

بررسی تأثیر بازارهای مالی بر رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در کوتاه مدت

سید عبدالله رضوی، مصطفی سلیمی فر، سید مهدی مصطفوی و مرتضی بکی
حسکوئی *

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۸/۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۱۵

چکیده:

بررسی علل تغییر قیمت نفت و مدلسازی برای پیش بینی نوسانات آن، با توجه به جایگاه آن در اقتصاد ایران، همواره یکی از مهمترین حوزه های مطالعاتی ادبیات اقتصاد ایران بوده است. از سوی دیگر نوسان قیمت نفت، موجب ایجاد مشکل در برنامه های توسعه می شود. بررسی های تجربی نشان می دهد که نوسانات قیمت های نفت باعث تنگنا های ساختاری (تنگنا های تراز تجاری، تنگنا های بودجه و...) در اقتصاد ایران شده است. شناخت ساز و کار شکل گیری قیمت های نفت می تواند ریسک نوسانات قیمت نفت و تأثیرات منفی آن بر اقتصاد ایران را کاهش دهد. با گسترش بورس های نفتی و بازار آتی های نفت، بازار نفت شکل گیری قیمت نفت خام را متحول ساخت بدین صورت که در کوتاه مدت با تغییر در نرخ بهره، جریان نقدینگی بین بازارهای مالی و بازار نفت، قیمت نفت خام را از مسیر بلند مدت خود منحرف می نماید. در این مقاله به بررسی انحراف قیمت نفت خام از مسیر بلند مدت آن با توجه به روابط بین بازار های مذکور در کوتاه مدت پرداخته است. بدین منظور از مدل جهش قیمت فیشر و نظریه فرانکل با استفاده از داده های سری زمانی روزانه سال های ۱۳-۲۰۰۵ در مورد نفت خام سنگین ایران در مناطق مختلف (بازار های مختلف) از روش تکنیک گارچ چند متغیره آزمون می گردد. نتایج نشان می دهد که استراتژی قیمتی گذاری در استفاده از نفت خام اورال در تعیین قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار های مدیترانه و شمال غرب اروپا سیگنال نادرست می باشد.

طبقه بندی JEL: C58، Q43

واژه های کلیدی: نفت خام سنگین ایران، ICE، نفت خام اورال، شاخص بازار سرمایه و نرخ بهره

* به ترتیب، دانشجوی دکتری اقتصاد فردوسی مشهد، اعضاء هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی
(mostafa@um.ac.ir)

۱- مقدمه

به طور کلی می‌توان تحولات بین‌المللی بازار نفت را به سه دوره تقسیم نمود؛ دوره اول (قبل از پیدایش اوپک)، پیش از دهه ۱۹۷۰ که مهمترین مشخصه آن حاکمیت شرکت‌های نفتی بر بازار نفت می‌باشد. در این دوره عرضه و تقاضای نفت تحت کنترل بازیگران اصلی بازار نفت (شرکت‌های نفتی) بود و قیمت‌ها تغییرات زیادی را تجربه نمی‌کردند. در وضعیتی که قیمت‌های نفت تغییرپذیری زیادی نشان می‌دهد، این گونه قراردادهای خیلی هم مقرون به صرفه نبوده و با ریسک زیادی همراه هستند، زیرا منجر به سود یا زیان‌های سنگین می‌شوند. نوسان قیمت نفت در قراردادهای مدت دار، ریسک زیادی را برای خریدار یا فروشنده نفت ایجاد می‌کند. بدین سبب، برای پوشش ریسک، بازارهای تحویل فوری یا اسپات و آتی‌ها ایجاد شدند تا معامله‌گران بتوانند خود را در مقابل ریسک نوسانات نامطلوب قیمت نفت، به نحو مناسب پوشش دهند. سفته‌بازان به دنبال فرصت مناسبی در بازار آتی‌ها هستند تا با انجام سفته‌بازی و با استفاده از فرصت‌های آربیتراژ بازار به بازده سرمایه مناسبی دست یابند (درخشان، ۱۳۸۳).

دوره دوم تحولات بازار نفت (دوره شکل‌گیری اوپک)، به عنوان مهمترین بازیگر بازار نفت می‌باشیم. با شکل‌گیری اوپک و تلاش اوپک در جهت تغییر قیمت‌ها، ساختار بازار نفت دچار تغییر اساسی گردید. در این دهه، اولین شوک نفتی رخ داد که تغییرات بنیادین در ساختار بازار نفت و تحولات آنرا به همراه داشت. در حقیقت ریشه دوره سوم تحولات بازار نفت را می‌توان وقوع شوک اول نفتی دانست. با این وجود این دوره تا اوایل دهه هشتاد به طول انجامید.

دوره سوم تحولات نفت با شکل‌گیری بورس‌های نفتی و پذیرش نظام سهمیه‌ای در اوپک همراه بود. شکل‌گیری بورس‌های نفتی روند شکل‌گیری قیمت‌ها را دچار تغییر اساسی نمود. بعد از ۱۹۸۰ با رقابتی شدن بازار نفت، بازیگران جدیدی وارد بازار شدند که به نوبه خود ناپایداری در قیمت‌های نفت را افزایش دادند. از سوی دیگر، افزایش در تولید کشورهای غیراوپک، ناپایداری قیمت نفت را تشدید کرد. از این دوره به بعد، شاهد تغییرات اساسی در سازوکار شکل‌گیری قیمت‌های نفت می‌باشیم. هدف مقاله حاضر، بررسی عوامل درونی و بیرونی موثر بر قیمت نفت خام ایران از کانال‌های اثر گذاری مختلف است. بدین منظور ساز و کار اثر گذاری عوامل

از طریق بازارهای مالی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. به عبارت دیگر توضیح رفتار قیمت نفت خام ایران کوتاه مدت و بلند مدت است.

۲- مبانی نظری پژوهش

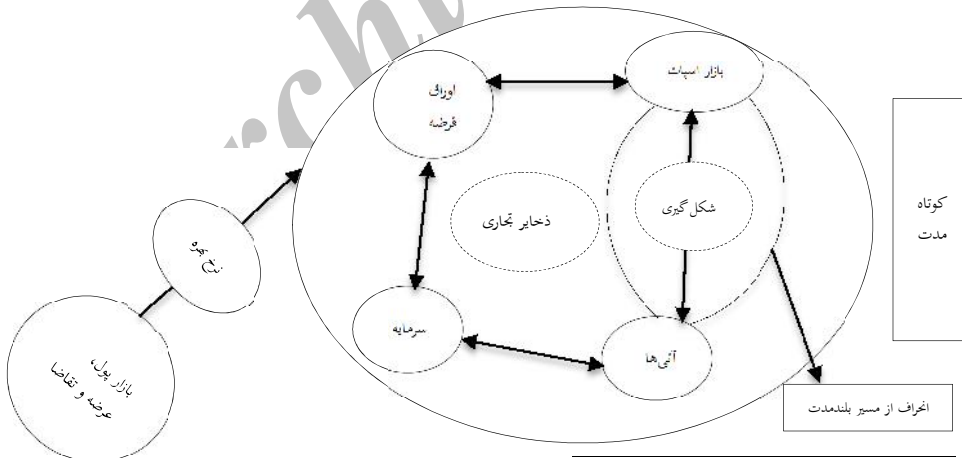
استیونز^۱ (۱۹۹۵) استدلال می‌کند که از سال ۱۹۸۰ به بعد در بازار نفت، تحولاتی صورت گرفته است. با شکل‌گیری و گسترش بورس‌های نفتی، بازار نفت رقابتی گردیده و با تغییر مکانیسم شکل‌گیری قیمت‌های نفت خام، قیمت‌ها افزایش پیدا کرده است. از سوی دیگر، افزایش در تولید غیر اوپک، ناپایداری قیمت را تشدید کرده و سازکار شکل‌گیری قیمت‌ها بعد از ۱۹۸۰ تغییر اساسی کرده است؛ به گونه‌ای که مدل‌های پیشین شکل‌گیری قیمت‌های نفت خام، توان توجیه تغییرات این دوره را ندارند. به همین منظور، ضرورت دارد مدل‌هایی شکل بگیرند تا شرایط جدید در آن‌ها لحاظ شود.

تغییر در نرخ بهره را می‌توان یکی از عوامل مهم در توضیح رفتار قیمت نفت خام در کوتاه مدت دانست؛ بدین صورت که در کوتاه مدت تغییر نرخ بهره باعث ایجاد انحراف در مسیر قیمت نفت خام از مسیر تعادلی می‌شود. این فرایند با تغییر نرخ بهره که به طور عمده ناشی از سیاست پولی بازار باز در فدرال رزرو می‌باشد، به وجود می‌آید. به عنوان مثال، کاهش نرخ بهره عاملی در جهت ترغیب افزایش خرید اوراق قرضه است که به نوبه خود قیمت آن در اثر افزایش تقاضا برای اوراق قرضه بالا می‌رود. از آنجا که قیمت اوراق قرضه با نرخ بهره اوراق قرضه رابطه عکس دارد، باعث هدایت جریان نقدینگی به بازار آتی‌ها شده و قیمت آن را افزایش می‌دهد. در این میان است که تصمیم‌گیری در خصوص خرید اسپات یا آتی نفت خام، به طور ویژه مورد توجه خریداران قرار می‌گیرد. بدین ترتیب که اگر هزینه حاصل از نگهداری نفت خام از سود فعالیت در بازار آتی بیشتر باشد، به خرید قراردادهای آتی می‌پردازند (عکس این قضیه هم می‌تواند اتفاق بیفتد). پس می‌توان گفت، نرخ بهره ابتدا با تغییر در بازار پول، باعث نوساناتی در بازار اوراق قرضه شده و سپس بازارهای آتی، سرمایه و نفت را متأثر می‌کند. بنابراین، در کوتاه مدت، تغییرات نرخ بهره باعث انحراف قیمت از مسیر بلندمدت می‌شود، این بدان معناست که رفتار بلندمدت را عوامل بنیادین

¹ Stevens

تعیین می‌کنند، اما در کوتاه مدت ممکن است قیمت پایین‌تر یا بالاتر از مسیر بلندمدت قرار بگیرد که ناشی از تغییرات نرخ بهره است^۲ (فرانکل، ۲۰۱۰). رابطه بازار سرمایه و بازار نفت دو طرفه است، بدین صورت که افزایش قیمت آتی‌ها در پی افزایش نرخ بهره قیمت آتی‌ها افزایش می‌یابد و این باعث تغییر در جریان نقدینگی بین بازار پول و سرمایه شده و در نهایت بازدهی در بازارها تغییر می‌کند. از طرف دیگر، بهبود شاخص بازار سرمایه (افزایش بازدهی در بازار سرمایه)، حکایت از رشد اقتصادی، توسعه صنعتی و افزایش در تقاضای نفت خام دارد که این باعث افزایش قیمت نفت در بازار اسپات می‌شود. (که در فصل چهارم تحقیق حاضر تاثیر شاخص اس‌اند پی^۳ بر بازار اسپات نفت ایران نشان داده می‌شود). برای تفکیک رفتار کوتاه مدت از بلندمدت قیمت نفت خام، از نظریه جهش قیمت استفاده می‌شود. با توجه به اینکه این نظریه در خصوص جهش قیمت نرخ ارز بوده است، (فرانکل، ۲۰۰۹ و ۲۰۱۰) نظریه را برای بازار نفت خام آزمون نموده و اثبات نموده است که نرخ بهره همانند بازار ارز در بازار نفت هم باعث جهش قیمت می‌شود. برای توضیح رفتار کوتاه مدت قیمت نفت خام و انحراف قیمت از نظریه‌های سامئلسون و فرانکل استفاده می‌کنیم. شکل ذیل رفتار قیمت نفت خام را در کوتاه مدت توضیح می‌دهد:

شکل ۱: توضیح رفتار قیمت نفت خام در کوتاه مدت



^۲ اینکه قیمت انحراف از مسیر بلندمدت به دنبال تغییرات نرخ بهره دارد، بدین معنی نیست که عوامل بنیادین در کوتاه مدت اصلاً اثر گذار نیستند بلکه اثرات آنها کم است کمکان که ذخایر تجاری به عنوان عامل بنیادین در کوتاه مدت نیز در نظر گرفته شده است.

^۳ S&P

در این تحقیق با استفاده از مدل جهش قیمت^۴ فیشر مکانیزم اثرگذاری بازارهای پول، بازار سرمایه و اوراق قرضه بر قیمت نفت خام ایران بررسی می‌شود. مدل مذکور، فرآیند انحراف قیمت از مسیر تعادلی بلند مدت را تبیین نموده و رابطه بین نرخ بهره و قیمت اسپات نفت را نسبت به روند بلند مدت آن بیان می‌کند. بر این اساس، هرگاه نرخ بهره واقعی افزایش یابد، استخراج منابع طبیعی نیز افزایش یافته و باعث افزایش در عرضه نفت می‌شود و در نتیجه قیمت نفت را کاهش می‌دهد. این فرآیند تا جایی ادامه می‌یابد که قیمت نفت به هزینه نهایی تولید آن نزدیک شود. همانطور که انتظار می‌رود افزایش قیمت نفت وجود دارد، لذا صادرات کاهش و قیمت نفت افزایش می‌یابد تا به سطح تعادلی بلند مدت برسد.

نظریه بالا با یک سری فروض که شامل قیمت‌های اسپات و آتی‌ها می‌باشند، دارای ارتباط تنگاتنگی هستند (هوانگ، ۲۰۰۹).^۵ همچنین قیمت آتی‌هایی که دوره سررسید آنها نزدیک است، به عنوان شاخص برای تعیین قیمت اسپات نفت به کار می‌رود. کاهش در قیمت آتی‌ها نشان دهنده تغییر در انتظارات بازار است. قیمت‌های اسپات بر نحوه شکل‌گیری انتظارات و در نتیجه قیمت‌های آتی‌ها اثر می‌گذارند. رابطه بین قیمت آتی‌ها و اسپات دو سویه و همزمان است.

گسترش سفته‌بازی در بورس‌های بین‌المللی طی دهه‌های اخیر، باعث شفافیت قیمت‌های نفت در بازارهای بین‌المللی شده است؛ به طوری که در برخی از سال‌ها باعث تثبیت قیمت‌ها و جلوگیری از شوک‌های ناگهانی در قیمت‌ها شده است. سفته‌بازی در بازارهای بین‌المللی تحت تأثیر نرخ بهره است. نرخ بهره باعث چرخش نقدینگی بین بازارهای پول، بورس‌های کالا (نفت، محصولات کشاورزی، طلا و ...) و بازار اوراق قرضه می‌شود. هر گونه تغییر در متغیرهای اثرگذار از جمله نرخ بهره باعث تغییر در جهت جریان نقدینگی در این بازارها می‌شود که به نوبه خود بر حجم مبادلات و قیمت‌ها اثر گذار خواهد بود (پارک، ۲۰۰۸).^۶ بر اساس تحركات بازارهای رقیب، مطالعات انجام شده و نیز مطالبی که در بالا مطرح گردید در خصوص اثرات سرریزی بین بازاری می‌توان کانال‌های اثرگذاری مورد اشاره در مبانی نظری را بدین صورت تدوین نمود:

⁴ Overshooting price

⁵ Huang

⁶ Park

۲-۱-۲- کانال‌های اثر گذاری

در این بخش کانال‌های اثرگذاری متغیرهای عمده موضوع این پژوهش به لحاظ نظری، بررسی و تعیین می‌شوند.

۲-۱-۱- از طریق عرضه

با توجه به بهره برداری از منابع طبیعی پایان پذیر، بهره بردار به دنبال حداکثر کردن ارزش فعلی سود برداشت از ذخایر در طول دوره بهره برداری است. بنابراین نرخ برداشت در هر دوره را به نحوی تعیین می‌کند که خالص ارزش فعلی سود دوره‌های مختلف حداکثر شود. بر این اساس خالص ارزش فعلی سود آتی کاهش یافته و انگیزه برای برداشت در دوره جاری افزایش می‌یابد. از سوی دیگر افزایش در نرخ بهره، انگیزه برای نگهداری موجودی انبار نفت (نفت روی کشتی) را کاهش می‌دهد. مطالعات بازار نفت نشان می‌دهد که یکی از عوامل موثر در تعیین قیمت‌های اسپات نفت، تغییر در موجودی نفت خام نگهداری شده روی کشتی می‌باشد (یه، ۲۰۰۶).^۷

۲-۱-۲- از طریق تقاضا

کاهش در نرخ بهره باعث افزایش تقاضای کل اقتصاد امریکا و در نتیجه افزایش تقاضای نفت در امریکا می‌شود. افزایش تقاضای امریکا باعث رشد تقاضا در سایر اقتصادها و در نتیجه افزایش تقاضای نفت می‌شود که افزایش در تقاضای جهانی نفت، افزایش قیمت نفت خام را به دنبال دارد.

۲-۱-۳- از طریق مکانیسم بازارهای مالی

مکانیسم اثر گذاری سیاست‌های پولی امریکا بر روند شکل‌گیری قیمت‌های نفت (از طریق کانال بورس‌های نفتی)، بدین شکل است؛ تغییر در نرخ بهره در اثر سیاست‌های انبساطی پولی در ایالات متحده امریکا، باعث تغییر در جریان نقدینگی بین بازارهای بورس کالایی و بازار اوراق قرضه و سهام می‌شود. زیرا، افزایش در نرخ بهره باعث کاهش در قیمت اوراق قرضه و اوراق خزانه داری و سهام می‌شود. با کاهش قیمت اوراق قرضه، فرصت سود آوری در بازار اوراق قرضه برای سفته‌بازان افزایش می‌یابد که باعث حرکت نقدینگی از بورس‌های کالایی به سمت این بازارها می‌شود. کاهش سفته بازی در بورس‌های کالایی از جمله بورس‌های نفتی باعث کاهش قیمت

⁷ Ye

مشتقات نفتی (از جمله آتی‌های نفت) می‌شود. کاهش در قیمت آتی‌ها با سررسید نزدیک، قیمت اسپات نفت را به شدت کاهش می‌دهد (سادورسکی، ۱۹۹۹).^۸

۲-۲- یک مدل تصادفی عمومی قیمت بر اساس دیدگاه سبد دارایی ساموئلسن
محور اصلی بحث ساموئلسن تغییرات قیمت است. او می‌گوید درجات بالای تغییرپذیری قیمت، دلالت بر تغییرات بزرگ در قیمت دارد. اما نکته مهم اینجاست؛ تغییرات بزرگ در قیمت کالا زمانی ظاهر می‌شود که اطلاعات بیشتری راجع به آن کالا در دسترس باشد. در اوائل عمر آتی معمولاً اطلاعات زیادی در مورد قیمت آتی اسپات برای دارایی پایه آن قرارداد موجود نیست؛ با این وجود، هرچه به سمت تاریخ انقضای قرارداد نزدیکتر می‌شویم، سرعت رشد اطلاعات درباره دارایی پایه افزایش می‌یابد، و لذا تغییرات قیمت بزرگتر می‌شود. مثلاً یک سال قبل از برداشت بسیاری از محصولات کشاورزی، نمی‌توان انتظار داشت که اطلاعات زیادی در مورد کم و کیف آن کالای کشاورزی در دسترس باشد، اما هرچه به تاریخ برداشت محصول نزدیکتر می‌شویم اطلاعات بیشتری در دسترس قرار می‌گیرد، بنابراین با توجه به انتظارات بازار، قیمت محصول در تاریخ برداشت دقیق‌تر شکل می‌گیرد. به عنوان مثال، قراردادی در نظر گرفته می‌شود که تاریخ انقضای آن مصادف با تاریخ برداشت محصول است. فرضیه ساموئلسن دلالت بر آن دارد که به موازات نزدیک شدن به سررسید قرارداد، تغییرپذیری قیمت آتی‌ها افزایش می‌یابد.

به نظر می‌رسد ارتباط نزدیکی بین تغییرپذیری قیمت آتی‌ها و حجم معامله آتی‌ها وجود دارد. به ازای افزایش حجم اطلاعات ورودی به بازار، تغییرپذیری قیمت آتی‌ها افزایش می‌یابد. نکته اینجاست؛ آن دسته از معامله‌گران که بر اساس اطلاعات موجود در بازار معامله می‌کنند، هرگاه اطلاعات از بازار بدست آوردند انگیزه بیشتری برای انجام معاملات خواهند داشت. از این رو توسعه و نشر اطلاعات جدید و دقیق در بازار نه تنها موجب افزایش تغییرپذیری قیمت آتی‌ها می‌شود، بلکه تعداد بیشتری معامله‌گر را وارد بازار می‌کند.

⁸ Sadorsk

۳- پیشینه تحقیق

پیندایک (۱۹۹۴)، رفتار بلندمدت قیمت نفت خام آمریکا را در چارچوب فرایند تصادفی بررسی می‌کند و به تبیین مدل رفتار بلند مدت قیمت نفت خام و سازگاری مدل با آمار و ارقام واقعی نفت خام پرداخته است. وی در ادامه بازگشت قیمت‌های نفت خام به سمت متوسط آن در بلندمدت را بررسی می‌نماید.^۹ او با استفاده از آزمون ریشه واحد، ثابت می‌کند که قیمت‌های نفت به سمت متوسط خود بر می‌گردد، البته زمان برگشت به آهنگ حرکت آن دارد و آهنگ حرکت هم کند است. بنابراین یک حرکت هندسی براونی^{۱۰} برای قیمت نفت خام در نظر می‌گیرد. از نظر پیندایک اگر چه اوپک توانسته است در زمان‌هایی قیمت‌های نفت خام را بالاتر از قیمت رقابتی قرار دهد ولی در بلندمدت قیمت آن همان قیمت رقابتی است.

یوسفی و ویرجانتو (۲۰۰۴)^{۱۱}، به بررسی یک روش تجربی برای تعیین چگونگی شکل‌گیری قیمت نفت خام، جهت شناسایی عکس‌العمل کشورهای عضو اوپک به تغییرات نرخ دلار در مقابل سایر ارزهای اصلی و قیمت‌های سایر اعضا، پرداخته‌اند. در این مقاله، با استفاده از روش رگرسیون گشتاورهای تعمیم یافته^{۱۲}، اثر نوسانات نرخ دلار آمریکا بر روی شکل‌گیری قیمت نفت اوپک سنجیده شده است.

فرانکل^{۱۳} (۲۰۰۸) به بررسی رفتار قیمت نفت خام پرداخته و سپس عوامل موثر بر رفتار قیمت نفت خام را به دو دسته‌ی کوتاه مدت (عوامل مالی) و بلند مدت (عوامل بنیادی) تفکیک نموده است. وی با استفاده از آزمون‌های تجربی، نشان می‌دهد که روند بلند مدت قیمت جهانی نفت، تحت تأثیر عوامل بنیادین مانند عرضه و تقاضا، تغییر در ظرفیت کشورهای تولیدکننده نفت و همچنین تغییر در ذخایر تجاری نفت است.

وانگ و همکاران^{۱۴} (۲۰۱۳)، برخلاف مطالعات رایج انجام شده در مورد قیمت‌های آتی و اسپات نفت که بر اساس رویکرد جوهانسون (۱۹۸۸) انجام گرفته است از روش غیرخطی اصلاح خطای برداری آستانه‌ای استفاده نموده‌اند تا پویایی‌های غیرخطی را در تعدیل‌های مربوط به نقطه تعادل در نظر بگیرند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد

⁹ Mean Reverting

¹⁰ Geometric Brownian Motion

¹¹ Yousefi and Wirjanto

¹² Generalized Method of Moments (GMM)

¹³ Frankel

¹⁴ Wang and *et al.*

که رابطه بین قیمت های آتی و اسپات از نوع همجمعی بوده، مشروط به اینکه تفاضل های قیمتی بزرگتر از مقادیر آستانه ای باشند، همچنین در بلندمدت قیمت های آتی و اسپات (هر دو) در تعادل بلندمدت و پویایی های مربوط به آن موثر هستند.

کشاورزبان و همکاران (۱۳۸۹)، به بررسی ارتباط بین دلار و قیمت نفت در قالب دوره های بلند مدت و کوتاه مدت پرداخته اند. ارتباط مذکور از بعد ساختاری، از طریق تقاضا و عرضه نفت خام بررسی می شود. نتایج مطالعه آنها نشان می دهد که رابطه علیت در بازار نرخ دلار آمریکا و قیمت نفت خام در بلند مدت، یک طرفه و از بازار ارز به بازار نفت بوده است و عکس آن صادق نمی باشد و علیتی وجود ندارد. از سوی دیگر ثابت می کنند که این رابطه منفی است. به عبارت دیگر، پیش بینی بلندمدت قیمت نفت خام و یافتن عناصری که تأثیر بلند مدت بر قیمت آن می گذارند، در روند نرخ ارز دلار آمریکا، از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است.

مهاجری (۱۳۹۰)، روابط قیمت های نفت خام، در بازارهای اسپات و آتی ها را بررسی نموده و همچنین، اثرگذاری موجودی ذخایر و ریسک مبنای تعدیل شده بر اساس نرخ بهره بازارهای مالی بر تغییرات قیمت های مذکور با روش سری زمانی اطلاعات ماهانه ذخایر تجاری نفت خام را مورد بررسی قرار می دهد. وی همچنین، ریسک مبنای تعدیل شده مربوط به قیمت اسپات و آتی های نفت خام وست تگزاس اینترمدیت در دوره ی زمانی ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۰ را مورد مطالعه و بررسی قرار داده است. سلمانی و همکاران (۱۳۹۱)، به بررسی نقش شوک های نفتی در شکل گیری قیمت نفت خام، پرداخته اند و آن را موجب شکل گیری نوسانات قیمت می دانند. از نظر آنها، این نوسانات در وضعیت های مختلف اقتصادی، تأثیرات متفاوتی بر رشد اقتصادی کشورها دارند. برای کاهش تأثیر نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد و تدوین سیاست های مناسب اقتصادی در وضعیت های مختلف اقتصادی، شناخت الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به این نوسانات، مفید است. با استفاده از مدل گارچ نمایی^{۱۵} و داده های فصلی مربوط به بهار ۱۳۶۷ تا زمستان ۱۳۸۹، نوسانات قیمت نفت را مدلسازی نموده و سپس از مدل های چرخشی مارکف برای بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی ایران در قبال این نوسانات استفاده نموده اند. براساس نتایج حاصل از مدل آن ها گارچ نمایی، شوک های

¹⁵ EGarch

مثبت قیمت نفت، نوسانات قیمتی نفت را به شدت افزایش می‌دهند. در مقابل، شوک‌های منفی در کاهش این نوسانات نقش کمتری دارند.

بکی و همکاران (۱۳۹۳)، به پیش بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت با استفاده از مدل‌های گارچ و مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ می‌پردازند. با استفاده از این مدل‌ها، پیش بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت در افق‌های زمانی یک روزه تا یک ماهه، مقایسه می‌شود. پیش بینی این مدل‌ها حکایت از نوسانات بسیار بالا و بسیار نامحسوس دارد. نتایج تجربی این مقاله که با استفاده از داده‌های آتی نفت وست نگزاس اینترمدیت به دست آمده، نشان می‌دهد که مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ^{۱۶} به طور قابل توجهی عملکرد بالاتری در پیش بینی نوسانات از مدل معمولی گارچ^{۱۷} در افق‌های زمانی کوتاه مدت دارند.

۴- بازارهای نفت خام سنگین ایران

۴-۱- بازار شرق (بازار آسیا)

نفت خام‌های شاخص در این بازار در زیر آمده است:

۱- نفت خام دوبی با وزن مخصوص^{۱۸} ۳۰ و درصد وزنی گوگرد ۱/۹ می‌باشد که میانگین ماهیانه قیمت آن برای اولین ماه بازار سلف دوبی جهت تعیین قیمت نفت خام‌های خلیج فارس مانند نفت خام‌های ایران، عربستان، کویت و ایسموس مکزیک در بازار خاور دور و آسیا مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۲- نفت خام شاخص عمان با درجه وزن مخصوص ۳۴ و درصد وزنی گوگرد ۲ می‌باشد که قیمت آن ماهیانه توسط وزارت نفت و معادن عمان تعیین می‌شود. قیمت نفت خام عمان در نشریاتی نظیر پلاتس^{۱۹} تنها به صورت قیمت تک محموله در بازار سلف^{۲۰} ارزیابی می‌شود. نفت خام‌های سبک و سنگین ایران، مخلوط لاوان، مخلوط فروزان و سیری در این بازار به صورت فوب بنادر خارک، لاوان و سیری به بازارهای جهان عرضه می‌شوند و در قیمت گذاری تابع نفت خام‌های شاخص نظیر عمان و دوبی برای مقاصد آسیا می‌باشند.

¹⁶ MRS- Garch

¹⁷ Garch

¹⁸ وزن مخصوص نفت خام را بر حسب درجه بندی API که یک درجه بندی آمریکایی است محاسبه می‌کنند که معادل آن در اروپا با نام Baume وجود دارد.

¹⁹ Platts

²⁰ Forward

۴-۲- نفت خام‌های مطرح در بازار مدیترانه

شاخص این بازار نفت خام اورال روسیه با درجه گرویتی ۳۲ و درصد وزنی گوگرد ۱/۴ است. در این منطقه فروش این نفت خام به صورت سیف بندر آگوستا در سیسیل ایتالیا می‌باشد. مبادی صادرات این نفت خام به این منطقه بندر نوروسیک^{۲۱} و بنادر در اوکراین در دریای ادسا^{۲۲} است. مشتری‌های عمده این نفت خام، کشورهای فرانسه، ایتالیا و اسپانیا هستند که در پاره‌ای از مواقع فلسطین اشغالی نیز از مشتریان عمده این نفت خام در بازار مدیترانه است.

نفت خام سنگین ایران با درجه گرویتی ۳۳ تا ۳۴ و درصد وزنی گوگرد ۱/۴ و نفت خام سنگین ایران با درجه گرویتی ۳۰ و درصد وزنی گوگرد ۸ که در سیدی کریر^{۲۳} مصر به این منطقه انتقال داده می‌شود. البته چند سالی است به علت عدم عرضه این نفت خام‌ها به صورت تک محموله^{۲۴} در بازار مدیترانه، ارزیابی قیمت آن‌ها براساس نفت خام اورال روسیه صورت می‌گیرد، در صورتی که باید نفت خام روسیه، تابعی از نفت خام‌های ایران در این منطقه باشد.

۴-۳- بازار شمال غرب اروپا

یکی از نفت خام‌های مهم برای شاخص ارزیابی نفت خام مورد عرضه در این بازار، نفت برنت است که تولید آن حدود ۴۸۰ هزار بشکه در روز و قابل تحویل در بندر سالم وو^{۲۵} در دریای شمال است. میزان محمولات آن نیز ۵۰۰ هزار بشکه‌ای است. هرچند به عنوان مثال نشریه پلاتس^{۲۶} این حق را برای خود محفوظ می‌داند که در صورت نیاز نسبت به ارزیابی نفت خام‌های فوق اقدام کند و هنگامی که بازار رو به جلو^{۲۷} یا در حالتی که بازار رو به عقب^{۲۸} است، این نشریه برای ارزیابی اختلاف کیفیت این نفت خام‌ها، برنت موعدهار را ملاک عمل قرار می‌دهد. البته تمام نفت خام‌های تولیدی در دریای شمال، نسبت به برنت موعدهار دارای اختلاف کیفیت هستند.

²¹ Novorossiysk

²² Odessa

²³ Sidi Kerir

²⁴ Spot

²⁵ Sullom Voe

²⁶ Oil Marketwireplatt's

²⁷ Contangosteeep Arch

²⁸ Backwardation Steep

نفت خام دیگری که به عنوان نفت خام شاخص برای ارزیابی نفت خام‌های ترش در این بازار عرضه می‌شود، نفت خام اورال روسیه است و درجه گرویتی^{۲۹} ۳۲ این نفت خام با درصد وزنی گوگرد ۴ از نوع نفت خام ترش است. البته فروش این نفت خام در این منطقه با توجه به سیف بودن این نفت خام به دلیل وجود مخازن عظیم استیجاری نفت خام در بندر رتردام هلند، حجم بالایی دارد که از طریق شبکه وسیع خطوط لوله به سراسر نقاط اروپا و پالایشگاه‌های آن متصل است.

۵- معرفی تکنیک تجزیه و تحلیل و پژوهش

انگل^{۳۰} برای اولین بار در سال ۱۹۸۲ نشان داد که می‌توان الگوهایی را بررسی کرد که به طور همزمان شامل میانگین شرطی و واریانس شرطی باشند. این الگوها به الگوهای آرچ^{۳۱} (واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت) شهرت یافتند که اساس آن‌ها در رفع واریانس ناهمسانی در الگوهای مورد بررسی نهفته است. مزیت الگوهای آرچ این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد. در حالت کلی فرایند آرچ مرتبه q ام توسط معادلات زیر ارائه می‌شود:

$$t|_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (۱)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_0^2 + \sum_{i=1}^q \sigma_{t-i}^2 + v_i \quad (۲)$$

زمان متغیر فرض می‌کند. الگوهای آرچ در سال ۱۹۸۶ به وسیله بولرسلف تحت عنوان گارچ تعمیم داده شد. اگر ϵ_t یک فرایند تصادفی با اعداد حقیقی و به صورت محدود باشد و اگر ψ_t مجموعه اطلاعات موجود طی زمان فرض شود، در این صورت الگوی گارچ به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$t|_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (۳)$$

$$h_t = \sigma_0^2 + \sum_{i=1}^q \sigma_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \sigma_{t-i}^2 + v_i \quad (۴)$$

در الگوی آرچ تعمیم یافته که اصطلاحاً گارچ نامیده می‌شود، هم اجزای خود همبسته و هم اجزای میانگین متحرک در معادله واریانس ظاهر می‌شوند (اندرز ۲۰۰۴). هرچه در الگو اصل صرفه جویی بیشتر رعایت شده باشد، تعداد محدودیت‌های ضرایب

²⁹ API

³⁰ Engle

³¹ Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

کمتر خواهد بود. یکی از مزایای آشکار الگوی گارچ در این است که در برخی موارد به جای یک الگوی مرتبه بالا، یک الگوی گارچ جایگزین می‌شود که در آن اصل صرفه جویی بیشتر رعایت شده و شناسایی و برآورد آسان‌تر است. در این میان، الگوی گارچ (1,1) ساده، توصیف صرفه جویانه‌ای از اطلاعات را ارائه می‌کند (بولرسلف ۱۹۸۶، مک کاردی و مرگان^{۳۲} ۱۹۸۸). یکی از انواع مدل‌های گارچ چند متغیره مدل بک^{۳۳} می‌باشد که در بررسی اثر سرریز تلاطم مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل اولین بار توسط انگل و کرونر^{۳۴} (۱۹۹۵) معرفی شد.

روش بک برای الگوی گارچ سه متغیره به صورت زیر است:

$$H_t = C'C + A'^{t-1} A^{t-1} A + B'H_{t-1}B \quad (5)$$

که در اینجا H_t ماتریس واریانس کوواریانس شرطی 3×3 در زمان t و C ماتریس پایین مثلثی با ۶ پارامتر است. A توان دوم ماتریس ضرایب است و میزان وابستگی واریانس شرطی به مجذور خطاهای گذشته را محاسبه می‌کند. B توان دوم ماتریس ضرایب است و میزانی که سطح جاری واریانس شرطی به مقادیر گذشته واریانس وابسته است را اندازه گیری می‌کند. شکل ماتریسی معادله فوق به صورت زیر است:

$$\begin{matrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} & c_{11} & 0 & 0 & c_{11} & 0 & 0 \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} & c_{21} & c_{22} & 0 & c_{21} & c_{22} & 0 \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} & c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{matrix} \quad (6)$$

$$\begin{matrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & {}^2_{1,t-1} & {}_{1,t-1} {}_{2,t-1} & {}_{1,t-1} {}_{3,t-1} & a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ + & a_{21} & a_{22} & a_{23} & {}_{2,t-1} & {}_{2,t-1} {}_{3,t-1} & a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ & a_{31} & a_{32} & a_{33} & {}_{3,t-1} {}_{1,t-1} & {}_{3,t-1} {}_{2,t-1} & {}_{3,t-1} & a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} & b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ + & b_{21} & b_{22} & b_{23} & h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} & b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ & b_{31} & b_{32} & b_{33} & h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} & b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{matrix}$$

در ماتریس ضرایب، عناصر قطری نشان دهنده اثر خودی و عناصر غیر قطری نشان دهنده اثر سایر بازارها و معنی داری ضرایب a و b معرف اثر سرریز است. برای مثال

³² McCurdy and Morgan

³³ Baba, Engle, kraft, kroner

³⁴ Engle and Kroner

معنی داری a_{ii} نشان می‌دهد که شوک‌های وارده به بازار در دوره قبل، بر تلاطم در زمان حال اثر دارد و معنی داری a_{ji} نشان می‌دهد که شوک‌های وارده بر بازار j در دوره قبل (نشان داده شده توسط اندیس j) بر تلاطم جاری بازار i (نشان داده شده توسط اندیس i) اثر گذار است، به بیان دیگر اثر سرریز شوک از بازار j به بازار i وجود دارد و تلاطم زمان حال در بازار i از شوک گذشته بازار j تأثیر می‌گیرد.

به همین ترتیب معنی داری b_{ii} نشان می‌دهد که تلاطم بازار در گذشته بر تلاطم جاری آن مؤثر است و معنی داری b_{ji} نشان می‌دهد که تلاطم بازار j در گذشته، تلاطم جاری بازار i را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به بیان دیگر، اثر سرریز تلاطم از بازار j به بازار i وجود دارد و تلاطم جاری بازار i از تلاطم گذشته بازار j تأثیر می‌پذیرد^{۳۵} (کانگ و یون ۲۰۱۲).

۶- ارایه متغیرها و یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی پدیده سرریز تلاطم در بازار انرژی بین المللی از داده‌های قیمت روزانه مربوط به نفت و بازارهای مالی طی سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳ استفاده شده است. منبع آماری اطلاعات ذیل از امور بین الملل شرکت ملی نفت می‌باشد. همچنین از نرم افزار Eviews8 جهت برآود متغیرها استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به شرح ذیل می‌باشد:

$BRDTD$ قیمت اسپات نفت خام برنت موعده دار، $Brent$ قیمت اسپات نفت خام برنت، $Dubai1$ قیمت اسپات نفت خام شاخص آسیا، $Oman1$ قیمت اسپات نفت خام شاخص آسیا، $S\&P500$ شاخص بازار سرمایه، R نرخ بهره آمریکا، $HNWE$ قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شمال غرب اروپا، $HMED$ قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار مدیترانه، $HEAST$ قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شرق، URR نفت خام اورال رتردام، URM نفت خام اورال مدیترانه، ICE میانگین موزون نفت خام برنت در بازار کاغذی.

^{۳۵} برای مطالعه بیشتر به سایت زیر مراجعه شود:

۷- تحلیل رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در بازارها

۷-۱- تحلیل رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شرق (آسیا)

برای نفت خام سنگین ایران در بازار شرق همانند قسمت قبل، این نفت خام تابعی از میانگین نفت خام‌های عمان و دوبی و متغیرهای شاخص سایر بازارها می‌باشد در حالی که قیمت اسپات نفت خام عمان و دوبی تابعی از نفت خام برنت می‌باشند. به منظور بررسی اثر نوسانات بازارها بر نوسانات قیمت نفت خام سنگین در بازار شرق از روش گارچ چند متغیره استفاده می‌شود. مدل‌های زیر استفاده می‌شوند:

$$\log(Heast) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(\text{mean}) + \alpha_3 \log(R) + \alpha_4 \log(S\&P500) \quad (7)$$

$$\log(OmanI) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(BrentI) + \alpha_3 \log(R) + \alpha_4 \log(S\&P500(-16)) \quad (8)$$

$$\log(DubaiI) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(BrentI) + \alpha_3 \log(R) + \alpha_4 \log(S\&P500(-16)) \quad (9)$$

$$\sigma_t^2(i) = M(i) + (i)e_{t-1}^2 + B(i) \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

Heast قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شرق، *mean* میانگین نفت خام عمان و دوبی، *R* نرخ بهره آمریکا، *S&P500* شاخص بازار سرمایه، *OmanI* قیمت اسپات نفت خام عمان، *Dubai* قیمت اسپات نفت خام دوبی و *Brent* قیمت اسپات برنت می‌باشند. بنابراین، از داده‌های روزانه متغیرهای مذکور در بازه زمانی ۱۳-۲۰۰۵ استفاده گردیده است و جهت بررسی نوسانات بازارها بر نوسانات و تغییرات قیمت نفت خام ایران، از روش گارچ چند متغیره با وقفه معیار شوارتز استفاده می‌گردد. σ_t^2 ماتریس واریانس جز خطا، *M* ماتریس ضرایب ثابت، *A* ماتریس ضرایب مربع خطای دوره گذشته و *B* ماتریس ضرایب واریانس دوره گذشته است. نتایج به دست آمده در جدول (۱) آورده شده است.

کلید ضرایب مدل از لحاظ آماری معنادار و علامت ضرایب مطابق انتظار می‌باشد. بر اساس نتایج برآورد شده کشش نفت خام سنگین ایران نسبت به میانگین نفت خام دوبی و عمان مثبت و برابر ۱/۰۱۴ است. همچنین به منظور بررسی تأثیر نوسانات نرخ بهره و شاخص بازار سرمایه این دو متغیر در معادله قیمت گذاری نفت خام ایران وارد شده است. نتایج مطابق انتظار نشان می‌دهد که کشش قیمت نفت سنگین ایران نسبت به نرخ بهره ۰/۰۲۳- و از لحاظ آماری معنادار است که نشان می‌دهد با افزایش

هزینه‌های نگهداری و ذخیره‌سازی تقاضا برای نفت خام سنگین ایران در بازار شرق افزایش می‌یابد. علاوه بر این کشش قیمت نفت خام سنگین ایران نسبت به شاخص بازار سرمایه مثبت و برابر ۰/۰۲۵ است که حکایت از این دارد که با رشد اقتصادی و توسعه بازارها و رونق اقتصادی، تقاضا برای نفت خام سنگین ایران در آسیا افزایش می‌یابد. لذا مطابق انتظار، ضریب این متغیر مثبت می‌باشد. مشابه حالت قبل، شاخص بازار سرمایه با وقفه ۱۶ معنادار و علامت ضرایب آنها نیز مطابق انتظار می‌باشد. همچنین در معادلات نفت خام عمان و دوبی نیز به همین ترتیب کشش قیمت این نفت‌ها نسبت به نفت خام برنت مثبت می‌باشد. ماتریس ضرایب معادلات واریانس

جدول ۱: بررسی رفتار قیمت نفت خام سنگین در بازار شرق

معادلات میانگین	Constant		log(mean)	log(R)	log(S&P500)	log(Brent1)
	log(HEAST)	-۰/۳۰۳ (-۴۷/۱۴۶)	۱/۰۴۳ (۱۶۹/۰۱۲۶)	-۰/۰۲۳ (-۴۷/۲۶۳)	-۰/۲۵ (۹/۱۰۱)	-
	log(Oman1)	۰/۱۵۸ (۷/۷۷۴)	-	-۰/۰۴۶ (-۲۷/۵۸۱)	۰/۲۱ (۴۱/۰۸۱)	۰/۹۳۱ (۳۱۰/۰۴۶)
	log(Dubai1)	۰/۰۱۴ (۷/۰۰۷)	-	-۰/۰۵۵ (-۳۳/۲۴۸)	۰/۰۲۶ (۹/۴۷۹)	۰/۹۳۵ (۳۱۱۲/۰۱)
معادلات واریانس	M		A		B	
$\times 10^{-7}$ ۳/۷ (۵/۳۲۳)	$\times 10^{-7}$ -۷/۸۲ (-۱/۳۹۸)	$\times 10^{-7}$ -۷/۶۱ (-۱/۳۵۴)	۰/۷۸۶ (۱/۸۷) (۳۳)	.	۰/۸۲۴ ۱۹۴/۵۲۰	.
.	$\times 10^{-5}$ ۴/۷۱ (۱۲/۱۳۶)	$\times 10^{-7}$ ۴/۷۳ (۲۱/۱۲۸)	۰/۸۴۷ (۳۵/۲۰۶)	.	۰/۷۷۵ (۱۶۸/۶۵۹)	.
.	.	$\times 10^{-7}$ ۴/۷۴ (۲۱/۱۱۷)	.	۰/۸۵۰ (۵۳/۲۴۰)	.	۰/۷۷۴ (۱۶۸/۳۹۶)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز ارزش آماره t هستند.

نشان می‌دهد که نوسانات قیمت در بازارهای نفت خام عمان و دوبی تأثیر معناداری بر نوسانات قیمت نفت خام سنگین ایران ندارد. همان طور که مشاهده می‌شود، ضرایب ماتریس M، مقادیر M_{12} و M_{13} منفی است، اما از لحاظ آماری معنادار

نیست. به منظور ارزیابی عدم ناهمسانی واریانس پسماندهای این الگو، از آزمون نسبت واریانس استفاده می‌شود. نتیجه آزمون مذکور در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲: ارزیابی عدم ناهمسانی واریانس پسماندها

معدلات	حداکثر آماره Z	میزان آماره Z	سطح احتمال
معادله ۱		۶/۹۴۷	۰/۰۰۰
معادله ۲		۸/۴۵۶	۰/۰۰۰
معادله ۳		۸۲/۳۵۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج این آزمون در جدول (۲) نشان از رد فرض ناهمسانی واریانس دارد، زیرا ارزش احتمال آزمون (۰/۰۰۰) شده است و از این رو فرضیه صفر (ناهمسانی واریانس) رد می‌شود. بنابراین الگوی گارچ چند متغیره، توانسته است به خوبی اهیت ناهمسان واریانس را برطرف نماید.

۷-۲- بررسی رفتار نفت خام سنگین ایران در بازار مدیترانه

سه نفت خام مهمی که در این بازار معامله می‌شود عبارتند از: نفت خام‌های برنت موعدار، اورال مدیترانه، ایران. به منظور تحلیل رفتار نفت خام ایران دو سناریو مطرح بر اساس دیدگاه‌های کارشناسی مطرح و مورد بررسی قرار می‌گیرد (ماپرو، ۱۹۹۴). تحلیل رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار مدیترانه به منظور بررسی رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در این منطقه، قیمت نفت خام ایران تابعی از شرایط محیطی از جمله تغییرات نرخ بهره آمریکا (که هزینه حمل و نگهداری را تعیین می‌کند) و شاخص بازار سرمایه می‌باشد. همچنین رفتارهای قیمت نفت خام‌های اورال مدیترانه و برنت تابعی از متغیرهای اقتصادی از جمله نرخ بهره و شاخص بازار سرمایه می‌باشد. بر این اساس با افزایش نرخ بهره انتظار می‌رود تقاضا برای نفت خام‌های شاخص کاهش و در نتیجه قیمت نیز کاهش می‌یابد لذا نرخ بهره به عنوان یک عامل منفی در شکل‌گیری قیمت نفت خام است. از سوی دیگر با بهبود وضعیت اقتصادی و در نتیجه رشد شاخص بازار سرمایه، تقاضا برای نفت خام ایران در بازار مدیترانه افزایش می‌یابد. بنابراین، پیش‌بینی می‌شود، شاخص بازار سرمایه مثبت باشد. در اینجا نیز همانند قسمت قبل دو حالت در نظر گرفته می‌شود. حالت اول

قیمت گذاری بر اساس میانگین موزون قیمت نفت خام برنت در بازار ICE می‌باشد. بر این اساس برای نفت خام‌های مذکور معادلات زیر را داریم:

$$\log HMED = \beta_0 + \beta_1 \log(ICEI_t) + \beta_2 \log R_t \quad (11)$$

$$+ \beta_3 \log(S\&P500_t) + e_{t1} \\ \log(BRDTD_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(R_t) + \beta_2 \log(S\&P500_t) + e_{t2} \quad (12)$$

$$\log(URM_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(R_t) + \beta_2 \log(S\&P500_t) + e_{t3} \quad (13)$$

$$\sigma_t^2(i) = M(i) + A(i)e_{t-1}^2 + B(i) \frac{2}{t-1} \quad (14)$$

HMED نفت خام سنگین ایران در بازار مدیترانه، *R* نرخ بهره آمریکا، *S&P500* شاخص بازار سرمایه، *ICEI* میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت در بازار *ICE*، *URM* نفت خام اورال مدیترانه و *BRDTD* نفت خام برنت موعدهار می‌باشند که از آمار سری زمانی متغیرها به طور روزانه از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ می‌باشد. به منظور بررسی تغییر پذیری قیمت نفت خام ایران در بازار مدیترانه و تأثیر نوسان هر یک از نفت خام مورد معامله در منطقه بر نفت خام سنگین ایران از روش گارچ چند متغیره با وقفه (۱و۱) استفاده شده است.^{۳۶} نتایج برآورد معادلات بالا در جدول (۳) گزارش گردیده است.^{۳۷}

مطابق انتظار، ضرایب نرخ بهره و شاخص بازار سرمایه به ترتیب دارای علامت منفی و مثبت می‌باشند. همچنین نتایج نشان می‌دهند که ضریب متغیر میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، مثبت بوده و کشش قیمت نفت خام ایران نسبت به میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، ۰/۸۹۹ می‌باشد که یعنی با افزایش یک درصدی میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، باعث افزایش حدود نه درصدی در قیمت نفت خام ایران در بازار مدیترانه می‌شود. همچنین افزایش یک درصد در نرخ بهره آمریکا در اثر سیاست پولی آمریکا، نه درصد قیمت نفت خام ایران در این منطقه را کاهش می‌دهد.

^{۳۶} وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز انتخاب گردیده است.

^{۳۷} هر بازار نفت بازار رقابت انحصاری است بنابراین هر عرضه کننده‌ای بازار خاص خود را دارد اگر در اینجا از بازارهای نفت خام صحبت می‌شود، بازار نفت خام ایران یعنی نفت خام ایران در هر منطقه جغرافیایی که به فروش می‌رسد، می‌باشد.

جدول ۳: بررسی رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار مدیترانه با در نظر گرفتن میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت

معادلات میانگین	Constant		log(R)	log(S&P500)	log(ICE1)		
	log(HMED)	-۰/۱۱۵ (-۳/۶۸۵)	-۰/۰۹۸ -۱۱/۱۳۷ ()	۰/۰۸۸ ۵/۰۲۷	۰/۸۹۹ (۳۸/۸۹۸)		
	log(BRDTD)	-۰/۳۷۸ (-۷/۵۹۴)	-۰/۴۱۵ -۶۴/۲۴۴ ()	۰/۷۴۸ (۱۰۳/۱۸۱)	-		
	log(URM)	-۰/۴۵۲ (-۹/۵۴۵)	-۰/۳۶۶ -۵۵/۸۶۶ ()	۰/۷۵۱ (۱۱۰/۰۸۱)	-		
معادلات واریانس	M			A		B	
$\times 10^{-3}$ ۵/۸۹ (۲۰/۲۲۴)	$-2/54 \times 10^{-6}$ (-۰/۵۳۹)	$6/001 \times 10^{-5}$ (۱/۴۳۳)	۰/۷۳۹ (۲۵/۶۱۶)	۰/۶۶۳ (۶۵/۰۰۱)	۰	۰	۰
۰	۰/۰۰۰۱۴ (۱۱/۰۶۹)	$3/70 \times 10^{-6}$ (۳/۸۲۶)	۰	۰/۷۷۳ (۲۵/۹۹۰)	۰	۰/۶۴۶ (۶۶/۷۹۸)	۰
۰	۰	۰/۰۰۰۱۶ (۱۱/۰۶۹)	۰	۰/۷۶۳ (۲۵/۷۴۳)	۰	۰	۰/۶۵۲ (۶۸/۳۴۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز ارزش آماره t هستند.

این در حالی است که با افزایش یک درصد شاخص بازار سرمایه، هشت درصد قیمت نفت خام سنگین ایران را در این بازار افزایش می‌دهد. ضرایب مربوط به معادلات واریانس نشان می‌دهد که هر گونه تکانه در یک بازار بر نوسانات قیمت در سایر بازارها اثر مثبت دارد. ضرایب در ماتریس A همگی مثبت و از لحاظ آماری مثبت و معنادار هستند، این ضرایب نشان دهنده اثر تغییر به میزان یک انحراف معیار در یک بازار بر بازارهای دیگر است. همچنین همانند قسمت‌های قبل، به منظور ارزیابی اثر گارچ، پس از برآورد هر یک از الگوهای گارچ چند متغیره، باید از الگوسازی بهینه پسماندهای سیستم معادلات همزمان توسط این الگو اطمینان حاصل شود که شرط این بهینگی مدل، عدم ناهمسانی واریانس این الگو است؛ نتایج ارزیابی عدم ناهمسانی واریانس پسماندهای این الگو، از آزمون نسبت واریانس در جدول (۴) استفاده می‌شود.

جدول ۴: ارزیابی آزمون نسبت واریانس در مدل گارچ چند متغیره

معدلات	حداکثر آماره Z	میزان آماره Z	سطح احتمال
معادله ۱		۶/۹۴۷	۰/۰۰۰
معادله ۲		۸/۴۵۶	۰/۰۰۰
معادله ۳	۸۲/۳۳۵	۰/۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج این آزمون در جدول (۴) نشان از رد فرض ناهمسانی واریانس دارد، زیرا ارزش احتمال آزمون (۰/۰۰۰) شده است و از این رو فرضیه صفر (ناهمسانی واریانس) رد می‌شود. بنابراین الگوی گارچ چند متغیره، توانسته است به خوبی ماهیت ناهمسان واریانس را برطرف نماید

در حالت دوم از متغیر تفاضل قیمت نفت خام اورال مدیترانه با برنت موعدهار استفاده می‌شود، بنابراین متغیر $ICE1$ را از معادله قیمت نفت خام سنگین ایران در این منطقه، حذف می‌شود. مطابق قسمت‌های قبل معادلات قیمت نفت خام‌های این منطقه عبارت است از:

$$\log HMED_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log(DIFUB_t) + \alpha_2 \log(R_t) + \alpha_3 \log(S\&P500_t) + e_{1t} \quad (15)$$

$$\log(BRDTD_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(R_t) + \alpha_2 \log(S\&P500_t) + e_{12} \quad (16)$$

$$\log(URM_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(R_t) + \alpha_2 \log(S\&P500_t) + e_{13} \quad (17)$$

$$I_t^2(i) = M(i) + A(i)e_{t-1}^2 + B(i)I_{t-1}^2 \quad (18)$$

$HMED$ نفت خام سنگین ایران مدیترانه، R نرخ بهره آمریکا، $S\&P500$ شاخص بازار سرمایه، $DIFUB$ تفاضل قیمت نفت خام برنت با اورال، URM نفت خام اورال مدیترانه^{۳۸} و $BRDTD$ نفت خام برنت موعدهار می‌باشند که از آمار سری زمانی متغیرها به طور روزانه از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ می‌باشد. به منظور بررسی تغییر پذیری قیمت نفت خام ایران در بازار مدیترانه و تأثیر نوسان هر یک از نفت خام مورد معامله در منطقه بر نفت خام سنگین ایران از روش گارچ چند متغیره با وقفه (۱) استفاده شده است. نتایج به دست آمده در جدول (۵) آورده شده است.

مطابق انتظار، ضرایب نرخ بهره و شاخص بازار سرمایه به ترتیب دارای علامت منفی و مثبت می‌باشند و از لحاظ آماری معنادارند. نتایج تخمین نشان می‌دهد که

^{۳۸} منظور از نفت خام اورال مدیترانه، نفت خام RCMB می‌باشد

استفاده از تفاضل مزبور، سیگنال نادرستی در این بازار ایجاد می نماید. بنابراین نتیجه گرفته می شود تفاضل مزبور، نمی تواند مبنای صحیحی برای تعیین نفت خام های ایران به مقصد بازار مدیترانه باشد. امور بین الملل شرکت ملی نفت با اتکاء به بررسی های انجام شده تحقیق حاضر، می تواند در سیاست گذاری قیمت گذاری نفت خام خود، نتیجه مذکور مورد استفاده قرار دهد.

جدول ۵: بررسی رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار مدیترانه

معادلات میانگین			Constant	log(R)	log(S&P500)	log(DIFUB)
	log(HMED)		-۰/۳۹۰ (-۸/۰۲۴)	-۰/۳۳۰ (-۷۳/۰۳۵)	۰/۷۲۹ (۱۰۳/۹۹۴)	۰/۰۰۰۲ (۰/۷۵۱)
log(BRDTD)		-۰/۵۰۲ (-۱۰/۰۵۱)	-۰/۳۴۲ (-۶۴/۵۱۹)	۰/۷۵۳ (۱۰۲/۱۶۸)	-	
log(URM)		-۰/۵۱۲ (-۱۰/۵۴۵)	-۰/۳۰۴ (-۵۷/۴۰۸)	۰/۷۴۹ (۱۰۶/۲۳۲)	-	
معادلات واریانس	M			A		B
	۰/۰۰۰۱۲ (۱۰/۵۱۰)	$\times 10^{-5}$ ۹/۵۸ (۸/۵۱۵)	$\times 10^{-5}$ ۳/۴۴ (۳/۶۰۲)	۰/۷۷۹ (۲۶/۸۰۷)	۰/۶۲۹ (۶۸/۵۶۳)	.
	.	۰/۰۰۰۱۶ (۱۳/۰۳۴)	$\times 10^{-5}$ ۴/۹۱ (۴/۹۷۳)	۰/۷۸۰ (۲۶/۸۷۴)	.	۰/۶۲۸ (۶۸/۱۸۲)
	.	.	۰/۰۰۰۱۷ (۱۱/۵۵۳)	.	۰/۷۷۰ (۲۶/۶۱۶)	۰/۶۳۶ (۶۸/۸۰۷)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t هستند.

نتایج ارزیابی عدم ناهمسانی واریانس پسماندهای این الگو، از آزمون نسبت واریانس در جدول (۶) استفاده می شود.

جدول ۶: آزمون عدم ناهمسانی واریانس پسماندهای این الگو

معادلات	حداکثر آماره Z	میزان آماره Z	سطح احتمال
معادله ۱		۱۱۳/۸۶۴	۰/۰۰۰
معادله ۲		۴۲/۸۰۶	۰/۰۰۰
معادله ۳		۴۲/۶۴۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج این آزمون در جدول (۶) نشان از رد فرض ناهمسانی واریانس دارد، زیرا ارزش احتمال آزمون (۰/۰۰۰) شده است و از این رو فرضیه صفر (ناهمسانی واریانس) رد

می‌شود. بنابراین الگوی گارچ چند متغیره، توانسته است به خوبی ماهیت ناهمسان واریانس را برطرف نماید.

۳-۷- تحلیل رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شمال غرب اروپا

به منظور بررسی رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شمال غرب اروپا همانند نفت خام‌های سنگین ایران در این بازار، از دو سناریو استفاده می‌گردد. معادلات مربوط به قیمت این نفت خام در این منطقه عبارتند از:

$$\log HNWE_t = \beta_0 + \beta_1 \log(ICEI_t) + \beta_2 \log R_t \quad (19)$$

$$+ \beta_3 \log(S\&P500_t) + e_{t1}$$

$$\log(BRDTD_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(R_t) + \beta_2 \log(S\&P500_t) + e_{t2} \quad (20)$$

$$\log(URR_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(R_t) + \beta_2 \log(S\&P500_t) + e_{t3} \quad (21)$$

$$I_t^2 = M(i) + A(i)e_{t-1}^2 + B(i)I_{t-1}^2 \quad (22)$$

$HNWE$ نفت خام سنگین ایران شمال غرب اروپا، R نرخ بهره آمریکا، $S\&P500$ شاخص بازار سرمایه، $ICEI$ میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، URR نفت خام اورال رتردام و $BRDTD$ نفت خام برنت موعدهار می‌باشند که از آمار سری زمانی متغیرها به طور روزانه از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ می‌باشد. به منظور بررسی تغییر پذیری قیمت نفت خام ایران در بازار شمال غرب اروپا و تأثیر نوسان هر یک از نفت خام مورد معامله در منطقه بر نفت خام ایران از روش مولتی وریت گارچ استفاده شده است. نتایج برآورد معادلات بالا در جدول (۷) آمده است.

کلیه ضرایب از لحاظ آماری و از نظر علامت، معنادار و مطابق انتظار است. کشش قیمت نفت خام ایران نسبت به میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، ۰/۸۳ می‌باشد که یعنی با افزایش یک درصدی میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، باعث افزایش هشتاد و سه درصدی در قیمت نفت خام سنگین ایران در این بازار می‌شود. نرخ بهره در بازار فروش سه نفت خام در این منطقه به ترتیب ۰/۰۷، ۰/۳۳- و ۰/۲۹- می‌باشد که با توجه علامت منفی نرخ بهره نشان از نقش منفی در شکل‌گیری قیمت‌های نفت خام در این منطقه حکایت دارد. همچنین ضرایب شاخص بازار سرمایه به ترتیب عبارتند از ۰/۱۴، ۰/۷۱ و ۰/۷۰ می‌باشد که مطابق انتظار، با توجه به رابطه مستقیم این شاخص با رشد تقاضا ضرایب مثبت می‌باشند. ضرایب مربوط به معادلات واریانس نشان می‌دهد که هر گونه تکانه در یک بازار بر نوسانات قیمت

در سایر بازارها اثر مثبت دارد. ضرایب در ماتریس A همگی مثبت و از لحاظ آماری مثبت و معنادار هستند، این ضرایب نشان دهنده اثر تغییر به میزان یک انحراف معیار

جدول ۷: بررسی رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شمال غرب اروپا

معادلات میانگین			Constant	log®	log(S&P500)	log(ICE1)
	log(HNWE)		-۰/۲۱۲ (-۵/۶۲۷)	-۰/۰۷۷ (-۸/۴۹۱)	۰/۱۴۰ (۶/۷۳۸)	۰/۸۳۶ (۲۹/۹۵۸)
log(URM)		-۰/۲۳۲ (-۴/۱۶۹)	-۰/۳۳۵ (-۶۳/۶۲۸)	۰/۷۱۴ (۱۰۲/۱۶۸)	-	
log(BRDTD)		-۰/۱۸۲ (-۲۳/۳۰۶)	-۰/۲۹۲ (-۵۵/۷۸۲)	۰/۷۰۱ (۸۸/۰۲۹)	-	
معادلات واریانس	M		A		B	
	۰/۰۰۰۱۵ (۳۲/۸۶۴)	$\times 10^{-6}$ ۳/۲۲ (۰/۳۳۵)	$\times 10^{-5}$ ۵/۲۶ (۵/۸۰۸)	۰/۸۷۷ (۱۶/۸۹۰)	۰	۰
	۰	۰/۰۰۰۳ (۱۶/۸۶۰)	۰/۰۰۰۱۴ (۹/۷۶۸)	۰/۹۰۸ (۱۷/۱۰۲)	۰	۰/۳۰۴ (۱۹/۸۷۹)
	۰	۰	۰/۰۰۰۳۹ (۲۰/۳۸۷)	۰	۰/۹۲۴ (۱۷/۴۰۳)	۰
					۰/۳۰۴ (۱۹/۷۱)	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t هستند.

در یک بازار بر بازارهای دیگر است. در خصوص قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شمال غرب اروپا، حالت دوم (تفاضل قیمت نفت خام اورال رتردام با برنت کلیه ضرایب از لحاظ آماری و از نظر علامت، معنادار و مطابق انتظار است. کشش قیمت نفت خام ایران نسبت به میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، ۰/۸۳ می‌باشد که یعنی با افزایش یک درصدی میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، باعث افزایش هشتاد و سه درصدی در قیمت نفت خام سنگین ایران در این بازار می‌شود. نرخ بهره در بازار فروش سه نفت خام در این منطقه به ترتیب ۰/۰۷، ۰/۳۳ و ۰/۲۹ می‌باشد که با توجه علامت منفی نرخ بهره نشان از نقش منفی در شکل‌گیری قیمت‌های نفت خام در این منطقه حکایت دارد. همچنین ضرایب شاخص بازار سرمایه به ترتیب عبارتند از ۰/۱۴، ۰/۷۱ و ۰/۷۰ می‌باشد که مطابق انتظار، باتوجه به رابطه مستقیم این شاخص با رشد تقاضا ضرایب مثبت می‌باشند. ضرایب مربوط به معادلات واریانس نشان می‌دهد که هر گونه تکانه در یک بازار بر نوسانات قیمت در سایر بازارها اثر مثبت دارد. ضرایب در ماتریس A همگی مثبت و از لحاظ آماری

مثبت و معنادار هستند، این ضرایب نشان دهنده اثر تغییر به میزان یک انحراف معیار در یک بازار بر بازارهای دیگر است. در خصوص قیمت نفت خام سنگین ایران در بازار شمال غرب اروپا، حالت دوم (تفاضل قیمت نفت خام اورال رتردام با برنت موعدار) به جای میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت در بازار میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت، در نظر گرفته می‌شود. نتایج به دست آمده، ارزیابی الگوی پسماند بهینه در روش گارچ چند متغیره در جدول (۸) آمده است.

جدول ۸: ارزیابی الگوی بهینه پسماند گارچ چند متغیره

معادلات	حداکثر آماره Z	میزان آماره Z	سطح احتمال
معادله ۱		۱۳/۶۴۷	۰/۰۰۰
معادله ۲		۵/۶۰۴	۰/۰۰۰
معادله ۳		۷/۱۰۴	۰/۰۰۰

مأخذ یافته‌های تحقیق

نتایج این آزمون در جدول (۸) نشان از رد فرض ناهمسانی واریانس دارد، زیرا ارزش احتمال آزمون (۰/۰۰۰) شده است و از این رو فرضیه صفر (ناهمسانی واریانس) رد می‌شود. بنابراین الگوی گارچ چند متغیره، توانسته است به خوبی ماهیت ناهمسان واریانس را برطرف نماید.

به منظور بررسی تأثیر نوسانات بازارها بر قیمت نفت خام سنگین ایران در این منطقه، از روش گارچ چند متغیره با وقفه بهینه شوارتز استفاده می‌شود. معادله‌های مربوط به سناریوی اول عبارتند از:

$$\log HNWE_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log(DIFUR_t) + \alpha_2 \log R_t \quad (23)$$

$$+ \alpha_3 \log(S\&P500_t) + e_{t1}$$

$$\log(BRDTD_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(R_t) + \alpha_2 \log(S\&P500_t) + e_{t2} \quad (24)$$

$$\log(URR_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(R_t) + \alpha_2 \log(S\&P500_t) + e_{t3} \quad (25)$$

$$I_t^2(i) = M(i) + A(i)e_{t-1}^2 + B(i)I_{t-1}^2 \quad (26)$$

$HNWE$ نفت خام سنگین ایران در شمال غرب اروپا، R نرخ بهره آمریکا، $S\&P500$ شاخص بازار سرمایه، $DIFUR$ اختلاف قیمت نفت خام اورال رتردام با

برنت، *URR* نفت خام اورال رتردام، *BRDTD* نفت خام برنت موعدهار می باشند که از آمار سری زمانی متغیرها به طور روزانه از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ می باشد.

جدول ۹: بررسی رفتار قیمت نفت خام سنگین در بازار شمال غرب اروپا در حالت دوم

معادلات میانگین	Constant		log(R)		log(S&P500)		log(DIFUB)		
	log(HNWE)	-۰/۳۸۱ (-۷/۸۸۶)		-۰/۳۳۷ (-۷۴/۸۶۶)		۰/۷۳۲ (۱۰۶/۲۷۷)		۰/۰۰۰۳۰ (-۰/۸۶۷)	
log(URM)	-۰/۳۷۱ (-۶/۷۳۰)		-۰/۳۴۱ (-۶۳/۱۹۳)		۰/۷۳۴ (۹۰/۹۰۰)		-		
log(BRDTD)	-۰/۲۹۸ (-۵/۳۷۰)		-۰/۲۹۹ (-۵۵/۶۲۷)		۰/۷۱۸ (۸۹/۷۰۳)		-		
معادلات واریانس	M			A			B		
۰/۰۰۰۳۲ (۱۶/۹۰۶)	۳/۰۰۰۲۳ (۱۳/۳۳۰)	۰/۰۰۰۱۵ (۱۰/۴۷۲)	۰/۹۰۲ (۷/۵۶۷)	۰/۹۰۵ (۷/۵۷۴)	۰/۸۸۴ (۷/۴۸۵)	۰/۰۱۹ (۵/۲۴۶)	۰/۰۱۸ (۵/۱۵۴)	۰/۰۳۱ (۵/۸۷۹)	
.	۰/۰۰۰۳۹ (۱۹/۴۶۸)	۰/۰۰۱۷ (۱۰/۹۵۵)	.	۰/۹۰۷ (۷/۵۷۹)	۰/۸۸۶ (۷/۴۹۱)	.	۰/۰۱۷ (۵/۰۴۶)	۰/۰۲۹ (۷/۷۵۳)	
.	.	۰/۰۰۰۳۶ (۱۹/۹۲۳)	.	.	۰/۸۶۵ (۷/۳۳۹)	.	.	۰/۰۵۰ (۶/۵۳۵)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t هستند.

همان طور که در جدول (۹) مشاهده می شود، کلیه ضرایب از نظر آماری معنادار (به جز ضریب متغیر اختلاف نفت خام برنت با اورال رتردام) و علامت ضرایب مطابق انتظار می باشد. ضریب نرخ بهره در سه رابطه بالا به ترتیب (۰/۳۳، -۰/۳۴ و ۰/۲۹)، مطابق انتظار با نفت خامها رابطه منفی و از لحاظ آماری معنادار است. در خصوص شاخص بازار سرمایه ضرایب به ترتیب عبارتند از (۰/۷۳، ۰/۷۴ و ۰/۷۱) است که مطابق انتظار رابطه مثبت بین شاخص مذکور و نفت خام مورد بحث وجود داشته که نشان می دهد که با رشد شاخص بازار سرمایه، تقاضای نفت خام در این بازار افزایش یافته و در نتیجه قیمت نفت خامها نیز بالا می رود. از سوی دیگر کارشناسان امور بین الملل شرکت ملی نفت ایران بر این باورند که نفت خام ایران در این منطقه تابعی از تفاضل نفت خام اورال رتردام و برنت است همین طور که مشاهده می شود، متغیر تفاضل برنت و اورال رتردام معنادار نیست و این نشان دهنده این مطلب است که استفاده از این نفت خام در قیمت گذاری نفت خام باعث سیگنالهای نادرست

می‌شود. در معادلات واریانس، یک واحد میزان شوک در بازار اورال در این بازار سبب نوسان در قیمت نفت خام سنگین ایران به میزان $0/9$ واحد می‌شود از طرف دیگر با یک واحد میزان شوک در این بازار برای برنت موعدهار باعث نوسان قیمت نفت خام سنگین ایران به میزان $0/88$ واحد می‌شود. نتایج به دست آمده، ارزیابی الگوی پسماند بهینه در روش گارچ چند متغیره در جدول (۱۰) آمده است.

جدول ۱۰: ارزیابی الگوی بهینه پسماند گارچ چند متغیره

معدلات	حداکثر آماره Z	میزان آماره Z	سطح احتمال
معادله ۱		۳۳۹۷	۰/۰۰۰
معادله ۲		۸۱۹۷۵	۰/۰۰۰
معادله ۳		۹۱۵۱۴	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج این آزمون در جدول (۱۰) نشان از رد فرض ناهمسانی واریانس دارد، زیرا ارزش احتمال آزمون ($0/000$) شده است و از این رو فرضیه صفر (ناهمسانی واریانس) رد می‌شود. بنابراین الگوی گارچ چند متغیره، توانسته است به خوبی ماهیت ناهمسان واریانس را برطرف نماید.

۸- جمع بندی و نتیجه گیری

همان طور که در مبانی نظری در مورد رفتار قیمت نفت خام مطرح شد، با توجه به روابط بازارهای مالی با بازار نفت در کوتاه مدت می‌توان گفت با تغییر نرخ بهره در اثر سیاست‌های پولی در بازار پول مثلاً سیاست انقباضی، نرخ بهره افزایش می‌یابد با توجه به اینکه در بازار اوراق قرضه، قیمت اوراق با نرخ بهره رابطه عکس دارد، قیمت افزایش می‌یابد و سبب افزایش تقاضا برای آن می‌شود. با افزایش تقاضای اوراق، قیمت آن نیز افزایش و نرخ بهره کاهش می‌یابد. این نوسانات سبب انتقال جریان نقدینگی به بازار آتی‌ها می‌شود، که به نوبه خود افزایش قیمت آتی‌ها را هم در بر دارد. این مسأله که فرد در خصوص فعالیت در بازار آتی‌ها یا اسپات فعالیت کند به مقایسه وی بین هزینه ذخیره سازی نفت خام و سود فعالیت در بازار آتی‌ها دارد. در ابتدای امر باعث انحراف قیمت نفت خام از مسیر بلند مدت خود می‌گردد. نتایج آزمون تجربی برای نفت خام سنگین ایران در بازارهای مناطق شرق، مدیترانه و شمال غرب اروپا نشان می‌دهد که رابطه نفت خام مذکور و بازار پول (نرخ بهره) در مناطق

مورد بررسی منفی است و از سوی دیگر رابطه بین بازار سرمایه و بازار نفت خام ایران در مناطق فروش آن مثبت می‌باشد. همچنین قیمت نفت خام مذکور در این بازارها با قیمت نفت خام‌های شاخص (از لحاظ منطقه جغرافیایی) رابطه مستقیم و مثبت دارد. بنابراین می‌توان گفت، رشد شاخص بازار سرمایه، تقاضا برای نفت خام ایران در بازارهای مورد بررسی افزایش یابد. بنابراین، همان طور که پیش بینی می‌شد شاخص بازار سرمایه و قیمت نفت خام‌های مذکور مثبت است و حکایت از این دارد که با رشد اقتصادی و توسعه بازارها و رونق اقتصادی، تقاضا برای نفت خام ایران در بازارها افزایش می‌یابد. نتایج مطابق انتظار نشان می‌دهد که کشش قیمت نفت سنگین ایران نسبت به نرخ بهره در بازارهای مورد بررسی منفی می‌باشد و از لحاظ آماری معنادار است که نشان می‌دهد با افزایش هزینه‌های نگهداری و ذخیره سازی تقاضا برای نفت خام سنگین ایران در بازارهای هدف افزایش می‌یابد.

همان طور که در بازارهای مدیترانه و شمال غرب اروپا مشاهده شد تفاضل قیمت نفت خام برنت و اورال مدیترانه و رتردام در توضیح رفتار قیمت نفت خام سنگین ایران معنادار نشدند و سیگنال‌های غلط می‌دادند. با توجه به اینکه قیمت گذاری نفت خام ایران در بازارهای مذکور از شاخص‌هایی نظیر میانگین وزنی قیمت نفت خام برنت و یا تفاضل برنت و نفت خام اورال متناسب با مناطق مورد بررسی، استفاده می‌گردد، بر اساس برآوردهای تحقیق حاضر تفاضل برنت و اورال معنادار می‌باشد و پیشنهاد می‌شود شرکت ملی نفت در استفاده از این شاخص در قیمت گذاری در این مناطق تجدید نظر نماید.

فهرست منابع:

- بکی حسکوئی، مرتضی و فاطمه خواجه‌وند. (۱۳۹۳). پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۷(۲۳): ۷۵-۱۰۸.
- کشاورزیان، مریم و مهرزاد زمانی. (۱۳۸۹). اثر سرریز نرخ دلار آمریکا بر روی قیمت نفت خام، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۷(۲۷): ۱۳۱-۱۵۰.
- مهاجرى، پریسا. (۱۳۹۰). بررسی روابط قیمتی اسپت و آتی نفت خام وست تگزاس اینترمدیت. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۵: ۷۵-۱۰۲.
- Arouri, M. & D.K. Nguyen. (2010). Oil prices, Stock markets and portfolio investment: evidence from sector analysis in europe over the last decade. *Energy policy*, 38: 4528-4539.
- Chen, Y.C. & K. Rogoff. (2003). Commodity Currencies. *Journal of International Economics*, 60: 133-160.
- Cogni, A. & M. Manera. (2008). Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural cointegrated var model for the G-7 countries. *Energy economics*, 30: 856-888.
- Cremer, J. & D. Salehi Esfahani. (1991). The Rise and Fall of Oil Prices: A Competitive View. Working Paper, University of Pennsylvania, Phil.
- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*, University of Alabama, U.S.A.
- Ferderer, J. P. (1996). Oil price volatility and the macroeconomy. *Journal of Macroeconomics*, 18: 1-26.
- Filis, G. & S. Degiannakis & C.Floros. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International review of financial analysis*, 20.
- Frankel, J. (2006). The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices. NBER working paper 12713.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton university press.
- Horsnell, P. (1990). *Oil price differentials: markets in disarray* (5rd ed.). Oxford: Oxford Institute for Energy Studies.
- Huang, B.N. & C.W. Yang & M.J. Hwang. (2009). The dynamics of a nonlinear relationship between crude oil spot and futures prices: A multivariate threshold regression approach. *Energy economics*, 31(1): 91-98.

Kaufmann, R. K. (2011). The role of market fundamentals and speculation in recent price changes for crude oil. *Energy policy*, 39(3): 105-115.

Lardic, S. & V. Mignon. (2006). The impact of oil prices on gdp in european countries: an empirical investigation based on asymmetric cointegration. *Energy policy*, 34: 3910–3915.

Martell, T. F. & A. S. Wolf. (1987). Determinants of trading volume in futures markets. *The journal of futures markets*, 7(3): 233-44.

Pindyck, R. S. (2001). The dynamics of commodity spot and futures markets: a primer. *The energy journal*, 22(3): 1-29.

Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5): 449-469.

Taylor, J.S. & J. Spriggs. (1989). Effects of monetary macro-economy on canadian agricultural prices. *The Canadian journal of economics*, 22(2): 278-289.

Yousefi, A., & T.S. Wirjanto. (2003). Exchange Rate of the U.S. Dollar and the J Curve: the Case of Oil Exporting Countries. *Energy Economics*, 25: 741-765.

Archive of SID