرها به تصریح الگوی تلاطم قیمت نفت خام WTI و الگوی VAR می‌پردازیم.

٤-۲. آزمون وجود ریشه واحد و محاسبه تلاطم قیمت نفت خام WTI

همانطور که در بخش مبانی نظری اشاره نمودیم با فرض آنکه در مدل VAR متغیرهای درونزا مانا بوده و تمامی معادلات سمت راست حاوی متغیرهای با وقفه یکسانی باشد آنگاه هر یک از معادلات موجود در سیستم را می‌توان به روش OLS برآورد نمود. در این حالت، برآوردکننده‌های OLS سازگار و مجانباً کارا هستند. جدول (۱) نشان‌دهنده خلاصه نتایج مربوط به آزمون مانایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول است.

جدول ۱. نتایج آزمون وجود ریشه واحد برای قیمت WTI و قراردادهای فعال در بورس نایمکس

	متغیر		آماره t	احتمال	نتیجه
متغیرها در سطح	عرض از مبدأ و روند	P_{WTI}	-۳/۸۷۳۷	۰/۰۱۴۳	مانا**
		OIV	-۱/۴۳۲۵	۰/۸۴۹۶	نامانا
	عرض از مبدأ	P_{WTI}	-۲/۰۴۴	۰/۲۶۷۹	نامانا
		OIV	۰/۱۸۵۸	۰/۹۷۱۳	نامانا
	بدون عرض از مبدأ و روند	P_{WTI}	-۰/۵۸۵۴	۰/۴۶۳۱	نامانا
		OIV	۲/۰۴۶۲	۰/۹۹۰۵	نامانا
متغیرها در تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدأ و روند	ΔP_{WTI}	-۷/۹۶۹۱	۰/۰۰۰۰	مانا
		ΔOIV	-۱۶/۳۵۰۷	۰/۰۰۰۰	مانا
	عرض از مبدأ	ΔP_{WTI}	-۷/۹۶۵۸	۰/۰۰۰۰	مانا
		ΔOIV	-۱۶/۳۳۳۰	۰/۰۰۰۰	مانا

مأخذ: محاسبات نویسنده

* بررسی مانایی متغیرها در سطح α=۰/۰۵

** قیمت نفت خام WTI در سطح احتمال ۹۵ درصد و با وجود روند و عرض از مبدأ، مانا می‌باشد اما به دلیل آنکه ضریب روند معنی‌دار نیست، مانایی متغیر در سطح و بدون روند ملاک قرار می‌گیرد که در این صورت متغیر ناماناست.

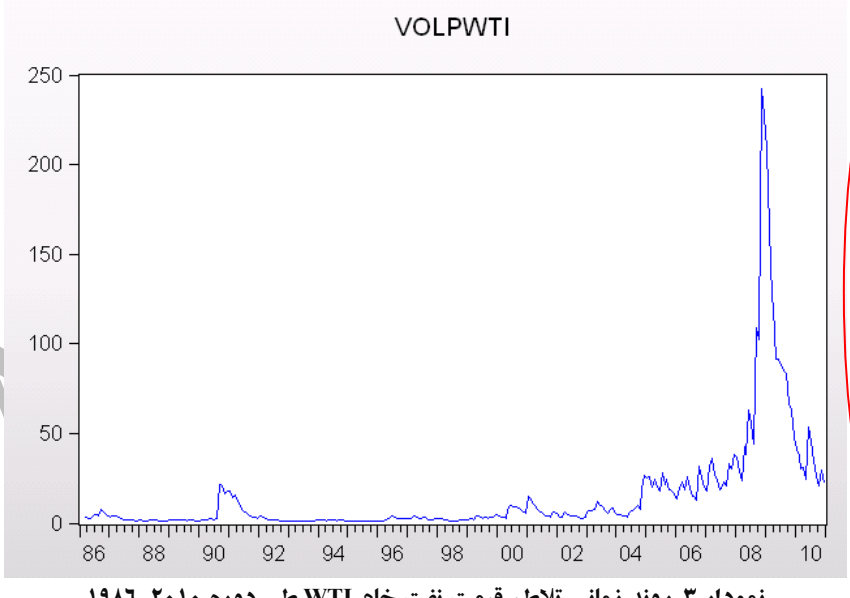
Archive of SID

www.SID.ir

بر اساس نتایج جدول (۱) مانا بودن متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و هر دو متغیر انباشته از مرتبه یک یا I(۱) می‌باشد اما تفاضل مرتبه اول آنها ماناست. هدف اصلی، بررسی رابطه میان حجم قراردادهای فعال و تلاطم قیمت نفت خام WTI می‌باشد، بنابراین سری تلاطم با توجه به معادلات میانگین و واریانس که در قالب معادلات (۳) و (۴) نشان داده شده است به دست آمده و مانایی آن در جدول (۲) بررسی شده است. البته ضروری است توجه شود که معادله میانگین در قالب یک مدل AR(۱) و با توجه به نمودار خودهمبستگی تفاضل مرتبه اول قیمت و معادله واریانس نیز بر اساس صحت آزمون وجود واریانس ناهمسانی در سری باقیمانده تخمین در قالب یک فرآیند GARCH(۱,۱) تصریح شده است. نمودار (۳) نشان‌دهنده روند تلاطم قیمت نفت خام طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۶ و جدول (۲) نشان‌دهنده نتایج مربوط به بررسی مانایی تلاطم قیمت نفت خام WTI می‌باشد. نتایج تخمین در پیوست «الف» مقاله موجود است.

$$dP_{WTI} = c_1 dP_{WTI}(-1) + u_t \qquad (۳)$$

$$\sigma_t^2 = c_2 + c_3 u_{t-1}^t + c_4 \sigma_{t-1}^2 \qquad (۴)$$



نمودار ۳. روند زمانی تلاطم قیمت نفت خام WTI طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۶

مأخذ: محاسبات نویسنده

www.SID.ir

جدول ۲. نتایج آزمون وجود ریشه واحد برای تلاطم قیمت WTI

متغیر		آماره t	احتمال	نتیجه
بررسی مانایی $VOLP_{WTI}$ در سطح	عرض از مبدأ و روند	-۳/۹۲۷۶	۰/۰۱۲۱	مانا
	عرض از مبدأ	-۳/۲۳۵۸	۰/۰۱۹۰	مانا
	بدون عرض از مبدأ و روند	-۲/۸۱۵۴	۰/۰۰۴۹	مانا

مأخذ: محاسبات نویسنده

* بررسی مانایی متغیرها در سطح α=۰/۰۵

۴-۳. تخمین مدل VAR

اکنون برای بررسی رابطه میان تلاطم قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس به تخمین مدل VAR می‌پردازیم. همانطور که در مبانی نظری اشاره شد نخست باید میزان وقفه بهینه متغیرها در مدل را مشخص نمود که بر اساس نتایج معیار اطلاعات شوارتز در بخش «ب» پیوست، تعداد وقفه بهینه مدل معادل سه وقفه می‌باشد. تخمین مدل VAR با سه وقفه بر اساس معادلات (۵) و (۶) صورت گرفته و نتایج آن در جدول (۳) ذکر شده است.

$$VOLP_{WTI} = c_{1.} + c_{11}VOLP_{WTI}(-1) + c_{12}VOLP_{WTI}(-2) + c_{13}VOLP_{WTI}(-3) + c_{14}d\big(OIV(-1)\big) + c_{15}d\big(OIV(-2)\big) + c_{16}d\big(OIV(-3)\big) + e_{VOLP} \quad (5)$$

$$d(OIV) = c_{2.} + c_{21}VOLP_{WTI}(-1) + c_{22}VOLP_{WTI}(-2) + c_{23}VOLP_{WTI}(-3) + c_{24}d\big(OIV(-1)\big) + c_{25}d\big(OIV(-2)\big) + c_{26}d\big(OIV(-3)\big) + e_{OIV} \quad (6)$$

بر اساس نتایج جدول (۳) ملاحظه می‌گردد که با توجه به آماره F ضرایب معادله (۵) معنی‌دار می‌باشد هرچند بر اساس آماره t وقفه سوم تفاضل حجم قراردادهای فعال معنی‌دار نیست. به عبارت دیگر، $VOLP_{WTI}$ تابعی از وقفه‌های اول تا سوم خود و وقفه‌های اول و دوم $d(OIV)$ است. بر اساس سری زمانی مربوط به تلاطم قیمت نفت خام و حجم قراردادهای فعال ملاحظه می‌کنیم که افزایش حجم معاملات، سبب افزایش کارایی بازارهای مالی و در نتیجه کاهش نااطمینانی قیمت نفت خام می‌گردد که این مسئله در مدل VAR تخمین زده شده نیز تأیید می‌شود. اما عکس رابطه فوق‌الذکر بر اساس معادله (۶) و با توجه به میزان آماره F قابل تأیید نیست. جهت بررسی رابطه علیت به ملاحظه نتایج رابطه علیت گرنجری بر اساس آزمون والد در بین متغیرها می‌پردازیم. در این آزمون نیز صفر بودن ضرایب وقفه‌های مربوط به تفاضل حجم

Archive of SID

www.SID.ir

قراردادهای فعال در معادله (۵) و همچنین صفر بودن ضرایب وقفه‌های مربوط به نااطمینانی قیمت نفت خام WTI در معادله (۶) بررسی می‌گردد. نتایج این آزمون در جدول (۴) قابل ملاحظه است.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل VAR برای تلاطم قیمت نفت خام WTI و تفاضل حجم قراردادهای فعال در بازار نایمکس طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۶

متغیر وابسته: تلاطم قیمت تک‌محموله نفت‌خام $VOLP_{WTI}$			متغیر وابسته: تفاضل حجم قراردادهای فعال $d(OIV)$		
عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t
$c_{۱.}$	۱/۶۶۲۱	۲/۴۹۴۷۹	$c_{۲.}$	۵۰۳۴۸۳۱	۲/۳۵۵۴۸
$VolP_{WTI}(-۱)$	۰/۸۹۶۷	۱۵/۹۴۲۹	$d(OIV(-۱))$	۰/۰۵۶۴۱۵	۰/۹۷۹۷۶
$VolP_{WTI}(-۲)$	۰/۳۰۵۲	۴/۰۴۸۸۸	$d(OIV(-۲))$	-۰/۰۳۷۴۰۰	-۰/۶۴۳۶۰
$VolP_{WTI}(-۳)$	-۰/۲۸۱۷	-۵/۰۲۵۴۳	$d(OIV(-۳))$	-۰/۱۸۶۹۹۷	-۳/۱۵۸۸۷
$d(OIV(-۱))$	-۴/۰۲E-۰۸	-۲/۲۳۹۸۹	$VolP_{WTI}(-۱)$	-۲۸۴۲۸۴/۳	-۱/۵۷۵۹۸
$d(OIV(-۲))$	-۳/۸۹E-۰۸	-۲/۱۴۶۴۲	$VolP_{WTI}(-۲)$	۵۶۴۳۳۷/۲	۲/۳۳۴۶۸
$d(OIV(-۳))$	-۱/۹۰E-۰۸	-۱/۰۳۳۰۶۷	$VolP_{WTI}(-۳)$	-۲۷۸۷۰۴	-۱/۵۵۰۶۲
آماره‌های تخمین			آماره‌های تخمین		
آماره F	۴۰۹/۵۴۷۱		آماره F	۲/۹۵۷۱۷۷	
لگاریتم تابع درستنمایی	-۱۰۹۴/۸۷۶		لگاریتم تابع درستنمایی	-۵۵۱۴/۲۶۲	
معیار شوارتز	۷/۵۵۷۸۳۴		معیار شوارتز	۳۷/۵۱۹۷۷	
معیار آکائیک	۷/۴۷۰۳۴۶		معیار آکائیک	۳۷/۴۳۲۲۸	

مأخذ: محاسبات نویسنده

جدول ٤. نتایج آزمون علیت گرنجری در مدل VAR

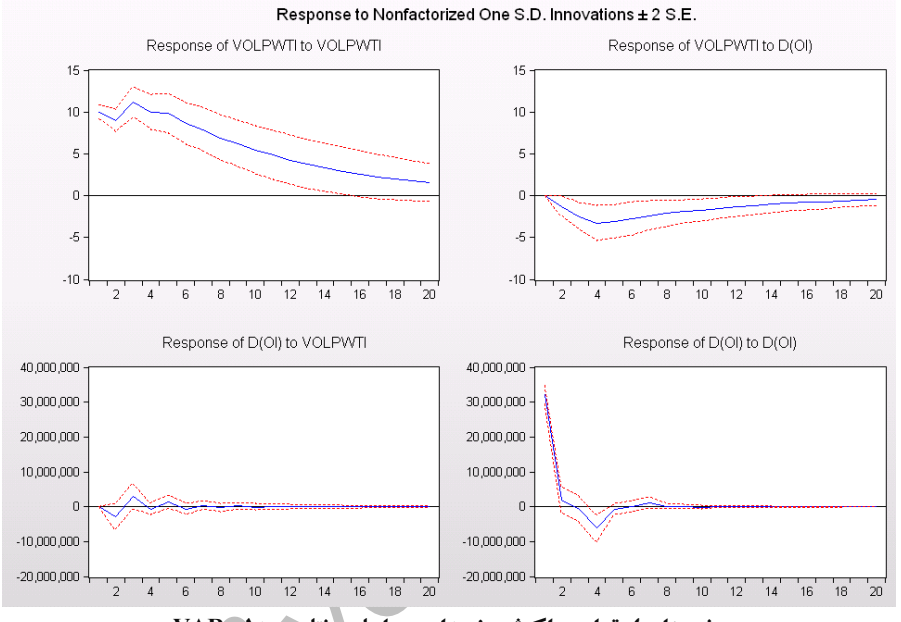
متغیر وابسته: تلاطم قیمت نفت‌خام WTI ($VolP_{WTI}$)			متغیر وابسته: تفاضل حجم قراردادهای فعال $d(OIV)$		
فرضیه صفر: صفر بودن ضرایب وقفه‌های مربوط به تفاضل حجم قراردادهای فعال			فرضیه صفر: صفر بودن ضرایب وقفه‌های مربوط به تلاطم قیمت نفت‌خام WTI		
آماره کای - دو	درجه آزادی	احتمال	آماره کای - دو	درجه آزادی	احتمال
۱۱/۱۴۷۴	۳	۰/۰۱۱۰	۵/۴۵۱۰	۳	۰/۱۴۱۶
نتیجه: فرضیه صفر رد می‌شود			نتیجه: فرضیه صفر تأیید می‌شود		

مأخذ: محاسبات نویسنده

بر اساس نتایج جدول (۳) تفاضل حجم قراردادهای فعال تأثیر معنی‌داری بر تلاطم قیمت نفت خام WTI در بورس نایمکس دارد اما عکس این رابطه برقرار نیست. در واقع جهت علیت از

www.SID.ir

تفاضل حجم قراردادهای فعال به تلاطم قیمت نفت خام WTI می‌باشد. علیت گرنجر، تنها علیت باوقفه را نشان می‌دهد، از این‌رو برای بررسی علیت همزمانی می‌توان از توابع واکنش ضربه‌ای[1] یا IRF که در نمودار (۴) نشان داده شده استفاده نمود.[2]



نمودار ٤. توابع واکنش ضربه‌ای بر اساس نتایج مدل VAR

مأخذ: محاسبات نویسنده

در این توابع، میرا بودن اثر شوک‌های وارده بر جزء خطا بر سری متغیرها نشان‌دهنده مانایی کل سیستم می‌باشد. اما همانطور که در نمودار مربوط به عکس‌العمل تلاطم قیمت به یک واحد

1. Impulse Response Function

۲. خاطر نشان می‌گردد که برای ترسیم این توابع از شوک به میزان یک انحراف معیار استفاده شده است زیرا واحدهای دو سری بسیار متفاوت می‌باشد. ضمن آنکه به منظور استفاده از این معیار، صفر بودن ضریب همبستگی میان باقیمانده‌های دو معادله به لحاظ آماری بایستی تأیید شود که صفر بودن کوواریانس‌ها با توجه به فاصله اطمینان $\pm 2SE$ یا $\pm \frac{2}{\sqrt{t}}$ که در این مطالعه معادل [۰/۱۴, +۰/۱۴-] است سنجیده می‌شود. در جدول ذیل، ضرایب همبستگی میان باقیمانده‌های دو معادله نشان داده شده است.

	VOL(PWTI)	D(OIV)
VOL(PWTI)	۱/۰۰۰۰۰۰	-۰/۰۸۶۶۰۵
D(OIV)	-۰/۰۸۶۶۰۵	۱/۰۰۰۰۰۰

Archive
www.SID.ir

شوک در جزء خطای مربوط به معادله دوم یا تفاضل حجم قراردادهای فعال[1] مشاهده می‌گردد اثر یک واحد شوک، پس از ۴ دوره به حداکثر خود رسیده و سپس میرا می‌شود و تا ۲۰ دوره بعد از میان می‌رود. در نمودار عکس‌العمل مربوط به تفاضل حجم قراردادهای فعال به یک واحد شوک در جزء خطای معادله اول یا تلاطم قیمت[2] مشاهده می‌گردد که IRF تفاوت معنی‌داری از صفر ندارد. به عبارت دیگر، اثر شوک‌های تلاطم قیمت بر تفاضل حجم قراردادهای فعال تصادفی بوده و این شوک‌ها اثر معنی‌داری بر تفاضل حجم قراردادهای فعال ندارند. تجزیه واریانس نیز که در بخش «ج» پیوست نشان داده شده است تأییدی بر نقش مؤثر شوک‌های تفاضل حجم قراردادهای فعال بر واریانس خطای پیش‌بینی تلاطم قیمت دارد و یا آنکه درون‌زایی تفاضل حجم قراردادهای فعال نسبت به تلاطم قیمت نفت خام WTI را نشان می‌دهد.

همانطور که ملاحظه نمودیم در مدل VAR فوق‌الذکر، تفاضل حجم قراردادهای فعال مورد استفاده قرار گرفته است اما سؤال این است که چنانچه بخواهیم رابطه علی میان سطح قیمت و حجم قراردادهای فعال را بررسی کنیم نتایج به چه صورت خواهد بود؟ به عبارت دیگر، با به‌کارگیری سری حجم قراردادهای فعال در مدل VAR این سؤال مطرح می‌شود که آیا در صورت نامانا بودن متغیرها، ضرایب مربوط معنی‌دار می‌باشد؟ سیمز، استاک و واتسون[3] (۱۹۹۰) معتقدند که در صورت نامانا بودن متغیرهای موجود در معادلات VAR ساختاری، نباید تفاضل آنها در نظر گرفته شود زیرا با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی که نشان‌دهنده وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهاست از بین می‌رود. به ترتیبی مشابه نیز استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در مدل نیست. بایستی به این نکته توجه داشت که هدف از تحلیل VAR، تعیین روابط متقابل میان متغیرهاست و نه برآورد پارامترها. بنابراین بایستی نوع متغیرهایی که در مدل VAR وارد می‌شوند با فرآیند واقعی تولید داده‌ها انطباق داشته باشد. البته برقراری تعادل در شرایط وجود متغیرهای نامانا منوط به وجود یک ترکیب خطی مانا از این متغیرهاست. به عبارت دیگر، بایستی رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای نامانا برقرار باشد. در صورت اثبات این رابطه یا هم‌انباشتگی متغیرها می‌توان از مدل تصحیح خطا استفاده نمود که در آن، تغییرات کوتاه‌مدت متغیرهای سیستم بر اساس انحراف سیستم از تعادل بلندمدت نشان داده می‌شود.

1. Response of VOLPWTI to d(OIV)
2. Response of d(OIV) to VOLPWTI
3. C. Sims, J. Stock and M. W. Watson

www.SID.ir

برای اثبات هم‌انباشتگی متغیرها و یا اینکه آیا ترکیبی خطی I(۰) از دو متغیر سطح قیمت و حجم قراردادهای فعال که هر دو I(۱) می‌باشد وجود دارد از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن[1] استفاده می‌گردد. با توجه به نتایج آزمون و اطمینان از برقراری رابطه CI(۱,۱) می‌توان از یک مدل تصحیح خطا برای تبیین رابطه علیت میان آنها بهره جست که در این حالت، برآوردگرهای OLS از معادلات سیستم، فوق سازگار[2] می‌باشد. بر اساس جدول (۵) یا نتایج آزمون یوهانسن، وجود یک بردار هم‌انباشتگی میان سطح قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس در حالت بدون عرض از مبدأ و روند تأیید شده است. البته نتایج محاسبات بر اساس حالت‌های مختلف عرض از مبدأ و روند نیز نشان‌دهنده وجود یک بردار هم‌انباشتگی میان دو متغیر می‌باشد که این نتایج به طور کامل در بخش «د» پیوست ذکر شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون یوهانسن برای تأیید هم‌انباشتگی میان قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس

آزمون اثر				
تعداد بردارهای هم‌انباشتگی	ریشه مشخصه	آماره اثر	مقدار بحرانی در سطح α=۰/۰۵	احتمال
نبود بردار هم‌انباشتگی	۰/۱۲۱۷	۴۲/۴۹۹۵	۱۲/۳۲۰۹	۰/۰۰۰
وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی	۰/۰۱۳۲۰	۳/۹۴۸۷	۴/۱۲۹۹	۰/۰۵۵۶
آزمون حداکثر ریشه مشخصه				
تعداد بردارهای هم‌انباشتگی	ریشه مشخصه	آماره حداکثر ریشه مشخصه	مقدار بحرانی در سطح α=۰/۰۵	احتمال
نبود بردار هم‌انباشتگی	۰/۱۲۱۷	۳۸/۵۵۰۷	۱۱/۲۲۴۸	۰/۰۰۰
وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی	۰/۰۱۳۲	۳/۹۴۸۷	۴/۱۲۹۹	۰/۰۵۵۶

مأخذ: محاسبات نویسنده

1. Johansen
2. Superconsistent

Archive of SID

www.SID.ir

٤-٤. تخمین مدل VECM

اکنون برای بررسی رابطه میان دو متغیر نامانای سطح قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس، به تخمین مدل VECM می‌پردازیم. برای این منظور ابتدا باید میزان وقفه بهینه متغیرها در مدل را مشخص نمود که بر اساس نتایج معیار اطلاعات شوارتز، تعداد وقفه بهینه مدل معادل دو وقفه است. تخمین مدل VECM با دو وقفه بر اساس معادلات (۷) و (۸) صورت گرفته و نتایج آن در جدول (۶) ذکر شده است، ضمن آنکه نتایج حاصل از بررسی رابطه علیت میان متغیرها بر اساس تخمین VECM در جدول (۷) ملاحظه می‌گردد. بر اساس آزمون علیت گرنجر، رابطه علیت میان دو متغیر بر اساس مدل VECM تأیید نمی‌شود.

$$dP_{WTI} = c_{1.} + \alpha_{11}\left(\beta_{11}P_{WTI}(-1) + \beta_{12}OIV(-1) + \beta_{13}\right) + c_{11}d\left(P_{WTI}(-1)\right) + c_{12}d\left(P_{WTI}(-2)\right) + c_{13}d\left(OIV(-1)\right) + c_{14}d\left(OIV(-2)\right) + e_P \quad (۷)$$

$$d(OIV) = c_{2.} + \alpha_{21}\left(\beta_{11}P_{WTI}(-1) + \beta_{12}OIV(-1) + \beta_{13}\right) + c_{21}d\left(P_{WTI}(-1)\right) + c_{22}d\left(P_{WTI}(-2)\right) + c_{23}d\left(OIV(-1)\right) + c_{24}d\left(OIV(-2)\right) + e_{OIV} \quad (۸)$$

جدول ٦. نتایج برآورد مدل VECM برای قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸٦

بردار هم‌انباشتگی		
$P_{WTI}(-1)$	$OIV(-1)$	C
۱	-۶.۰۸E-۰۸ [-۱۴.۶۵۹۶]	۰.۶۷۳۵

معادلات تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته: تفاضل قیمت نفت‌خام WTI			متغیر وابسته: تفاضل حجم قراردادهای فعال OIV		
	ضریب	آماره t		ضریب	آماره t
معادله هم‌انباشتگی	-۰/۱۲۳۶	-۶/۳۳۴۸	معادله هم‌انباشتگی	-۳۴۵۳۶۱	-۱/۷۸۳۷
C	۰/۱۶۱۷	۰/۸۳۴۸	C	۴۵۳۷۰۴۰	۲/۳۶۰۰
$dP_{WTI}(-1)$	۰/۳۶۶۵	۶/۴۵۳۱	$dP_{WTI}(-1)$	-۵۵۵۵۱۷/۲	-۰/۹۸۵۶
$dP_{WTI}(-2)$	۰/۲۱۴۵	۳/۶۸۳۳	$dP_{WTI}(-2)$	-۳۰۸۷۷۲/۹	-۰/۵۳۴۲
$dOIV(-1)$	-۷/۷۱E-۰۹	-۱/۲۲۸۲	$dOIV(-1)$	۰/۰۴۶۵۷	۰/۷۴۸۱
$dOIV(-2)$	۶/۳۷E-۱۰	۰/۱۰۲۰	$dOIV(-2)$	-۰/۰۴۶۵	-۰/۷۵۰۷
آماره F	۲۴/۸۹۱۴		آماره F	۱/۶۵۴۹	
لگاریتم تابع درستنمایی	-۷۷۰/۶۱۱		لگاریتم تابع درستنمایی	-۵۵۵۵/۳۷	
معیار شوارتز	۵/۳۰۴۳		معیار شوارتز	۳۷/۵۲۴۹	
معیار آکائیک	۵/۲۲۹۷		معیار آکائیک	۳۷/۴۵۰۳	

مأخذ: محاسبات نویسنده

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۷. نتایج آزمون علیت گرنجری در مدل VECM

متغیر وابسته: تفاضل قیمت نفت‌خام WTI (dP_{WTI}) فرضیه صفر: صفر بودن ضرایب وقفه‌های مربوط به تفاضل حجم قراردادهای فعال			متغیر وابسته: تفاضل حجم قراردادهای فعال ($dOIV$) فرضیه صفر: صفر بودن ضرایب وقفه‌های مربوط به تفاضل قیمت نفت‌خام WTI		
آماره کای – دو	درجه آزادی	احتمال	آماره کای – دو	درجه آزادی	احتمال
۱/۵۱۲۸	۲	۰/۴۶۹۳	۲/۱۱۰۲	۲	۰/۳۴۸۱
نتیجه: فرضیه صفر تأیید می‌شود			نتیجه: فرضیه صفر تأیید می‌شود		

مأخذ: محاسبات نویسنده

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بررسی تغییرات قیمت نفت خام به منظور پیش‌بینی روند آتی آن از اهمیت بسزایی برخوردار است. پس از تشکیل بورس‌های نفتی، یکی از مسائلی که همواره نظر کارشناسان بازارهای جهانی نفت را به خود جلب نموده تأثیر حجم قراردادهای فعال در این بازارها می‌باشد. به همین دلیل، مطالعات فراوانی به منظور بررسی اثرگذاری قراردادهای فعال در این بازارها بر قیمت نفت خام و یا بالعکس صورت گرفته است که به اجمال در پیشینه تحقیق به آنها پرداخته شد.

در این مقاله به دنبال پاسخ به این سؤال بودیم که آیا حجم قراردادهای فعال نفت خام در بورس نایمکس تابعی از سطح و تلاطم قیمت نفت خام WTI در بازارهای اسپات می‌باشد؟ البته باید توجه داشت که متغیرهای بسیاری بر قیمت اسپات نفت خام و حجم قراردادهای فعال در بورس‌های نفتی تأثیرگذار است که در این مقاله صرفاً سعی نمودیم روابط میان این دو متغیر را بررسی نماییم. از این‌رو، با استفاده از تحلیل‌های سری زمانی به بررسی جهت علیت بین تلاطم قیمت نفت خام WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس پرداختیم و با استفاده از مدل VAR این نتیجه حاصل شد که در بلندمدت، سطح علیت از طرف حجم قراردادهای فعال به تلاطم قیمت نفت خام WTI قابل تأیید است به گونه‌ای که با افزایش حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس و افزایش کارایی بازار، نااطمینانی و یا تلاطم قیمت اسپات WTI کاهش می‌یابد. این امر نیز بر اساس شواهد تجربی تأیید می‌شود، در حالی که بر اساس تخمین مدل VAR مقید یا (VECM) رابطه علیت بین سطح قیمت اسپات WTI و حجم قراردادهای فعال در بورس نایمکس قابل تأیید نمی‌باشد. به عبارت دیگر، حجم قراردادهای فعال در بورس بیش از آنکه

Archive of SID

www.SID.ir

تابعی از سطح قیمت باشد تابعی از انتظارات قیمتی است که عمدتاً در قیمت آتی‌های نفت خام تأثیرگذار است هرچند وجود رابطه علیت در وقفه‌های بالاتر مدل VECM قابل تأیید می‌باشد.

منابع

الف- فارسی

اندرس، والتر (۱۹۹۵)، *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*، ترجمه: مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، ۱۳۸۶، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

گجراتی، دامودار (۱۹۸۸)، *مبانی اقتصادسنجی*، ترجمه: حمید ابریشمی، ۱۳۷۱، انتشارات دانشگاه تهران.

ب- انگلیسی

Bhar, R. and S. Hamori (2005), "Causality in Variance and the Type of Traders in Crude Oil Futures", *Energy Economics*, no. 27, pp. 527-539.

Edwards, S. and R. Susmel (2001), "Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets", NBER Working Paper, no. 8506.

EIA website: www.eia.doe.gov

Engle, R. F., T. Ito and K. L. Lin (1990), "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market", *Econometrica*, vol. 58, no. 3, pp. 525- 542.

Fujihara, R. A. and M. Mougoue (1997), "An Examination of Linear and Nonlinear Causal Relationships between Price Variability and Volume in Petroleum Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, vol. 17, no. 4, pp. 385-416.

Gallant, R., P. Rossi and G. Tauchen (1992), "Stock Prices and Volume", *Review of Financial Studies*, vol. 5, Iss. 2, pp. 199-242.

Granger, C. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 111-120.

Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994), "Testing for Linear and Non-Linear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation", *Journal of Finance*, no. 49, Iss. 5, pp. 1639-1664.

Jacobs, M. and J. Onochie (1998), "A Bivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-in-Mean Study of the Relationship between Return Variability and Trading Volume in International Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, vol. 18, no. 4, pp. 379- 397.

Archive of SID

www.SID.ir

Karpoff, J. M. (1987), "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 22, no. 1, pp. 109-126.

Kocagil, A. E. and Y. Shachmurove (1998), "Return–Volume Dynamics in Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, vol. 18, no. 4, pp. 399-426.

Lee, T. and J. Zyren (2007), "Volatility Relationship between Crude Oil and Petroleum Products", *Atlantic Economic Journal*, vol. 35, Iss. 1, pp. 97-112.

LinU, S. X. and M. N. Tamvakis (2001), "Spillover Effects in Energy Futures Markets", *Energy Economics*, vol. 23, Iss. 1, pp. 43-56.

Malliaris, A.G. and J. L Urrutia (1998), "Volume and Price Relationship: Hypothesis Testing for Agricultural Futures", *Journal of Futures Markets*, vol. 18, no. 1, pp. 53-72.

McCarthy, J. and M. R. Najand (1993), "State-Space Modeling of Price and Volume Dependence: Evidence from Currency Futures", *Journal of Futures Markets*, vol. 13, no. 4, pp. 335- 344.

Meyres, T. A. (1994), *The Technical Analysis Course*, (revised ed.), Chicago: Irwin.

Moosa, I. A. and P. Silvapulle (2000), "The Price-Volume Relationship in the Crude Oil Futures Market: Some Results based on Linear and Nonlinear Causality Testing", *International Review of Economics and Finance*, vol. 9, Iss. 1, pp. 11-30.

Najand, M., R. and K. Yung (1992), "Inter-Currency Transmission of Volatility in Foreign Exchange Futures", *Journal of Futures Markets*, vol. 12, no. 6, pp. 609- 620.

Sims, C., J. Stock and M. W. Watson (1990), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, no. 58, pp. 113-144.

Susmel, R. and R. F. Engle (1994), "Hourly Volatility Spillover between National Equity Markets", *Journal of International Money and Finance*, vol. 13, Iss. 1, pp. 3-25.

U.S. Commodity Futures Trading Commission, www.cftc.gov.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ۱. نتایج تخمین در مدل مورد بررسی

الف- معادله میانگین و واریانس تلاطم قیمت نفت خام WTI

Dependent Variable: D(PWTI)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 22/01/11 Time: 20:00
Sample (adjusted): 1986M03 2010M12
Included observations: 298 after adjustments
Convergence achieved after 18 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.243104	0.063831	3.808533	0.0001
Variance Equation				
C	0.087848	0.063440	1.384743	0.1661
RESID(-1)^2	0.274651	0.053999	5.086272	0.0000
GARCH(-1)	0.758402	0.042640	17.78617	0.0000

R-squared	0.143941	Mean dependent var	0.247315
Adjusted R-squared	0.143941	S.D. dependent var	3.876034
S.E. of regression	3.586241	Akaike info criterion	4.519988
Sum squared resid	3819.754	Schwarz criterion	4.569613
Log likelihood	-669.4782	Hannan-Quinn criter.	4.539853
Durbin-Watson stat	1.688693		

Inverted AR Roots	.24

Archive

www.SID.ir

ب- تعداد وقفه بهینه در مدل VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: VOLPWTI D(OIV)
Exogenous variables: C
Date: 22/01/11 Time:20:45
Sample: 1986M01 2010M12
Included observations: 290

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6836.599	NA	1.04e+18	47.16275	47.18806	47.17289
1	-6525.587	615.5893	1.25e+17	45.04543	45.12136	45.07585
2	-6521.791	7.461339	1.26e+17	45.04683	45.17338	45.09754
3	-6499.926	42.67367	1.11e+17	44.92363	45.10080*	44.99461
4	-6494.389	10.73110	1.10e+17	44.91303	45.14081	45.00429
5	-6479.685	28.29200	1.02e+17	44.83921	45.11761	44.95075
6	-6469.033	20.34918*	9.74e+16*	44.79333*	45.12236	44.92516*
7	-6467.957	2.041128	9.94e+16	44.81350	45.19314	44.96560
8	-6465.175	5.238472	1.00e+17	44.82189	45.25216	44.99428

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

ج- تجزیه واریانس در مدل VAR

Variance Decomposition of VOLPWTI:

Period	S.E.	VOLPWTI	D(OIV)
1	10.01930	100.0000	0.000000
2	13.59078	99.10232	0.897679
3	17.93266	97.58333	2.416670
4	20.91245	95.79291	4.207093
5	23.41234	94.91865	5.081352
6	25.17347	94.39163	5.608370
7	26.54160	94.16305	5.836952
8	27.55417	93.98613	6.013867
9	28.34075	93.86476	6.135244
10	28.93710	93.76207	6.237933

Variance Decomposition of D(OIV):

Period	S.E.	VOLPWTI	D(OIV)
1	32135831	0.702496	99.29750
2	32326103	1.555675	98.44433
3	32473304	2.395656	97.60434
4	33045337	2.314912	97.68509
5	33085819	2.500273	97.49973
6	33094074	2.548715	97.45128
7	33114505	2.550964	97.44904
8	33116785	2.561769	97.43823
9	33117334	2.564998	97.43500
10	33118170	2.565417	97.43458

Cholesky Ordering: VOLPWTI D(OIV)

Archive of SID

www.SID.ir

د- بررسی وجود بردار هم‌انباشتگی بر اساس آزمون یوهانسن

Date: 06/07/11 Time: 13:00
Sample: 1986M01 2010M12
Included observations: 297
Series: PWTI OI
Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-6334.032	-6334.032	-6331.421	-6331.421	-6330.852
1	-6314.756	-6314.729	-6312.232	-6311.087	-6310.560
2	-6312.782	-6312.204	-6312.204	-6309.524	-6309.524
	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	42.70728	42.70728	42.70317	42.70317	42.71280
1	42.60442	42.61097	42.60089	42.59991*	42.60310
2	42.61806	42.62763	42.62763	42.62305	42.62305
	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	42.80678	42.80678	42.82754	42.82754	42.86205
1	42.75366*	42.77265	42.77500	42.78646	42.80209
2	42.81705	42.85150	42.85150	42.87179	42.87179

Arc

www.SID.ir

Date: 06/07/11 Time: 13:00
Sample: 1986M01 2010M12
Included observations: 297
Series: PW... OIV
Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-6334.032	-6334.032	-6331.421	-6331.421	-6330.852
1	-6314.756	-6314.729	-6312.232	-6311.087	-6310.560
2	-6312.782	-6312.204	-6312.204	-6309.524	-6309.524
	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	42.70728	42.70728	42.70317	42.70317	42.71280
1	42.60442	42.61097	42.60089	42.59991*	42.60310
2	42.61806	42.62763	42.62763	42.62305	42.62305
	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	42.80678	42.80678	42.82754	42.82754	42.86205
1	42.75366*	42.77265	42.77500	42.78646	42.80209
2	42.81705	42.85150	42.85150	42.87179	42.87179

Archive

www.SID.ir