

اثر نوسانات قیمت جهانی نفت بر بازده سهام صنایع انرژی بر در ایران

نوشین بردبار^۱، ابراهیم حیدری^۲

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۰/۲۸

چکیده

این مقاله رابطه بین نوسانات قیمت نفت و بازده سهام صنایع فلزات اساسی، فرآورده‌های نفتی و شیمیایی را با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری (VAR) و خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH) در دوره زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۳ به صورت تجربی تحلیل می‌کند. در این مطالعه از مدل VAR-GARCH که توسط لینگ و مکالیر (۲۰۰۳) توسعه یافته است، استفاده می‌شود. مزیت این مدل این است که، به مسئله بازده و نوسانات در بین مجموعه‌ی در نظر گرفته شده، می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد اثرات میانگینی بین بازار نفت و بازار سهام فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی وجود دارد ولی در مورد بازار سهام صنایع شیمیایی این اثرات صدق نمی‌کند. اثر نوسانات بین دو بازار قیمت جهانی نفت و صنایع شیمیایی و فلزات اساسی وجود ندارد ولی بین نوسانات بازار نفت و نوسانات بازده سهام فرآورده‌های نفتی رابطه معنی‌داری منفی وجود دارد. در نتیجه سرمایه‌گذاران بایستی تا حد امکان وابستگی سبد پرتفوی خود ره به قیمت نفت کاهش دهند.

واژه‌های کلیدی: نوسانات قیمت نفت، بازده سهام صنایع انرژی بر، VAR-GARCH.

طبقه‌بندی JEL: E32, G10

۱. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه خلیج فارس بوشهر، (نویسنده مسئول)؛

Email: Noshin1090@yahoo.com

۲. دانشیار اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس بوشهر؛

Email: eheidari@pgu.ac.ir

۱. مقدمه

امروزه نفت نه تنها نیاز تولیدی انبوهی از صنایع و بخش‌های اقتصادی کشورها را برآورده می‌سازد، بلکه به‌عنوان یک کالای سیاسی و استراتژیک نیز، نقش مهم و تعیین‌کننده‌ای در روابط بین‌الملل و دیپلماتیک دارد. در طول دوره حیات، این ماده به‌عنوان کالایی تجاری در سطح بین‌الملل، همواره شاهد نوسانات و فراز و نشیب‌هایی در قیمت آن بوده است، که این نوسانات، هر دو کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت را به‌نوعی متأثر ساخته و متعاقباً سبب اختلال در روند عادی فعالیت‌های اقتصادی این کشورها گردیده است.

افزایش درآمدهای نفتی به‌طور کلی دست کشورهای صادرکننده نفت را برای انجام تغییرات اقتصادی و تخصیص بودجه به بخش‌های مختلف اقتصادی و صنعتی باز می‌گذارد، بنابراین تأثیر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت از مباحث بحث‌برانگیز اقتصاد سیاسی است (اروری و همکاران^۱، ۲۰۱۱). به‌طور کلی و به‌خصوص در مورد ایران می‌توان این تأثیر را در هزینه‌های دولت، ساختار اقتصادی و رفتار دولت در داخل کشور مشاهده کرد.

با توجه به تأثیرپذیری شرکت‌ها از بودجه‌های دولتی و پروژه‌های محول شده از سوی دولت، سطح ارائه‌ی خدمات افزایش یافته و به سوددهی بیشتر این شرکت‌ها ختم خواهد شد. افزایش پروژه‌های عمرانی، راه‌سازی، مسکن و... همه و همه به سودآوری شرکت‌های موجود در بازار سرمایه کمک می‌نماید. بورس اوراق بهادار بخشی از مجموعه اقتصاد است که با سایر بخش‌های اقتصاد نیز، در ارتباط می‌باشد (رضاقلی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲). بورس اوراق بهادار یک بازار متشکل و رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها بر اساس ضوابط و قوانین خاص است. عوامل زیادی در شکل‌گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و قیمت سهام شرکت‌ها مؤثرند. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی در خارج از محدوده اقتصاد داخلی است. در این

1 Arouri et al.

میان قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای کلان از جمله شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶). با بیان اینکه حساسیت جهان به نوسانات قیمت نفت و با توجه به مطلوبیت‌های متفاوت هر بخش نسبت به نفت، این نوسانات بر هر بخش سهام تأثیرات متفاوتی می‌گذارد، در نتیجه این نوسانات تأثیر غیر مستقیمی بر صنعت دارد (جوینی^۱، ۲۰۱۳). با توجه به اهمیت نفت به عنوان معیاری برای قیمت‌گذاری ابزارهای مالی، می‌توان گفت که بازارهای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تجزیه و تحلیل رابطه‌ی بین نوسانات قیمت نفت، اثرات بالقوه‌ای بر روی قیمت سهام از طریق تأثیر بر روی گردش وجوه نقد و یا جریان‌های درآمدی دارد، به خصوص در مورد شرکت‌هایی که وابسته به نفت هستند (اروری و رالت^۲، ۲۰۱۴). کشور ایران در چند سال گذشته تحت تأثیر قیمت نفت بوده که اقتصاد و از جمله بازارهای مالی را با درجه‌های مختلف تحت تأثیر قرار داده است، هدف از این مطالعه بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر صنایع انرژی بر می‌باشد. صنایع انرژی بر، صناعی هستند که به طور قابل ملاحظه‌ای از انرژی، را به عنوان بخشی از فعالیتهای اقتصادی خود استفاده می‌کنند. (سایت دانشگاه حقوق کرنل^۳)، در اینجا ۳ بخش از بازار سهام ایران؛ یعنی سهام صنایع فلزات اساسی، صنایع شیمیایی و صنایع فرآورده‌های نفتی مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا فرضیه مطالعه عبارت است از: نوسانات قیمت نفت بر نوسانات صنایع فلزات اساسی همچنین بر نوسانات صنایع فرآورده‌های نفتی و صنایع شیمیایی اثر معناداری و منفی دارد. بدین منظور ابتدا اثرات میانگینی بین دو بازار با استفاده از مدل VAR و سپس، اثرات نوسانات بازار نفت بر صنایع مذکور با استفاده از مدل گارچ (GARCH) چندمتغیره بررسی شده است. با توجه به تأثیر گسترده‌ی نوسانات قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران، کارایی سیاست‌های مانع در برابر اثرات

1. Jouini
2. Arouri & Rault
3. <https://www.law.cornell.edu/>

منفی نوسانات قیمت نفت بر روی بورس اوراق بهادار کشور و عکس‌العمل سرمایه‌گذارانی که نیازمند درک اثرات دقیق تغییرات قیمت نفت بر روی بازده سهام هستند، نیازمند شناخت دقیق نحوه‌ی تاثیر گذاری نوسانات قیمت نفت بر بازار فوق است (حسینی‌نسب و همکاران، ۱۳۹۰). مطالعه‌ی چگونگی تأثیرپذیری سهام صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران از این دارایی‌ها، بسیار با اهمیت بوده و با توجه به اینکه امروزه سرمایه‌گذاران برای انتخاب سرمایه‌گذاری، دامنه وسیعی از عوامل را مد نظر قرار می‌دهند (آقایی و مختاریان، ۱۳۸۳) نتایج آن می‌تواند راهگشایی برای سرمایه‌گذارانی باشد که در پی حداکثر کردن ثروت خود هستند (بهرامفر و شمس‌عالم، ۱۳۸۳) و همچنین به بهبود تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران منجر شود (پورحیدری، ۱۳۸۹).

این مطالعه در پنج بخش تدوین شده است؛ بخش دوم به پیشینه پژوهش‌های انجام شده در این زمینه اختصاص یافته است. در بخش سوم ابتدا داده‌های مورد بررسی و سپس اجزای الگو معرفی و معادلات آن تصریح شده است. در بخش چهارم نتایج تجربی حاصل از برآورد الگو ارائه و سرانجام بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

همواره پیش‌بینی شرایط آینده یکی از چالش‌های مهم انسان بوده و بشر سعی کرده است با آگاهی یافتن از شرایطی که در آینده پیش خواهد آمد خود را برای رویارویی با آن مهیا کند. به بیان ساده پیش‌بینی به معنای درک این مطلب است که کدام متغیرها منجر به پیش‌بینی متغیرهای دیگر می‌شوند (مک‌نلیس^۱، ۲۰۰۵). معمولاً مهم‌ترین معیار ارزیابی عملکرد مؤسسات، در حال حاضر نرخ بازده سهام است که با توجه به شاخص قیمت در

1. McNelis

بازار سهام به دست می‌آید. این معیار به تنهایی دارای محتوی اطلاعاتی برای سرمایه گذران بوده، زیرا ارزیابی عملکرد بر مبنای ارزش بازار، اطلاعات سرمایه گذران را به خوبی منعکس می‌کند. از آنجا که شرکت‌ها و بنگاه‌های تولیدی نقش بسزایی در شکوفایی اقتصادی هر کشوری دارند لذا شناخت فاکتورها و عواملی که باعث رشد و توسعه آن‌ها می‌شود از اهمیت زیادی برخوردار است (صادقی شاهدانی و محسنی، ۱۳۹۲)، از طرفی بررسی صنایع فعال در بازار سهام به صورت جداگانه و انفرادی و ارزیابی علت رکود و رونق آن‌ها می‌تواند به ارائه رهنمودهای کاربردی برای اصلاح و کار آمدن آن‌ها و در نهایت بازار بینجامد.

تمرکز بر ارتباط بین بازارهای سهام و قیمت جهانی نفت آثار تجربی جالبی را در بر دارد. نوسانات قیمت نفت یکی از اصلی‌ترین منابع نوسانات اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران است که بر تمامی بخش‌های اقتصادی و از جمله بر بازارهای مالی این کشورها مؤثر است. تحقیقات زیادی برای مطالعه اثر نوسانات قیمت نفت انجام شده است. مروری بر این تحقیقات نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نفت نه تنها مستقیماً بر قیمت و بازده سهام اثر می‌گذارد بلکه به صورت غیر مستقیم نیز بر بازار سرمایه تأثیرگذار است، علت آن است که نوسانات قیمت نفت عامل اصلی تغییر در بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت است که این متغیرها خود بر بازار سرمایه تأثیرگذار هستند (میرزائیان و انباردان، ۱۳۹۰). نوسان به‌عنوان یک مفهوم ساده و مبتنی بر درک مستقیم است که مشخص‌کننده تغییرپذیری و پراکندگی از روند اصلی می‌باشد (ختایی و همکاران، ۱۳۷۸).

توجه اصلی اقتصادی محققان و پژوهشگران مالی این است که قیمت نفت از طریق تورم و سیاست‌های پولی بانک مرکزی بر نرخ بهره تأثیر می‌گذارد، افزایش قیمت نفت باعث افزایش نرخ بهره می‌شود (دمرلی و گنسر^۱، ۲۰۱۴)، علاوه بر این بانک مرکزی اغلب با استفاده از سیاست‌های پولی انقباضی با تورم مبارزه می‌کند که این امر نرخ بهره را

افزایش می‌دهد. در نتیجه نرخ تنزیل یک شرکت افزایش می‌یابد و افزایش نرخ تنزیل منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود (وو^۱، ۲۰۱۱). با توجه به متکی بودن بودجه دولتی ایران و یارانه‌ها به درآمدهای نفتی، تغییرات در قیمت نفت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر اقتصاد ایران دارد. پس درآمد حاصل از صدور نفت خام به‌طور غیرمستقیم بر دیگر فعالیت‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار است (کوردن و نری^۲، ۱۹۸۲، کوردن^۳، ۱۹۸۴ و ویجنبرگن^۴). بر این اساس اقتصاد ایران به صورت گسترده‌ای به صادرات نفت خام وابسته بوده و شوک بازارهای جهانی نفت می‌تواند اثری بزرگ بر ساختار اقتصادی ایران، از جمله بازار سرمایه داشته باشد (شریعتی و مرادی، ۱۳۹۲).

پارک و راتی^۵ (۲۰۰۸)، تسای^۶ (۲۰۱۵) بر این باورند که در سطح خرد تغییرات قیمت نفت به عنوان یک عامل کلیدی در فرایند تولید، بر عملکرد مالی و یا جریان‌های نقدی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد و این به‌نوبه‌ی خود می‌تواند بر سود سهام پرداخت‌شده شرکت‌ها، درآمد و قیمت سهام اثر می‌گذارد.

صنایعی که ارتباط نزدیکی با بازارهای انرژی دارند نسبت به صنایع دیگر حساسیت بیشتری به نوسانات بازار نفت دارند این واکنش صنایع مختلف ممکن است یک اثر متعادل کننده بر رفتار شاخص بازده سهام داشته باشند (سایتوس و اوران^۷، ۲۰۱۱) بخش‌های غیر نفت و گاز به شکل ضعیفی به تغییرات قیمت نفت مرتبط است (کینادو و گارسیا^۸، ۲۰۱۴).

۲-۲. پیشینه پژوهش

اخیراً تحقیقات تجربی بسیاری در زمینه‌ی قیمت سهام و قیمت نفت وجود دارد که این تحقیقات بر قیمت‌های منطقه‌ای، ملی و بین‌المللی سهام تمرکز دارند. در یک کار، دمرلی و گنسر (۲۰۱۴) در به بررسی مکانیسم انتقال نوسانات بین قیمت نفت و بازده پنج بخش

-
1. Vo, M
 2. Corden and Norry
 3. Corden
 4. Wijnbergen
 5. Park and Ratti
 6. Tsai
 7. Soyta & Oran
 8. Cunado & Gracia

۱۸۳ □ اثر نوسانات قیمت جهانی نفت بر بازده سهام صنایع انرژی بر در ایران...

بازارهای نوظهور با به کارگیری مدل برداری اتورگرسو - نامتقارن VAR-GARCH می پردازد. یافته ها نشان می دهد شاخص بخش ها به میزان و همزمان با تغییرات قیمت نفت تغییر نمی کند. السون و همکاران^۱ (۲۰۱۴) رابطه ی بین بازارهای انرژی و سهام را با استفاده از تخمین توابع پاسخ ضربه از یک مدل چندمتغیره BEKK را بررسی می کنند. یافته ها نشان می دهد که شاخص S&P 500 باعث افزایش نوسانات بازار انرژی می شود. علاوه بر این تجزیه و تحلیل نسبت های بهینه پویا نشان می دهد شاخص انرژی یک ابزار مصون سازی ضعیف می باشد. باخ پن و همکاران^۲ (۲۰۱۵) به بررسی اثرات متفاوت بازده سهام تولیدکنندگان و مصرف کنندگان نفت تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت می پردازند. نتایج حاکی از این است که بازده سهام تولیدکنندگان نفت و تغییرات قیمت نفت رابطه ای مثبت با هم دارند صرف نظر از اینکه قیمت نفت در حال افزایش یا کاهش باشد، برای مصرف کنندگان نفت؛ تغییرات قیمت نفت نمی تواند بر زیر بخش های مصرف کننده تأثیر بگذارد و اینکه قیمت نفت اثر نامتقارنی بر بازده اکثر زیر بخش ها دارد.

گیل آلانا و همکاران^۳ (۲۰۱۳) به بررسی ارتباط بین قیمت نفت خام و بازده شاخص بخش صنعت اروپا در زمان های مختلف با در نظر گرفتن منشأ شوک قیمت نفت می پردازد. در این مطالعه ۱۰ صنعت اروپا مطالعه شده است، این بررسی نشان می دهد که ارتباط بین شاخص بخش ها و قیمت نفت در طول زمان و در یک صنعت تغییر می کند. علاوه بر این شوک قیمت طرف عرضه همبستگی را به حداقل مثبت می رساند و تقاضای احتیاطی شوک قیمت نفت منجر می شود که سطح همبستگی تقریباً به صفر برسد. درحالی که تقاضای کل شوک قیمت نفت تغییرات (مثبت و منفی) قابل توجهی بر میزان همبستگی این دو متغیر دارد. هم نوع صنعت و هم منشأ شوک قیمت نفت از عوامل مهم

-
1. Olson et al.
 2. Bach Phan et al.
 3. Gil-Alana et al.

ارتباط بین بازده بخش‌های صنعت و قیمت نفت می‌باشند. در بین نتایج مهم این استدلال می‌توان به بحران مالی سال ۲۰۰۸ اشاره کرد که باعث ایجاد تنوع در فرصت‌های سرمایه‌گذاری در برخورد با بازار نفت اشاره کرد.

دیمایر و همکاران^۱ (۲۰۱۵) به بررسی این مطلب می‌پردازند که آیا قیمت نفت به‌طور سیستماتیک می‌تواند بازده بخش‌های سهام کشورهای صادرکننده را تحت تأثیر قرار دهد؟ این مطالعه با استفاده از اطلاعات بازارهای سهام خلیج فارس که نسبت به تغییرات قیمت نفت حساسیت بیشتری دارند، انجام شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که در مواجهه با قیمت نفت می‌توان بازده سهام را پیش‌بینی کرد و نوسانات نفتی می‌تواند به‌عنوان منبعی برای تعیین بازده سهام باشد. یافته‌ها نشان می‌دهد که وجود یک استراتژی پرتفوی در برابر نوسانات نفتی می‌تواند تأثیر مثبتی بر بازده سهام داشته باشد.

در مطالعات داخلی، در بررسی حسینی نسب و همکاران (۱۳۹۰) که به هدف بررسی اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش آنالیز موجک و راه‌گزینی مارکف (MS_VAR) بر اساس داده‌های ماهیانه ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۹ انجام شده است، به این نتیجه رسیده‌اند که در فاز رکود و رونق بازده بازار سهام با نوسانات شدید روبرو است در فاز رونق اثر نوسانات بر بازار سهام مثبت و در فاز رکود اثر نوسانات بر بازار سهام منفی بوده است. یحیی زاده فر و همکاران (۱۳۹۰) تأثیر تکانه‌های قیمتی و درآمدی نفت بر بازده واقعی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در صنایع مختلف را بررسی می‌کنند. آن‌ها با استفاده از مدل اقتصادسنجی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) جهت بررسی رابطه بین تکانه‌های قیمتی و درآمدی نفت و بازده سهام دریافته‌اند که تأثیر تکانه‌های قیمتی و درآمدی نفت بر بازده واقعی صنایع غذایی، شیمیایی و صنایع غیرفلزی تأثیر منفی و معنی‌دار دارند. همچنین تأثیر نرخ ارز بر بازده واقعی سهام صنایع مذکور مثبت می‌باشد. بعلاوه نرخ تورم دارای تأثیر مثبت بر بازده واقعی سهام صنایع

1. Demirer et al.

اثر نوسانات قیمت جهانی نفت بر بازده سهام صنایع انرژی بر در ایران... □ ۱۸۵

غذایی می‌باشد. به‌طور کلی می‌توان گفت که هیچ‌کدام از متغیرهای حجم تجارت، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی نمی‌توانند سهم عمده‌ای بر تغییرات بازده واقعی سهام داشته باشند و هیچ‌یک از متغیرهای مورد مطالعه تأثیری بر بازده واقعی سهام شرکت‌های فعال در صنایع فلزی و چوبی ندارند.

رودپشتی و ریاحی (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر قیمت‌های نفت خام بر روی بازده صنایع وابسته به نفت پرداخته و با توجه به نوسانات قیمت انرژی، بررسی متغیر نفت به‌عنوان عامل ریسک در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها حائز اهمیت است. مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ و مدل‌های رگرسیون پویا در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است و بر اساس آن‌ها تأثیر عامل‌های قیمت نفت خام و نرخ ارز در صرف بازده صنایع فراورده‌های نفتی، لاستیک و پلاستیک، محصولات شیمیایی و سرمایه‌گذاری‌ها از سال ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۸۸ مورد بررسی واقع شده است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است قیمت نفت خام عاملی مهم و معنی‌دار در توضیح نوسانات بازده صنایع مذکور می‌باشد. همچنین، محرابیان و برهانی فرد (۱۳۹۲) در مطالعه خود، با استفاده از داده‌های اقتصادی ایران برای دوره ۱۳۷۸-۱۳۸۷ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت خام را بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های پتروشیمی در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که دو متغیر نرخ ارز، نرخ تورم تأثیر مثبت و نوسانات قیمت نفت و نرخ بهره بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های پتروشیمی تأثیر منفی داشته است.

همانطور که در پیشینه ذکر شده در بالا مشاهده می‌شود، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام براساس مدل رگرسیون تعمیم یافته دو متغیره بر VAR-GARCH مطالعه ای صورت نگرفته، لذا انجام این پژوهش می‌تواند به گسترده شدن ادبیات پژوهش کمک کند. این مدل از این ویژگی مهم برخوردار است که بتوان بصورت همزمان معادلاتی را

برای نوسانات قیمت نفت و بازده قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران که در برگیرنده واریانس شرطی هر دو سری به‌عنوان متغیر توضیحی، تخمین زد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. معرفی مدل

نااطمینانی فضایی است که در آن تصمیم‌گیرنده‌ها و عاملین اقتصادی نسبت به میزان و جهت تغییر متغیرها مطمئن نیستند. نااطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم‌های عاملین اقتصادی می‌شود که این تصمیم‌ها در نهایت بر روی فعالیت‌های واقعی آن‌ها تأثیر می‌گذارد (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱). برای ارزیابی عدم قطعیت و بی‌ثباتی در متغیرها چندین روش وجود دارد، اما روش متداول و مسلط در اکثر مطالعات اقتصادسنجی، استفاده از مدل‌های GARCH می‌باشد. در این مطالعه از رهیافت VECH استفاده می‌شود.

مدل استفاده شده در این پژوهش مدل VAR می‌باشد و برای تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس متغیرهای قیمت نفت و شاخص قیمت سهام از یک مدل VAR(1) استفاده می‌کند. در این مطالعه، ابتدا اثرات میانگینی بین دو بازار با استفاده از مدل VAR و سپس، اثرات نوسانات این دو بازار با استفاده از مدل GARCH چندمتغیره بررسی می‌شود.

مدل گارچ چندمتغیره (MGARCH) از توسعه مدل‌های آرچ و گارچ حاصل شده است. مدل آرچ به وسیله انگل (۱۹۸۲) و تعمیم یافته آن یعنی مدل گارچ توسط بلسلو (۱۹۸۶) معرفی شده است. مدل‌های آرچ و گارچ به دلیل ناهمسانی واریانس شرطی به صورت گسترده استفاده شده‌اند ولی اثرات متقابل آنها کمتر مورد توجه قرار گرفته است. برای این منظور، مدل گارچ معمولی (تک متغیره) به مدل گارچ چند متغیره بسط داده شده است.

مدل میانگین شرطی دو متغیره VAR(1) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$R_t = \mu + \varphi R_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

که در آن $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}]^T$ بردار خطای تصادفی در زمان t و $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t)$ است: H_t ماتریس 2×2 واریانس-کوواریانس و I_{t-1} مجموعه اطلاعات در زمان $t-1$ است و $\mu = (\mu_1, \mu_2)$ بردار ضرایب ثابت، φ ماتریس ضرایب را نشان می دهد. پارامتر φ_{ij} نشان دهنده اثرات میانگینی است. برای مثال، φ_{11} نشان دهنده اثر قیمت نفت با وقفه بر قیمت نفت جاری است؛ در حالی که φ_{12} اثر وقفه قیمت سهام صنعت مورد نظر بر قیمت نفت جاری را نشان می دهد. به همین ترتیب φ_{22} اثر قیمت سهام در صنعت مورد نظر با وقفه بر قیمت سهام جاری می باشد. $\varepsilon = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})$ جمله خطا معادلات میانگین شرطی برای بخش سهام (صنعت) و نفت که به صورت $\varepsilon_t = H_t^{-\frac{1}{2}} z_t$ می باشد. ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی H_t برای دو متغیر به صورت زیر می توان نوشت:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

که در آن $h_{ii,t}$ واریانس شرطی بازدهی سهام بخش i در زمان t و $h_{ij,t}$ کوواریانس شرطی بین بازدهی های سهام بخش های i و j ($i \neq j$) در زمان t است. اگرچه روش های زیادی برای تصریح گارچ چند متغیره وجود دارد، در این پژوهش از مدل گارچ برداری قطری بلرسلو، انگل و وولدریج (۱۹۹۸) برای یافتن ماتریس واریانس و کوواریانس استفاده شده است. تصریح مدل گارچ برداری عبارت اند از:

که در آن $h_{ii,t}$ واریانس شرطی بازدهی سهام بخش i در زمان t و $h_{ij,t}$ کوواریانس شرطی بین بازدهی‌های سهام بخش‌های i و j ($i \neq j$) در زمان t است. اگرچه راه‌های زیادی برای تصریح گارچ چند متغیره وجود دارد، در این پژوهش از مدل گارچ برداری قطری بلرسلو، انگل و وولدریج (۱۹۹۸) برای یافتن ماتریس واریانس و کوواریانس استفاده شده است. تصریح مدل گارچ برداری عبارت‌اند از:

$$H_t = M + A\varepsilon_{(t-1)}\varepsilon'_{(t-1)} + Bh_{(t-1)} \quad (۴)$$

$$\begin{bmatrix} h_{1t} & h_{2t} \\ h_{2t} & h_{1t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} \\ 0 & m_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} & h_{2,t-1} \\ h_{2,t-1} & h_{1,t-1} \end{bmatrix} \quad (۵)$$

که در آن M ماتریس بالا مثلثی، ماتریس ضرایب A و B ، ماتریس مقارن $N \times N$ می‌باشند. در ماتریس A اثرات مربع شوک‌های گذشته بر نوسانات جاری و همچنین اثرات متقاطع اندازه‌گیری می‌شود. به طور مشابه در ماتریس B تأثیر نوسانات همچنین اثر متقاطع آن‌ها را روی نوسانات جاری نشان می‌دهد. $h_{11,t}$ نشان‌دهنده واریانس شرطی بازدهی قیمت نفت، $h_{12,t}$ نشان‌دهنده کوواریانس شرطی بازدهی قیمت نفت و بازدهی سهام، $h_{22,t}$ نشان‌دهنده واریانس شرطی بازدهی سهام صنعت مورد نظر می‌باشد. برای بررسی اثر نوسانات و شوک‌ها قیمت نفت بر بازار سهام صنعت مورد نظر، معنادار بودن ضرایب a_{12} و b_{12} اهمیت دارد. در بررسی اثر نوسانات و شوک‌های بازار سهام صنعت مورد نظر بر خودش معناداری ضرایب b_{22} و a_{22} اهمیت دارد و معناداری ضرایب b_{11} و a_{11} اثر شوک‌ها و نوسانات بازار نفت را بر خودش نشان می‌دهد.

با توجه به نمونه مشاهدات T ، بردار پارامترهای θ و بردار 1×2 بازدهی r تابع چگالی شرطی مدل (۷) به صورت زیر است:

$$f(R_t | I_{t-1}; \theta) = \left(\frac{1}{2\pi} \right) |H_t|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^T (H_t^{-1}) \varepsilon_t}{2} \right) \quad (۶)$$

پس تابع درست‌نمایی آن را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$L = \sum_{i=1}^T \log f(R_t | I_{t-1}; \theta) \quad (۷)$$

برای برآورد پارامترها از الگوریتم BHHH (برند، هال، هال و هاسمن) با روش حداکثر راست نمایی استفاده شده است. پسماندهای استاندارد شده از یک مدل با تصریح درست باید از فرایند نوفه سفید پیروی کند. در پایان از آماره باکس Q برای آزمون تصادفی بودن پسماندهای مدل استفاده شده است. این آماره به صورت زیر است:

$$Q = T(T + 2) \sum_{j=1}^p (T - j)^{-1} r^2(j) \quad (8)$$

که در آن $r^2(j)$ آماره تابع خودهمبستگی برای پسمانده با وقفه j است. آماره Q به طور مجانبی دارای توزیع کایدو با درجه آزادی $p-k$ بوده و k در آن نشانگر تعداد متغیر مستقل است.

۲-۳. ۵۵۵۱۵ها

متغیرهای به کاربرده شده در این پژوهش عبارت‌اند از:

جدول ۱. معرفی متغیرها

متغیر	علامت اختصاری
بازدهی قیمت ماهیانه نفت اوپک	rp
بازدهی قیمت ماهیانه شاخص سهام شیمیایی	rchemi
بازدهی قیمت ماهیانه شاخص فلزات اساسی	rmet
بازدهی قیمت ماهیانه شاخص فرآورده‌های نفتی	roilpr

شاخص‌ها مربوط به بورس اوراق بهادار، توسط سازمان بورس اوراق بهادار^۱ محاسبه شده و از سایت این سازمان استخراج گردیده است و داده‌های مربوط به قیمت نفت از سایت اوپک^۲ به دست آمده است.

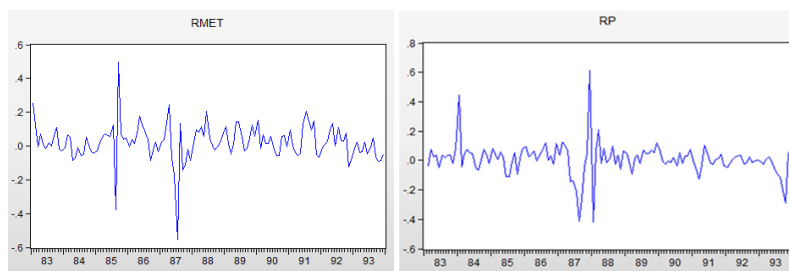
1. <http://www.tsetmc.com/>
 2. <https://www.quandl.com/data/OPEC/ORB-OPEC-Crude-Oil-Price>

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به صورت ماهیانه از سال ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۳ می‌باشد. از آنجایی که داده‌های مربوط به قیمت نفت خام به صورت میلادی بوده و داده‌های بورس به بر حسب تاریخ شمسی می‌باشند، در این پژوهش این دو نوع تاریخ با یکدیگر تطبیق داده شده‌اند.

در اکثر تحقیقات مالی، عموماً به جای قیمت‌ها بر روی بازدهی قیمت متمرکز می‌شود. چرا که سری بازدهی قیمت خواص آماری مناسب‌تری نسبت به سری قیمت‌ها به ما نشان می‌دهد و اینکه بازدهی قیمت یک دارایی برای اکثر سرمایه‌گذاران، معیاری کامل و بدون مقیاس به منظور بررسی یک فرصت سرمایه‌گذاری است؛ بنابراین در این پژوهش به جای قیمت، از بازدهی قیمت استفاده شده است. در این پژوهش به منظور محاسبه سری بازدهی قیمت، از تفاضل لگاریتم قیمت‌های متوالی سهام استفاده شده است. لگاریتم طبیعی بازدهی قیمت خالص به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (9)$$

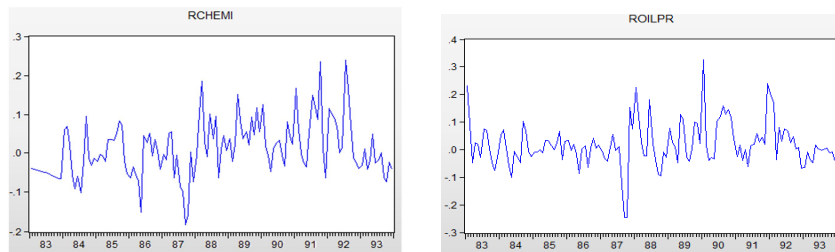
روند کلی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش در فاصله زمانی ۱۳۸۳/۱/۱ الی ۹۳/۱۲/۲۹ در نمودارهای جداگانه آمده است:



نمودار ۲: روند بازدهی قیمت ماهیانه فلزات اساسی

نمودار ۱: روند بازدهی قیمت ماهیانه نفت اوپک

اثر نوسانات قیمت جهانی نفت بر بازده سهام صنایع انرژی بر در ایران... □ ۱۹۱



نمودار ۳: روند بازدهی قیمت ماهیانه فراورده‌های نفتی نمودار ۴: روند بازدهی قیمت ماهیانه صنایع شیمیایی

جدول (۲) خلاصه‌ای از خصوصیات آماری مربوط به متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه را نشان می‌دهد:

جدول ۲. مشخصات آماری

متغیر	roilpr	Rchemi	rmet	rp	مشخصات آماری
متغیر	۰/۰۱۹۱	۰/۰۱۰۳	۰/۰۲۲۴	۰/۰۰۵۵	میانگین
متغیر	۰/۰۰۷۳	-۰/۰۰۲۰	۰/۰۱۸۸	۰/۰۱۴۱	میانه
متغیر	۰/۳۲۵۲	۰/۲۳۸۶	۰/۴۹۶۴	۰/۶۱۴۱	ماکزیمم
متغیر	-۰/۲۴۶۱	-۰/۱۸۲۱	-۰/۵۵۶۵	-۰/۴۱۹۵	مینیمم
متغیر	۰/۰۸۰۰	۰/۰۷۱۸	۰/۱۰۶۸	۰/۱۱۰۸	انحراف معیار
متغیر	۰/۵۰۷۲	۰/۵۲۴۷	-۰/۷۶۳۳	۰/۵۶۰۲	چولگی
متغیر	۵/۶۹۹۴	۳/۸۵۷۱	۱۲/۰۴۲	۱۳/۳۹۱۷	کشیدگی

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۲) بازدهی قیمت صنایع فلزات اساسی دارای بیشترین میانگین و بازدهی قیمت نفت اوپک دارای کمترین میانگین می‌باشد. همچنین بیشترین میانه مربوط به صنایع فلزات اساسی (۰,۰۱۸۲) و کمترین میانه مربوط به بازدهی قیمت صنایع شیمیایی (-۰,۰۰۰۴) می‌باشد. به علاوه بازدهی قیمت نفت اوپک دارای بیشترین ماکزیمم و کمترین مینیمم متعلق به صنایع فلزات اساسی می‌باشد. در میان این شاخص‌ها، بازدهی قیمت نفت اوپک دارای بیشترین انحراف معیار (ریسک) می‌باشد. ضریب چولگی برای

هیچ یک از متغیرها صفر نیست که حکایت از چولگی به سمت راست و چپ توزیع دارد، در حالی که ضریب چولگی برای توزیع نرمال صفر است (بازدهی نفت، صنایع شیمیایی و صنایع فرآورده‌های نفتی چوله به سمت چپ و متغیر بازدهی قیمت شاخص سهام صنایع فلزات اساسی چوله به راست می‌باشد). همچنین ضریب کشیدگی برای توزیع نرمال برابر عدد سه است در حالی که برای متغیرهای فوق ضریب کشیدگی بزرگ‌تر از سه است که نشان‌دهنده دنباله پهن‌تر نسبت به توزیع نرمال می‌باشد.

۴. نتایج تجربی

قبل از اقدام به تخمین مدل لازم است مانایی متغیرها، مورد آزمون قرار گیرد. یک متغیر سری زمانی وقتی ماناست که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگونا مانا باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه‌ی با معنی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌تواند ضریب تعیین R^2 به دست آمده آن بسیار بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود. برای آزمون مانایی متغیرها، از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در سه حالت: ۱. با عرض از مبدأ، ۲. با روند و عرض از مبدأ، ۳. بدون روند و عرض از مبدأ، استفاده شد که نتایج آن برای حالت با عرض از مبدأ و روند در جدول (۳) قابل مشاهده است. با توجه به آماره آزمون ADF مشاهده می‌شود که کلیه متغیرها در سطح و در فاصله اطمینان ۹۹٪ مانا می‌باشند.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی

roilpr	rmet	Rchemi	rind	rp	
-۷,۶۸۹۰۷۷	-۱۰,۵۵۷۱۰	-۶,۴۳۴۸۰۳	-۷,۷۸۷۷۴۴	-۱۰,۰۵۰۹۶	ADF بدون عرض از مبدأ و روند
(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	

منبع: محاسبات پژوهش

*اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح معناداری می‌باشند.

اثر نوسانات قیمت جهانی نفت بر بازده سهام صنایع انرژی بر در ایران... □ ۱۹۳

در تمامی آزمون‌های فوق با توجه به آنکه سطح معنی‌داری (احتمال رد فرضیه ۱) برابر صفر می‌باشد، بنابراین فرضیه H_0 یعنی وجود ریشه واحد (نا مانایی متغیر) را با احتمال ۹۹٪ نمی‌توان پذیرفت^۱. در نتیجه در تحقیق حاضر، متغیر بازدهی قیمت برای هر یک از متغیرهای مورد بررسی، ماناست. پس از اطمینان از مانا بودن متغیرهای مورد بررسی، وجود اثرات ARCH را بررسی می‌نماییم.

۴-۱. بررسی اثرات ARCH

پس از بررسی مانایی و اطمینان از مانا بودن سری زمانی متغیرهای مورد بررسی با تخمین معادله میانگین باید به کشف اثر ARCH در سری مورد نظر پرداخته می‌شود. برای این آزمون باید با استفاده از نرم‌افزار EViews آزمون ARCH انجام شود.

همان‌طور که قبلاً هم اشاره کردیم و با توجه به نمودار تغییرات بازدهی قیمت‌ها و همچنین مشخصات آماری داده‌های توزیع، نوسانات در دوره‌های متفاوت، شدت و ضعف‌های متفاوتی از خود نشان می‌دهند. لذا انتظار بر آن است که ناهمسانی واریانس در داده‌ها وجود داشته باشد. آزمون ARCH راجع به ثابت یا متغیر بودن واریانس جمله خطا است. در واقع قبل از هر چیزی بایستی راجع به وضعیت واریانس جمله خطا، چنین آزمونی صورت گیرد^۲. به همین منظور به آزمون اثرات ARCH پرداخته می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون ARCH

نام سری زمانی	ناهمسانی واریانس شرطی	آماره F بازده
rchemi	۰/۰۱۶۹	۲/۳۷۵۲۱۳
roilpr	۰/۰۰۱۸	۱۰/۱۴۵۳۷
rmet	۰/۰۰۱۲	۱۰/۹۲۴۳۷

منبع: محاسبات پژوهش

۱. نوفرستی محمد، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، ۱۳۷۸.

۲. اقتصادسنجی در ایویوز علی سوری

در آزمون اثرات ARCH، فرضیه‌ی صفر بیانگر عدم وجود اثرات ARCH و یا به عبارت دیگر همسانی واریانس می‌باشد. با توجه به اطلاعات جدول (۴)، فرضیه صفر این آزمون برای تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۰٪ رد می‌شود. بنابراین همان‌طور که انتظار می‌رفت، متغیرهای مورد بررسی دارای خاصیت واریانس ناهمسانی هستند.

۲-۴. تخمین مدل VAR-GARCH

در این پژوهش، برای تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کوواریانس متغیرهای موجود در مدل از یک مدل VAR(1)-MGARCH(1-1) استفاده می‌کند.

اولین مرحله برای تخمین چنین مدلی مشخص کردن معادله میانگین به‌وسیله تعیین طول وقفه بهینه الگوی VAR با استفاده از معیار شوارتز و آکائیک می‌باشد. رهیافتی که برای برآورد پارامترها استفاده می‌گردد رهیافت VEC با روش تخمین حداکثر راست نمایی می‌باشد. پس از اطمینان از مانا شدن متغیرها، مدل اولیه برای به دست آوردن وقفه بهینه برای متغیر بازده سهام صنایع (شیمیایی، فلزات اساسی، فرآورده‌های نفتی) اجرا شده است:

جدول ۵. تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری (VAR) بازده سهام فلزات

HQ	SC	AIC	lag
-۳/۱۸۰۲۳۱ [°]	-۳/۱۵۳۷۷۴ [°]	-۳/۱۹۸۳۳۷	۰
-۳/۱۷۸۳۲۱	-۳/۰۹۸۹۵۱	-۳/۲۳۲۶۴۰ [°]	۱
-۳/۱۲۱۴۴۶	-۲/۹۸۹۱۶۲	-۳/۲۱۱۹۷۷	۲
-۳/۰۳۶۷۹۱	-۲/۸۵۱۵۹۴	-۳/۱۶۳۵۳۴	۳

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۶. تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری (VAR) بازده سهام فرآورده‌های نفتی

HQ	SC	AIC	lag
-۳/۷۶۶۱۹۹	-۳/۷۳۹۷۴۲	-۳/۷۸۴۳۰۵	۰
-۳/۹۶۶۴۰۴ [°]	-۳/۸۸۷۰۳۴ [°]	-۴/۰۲۰۷۲۲ [°]	۱
-۳/۹۱۸۷۷۹	-۳/۷۸۴۹۴	-۴/۰۰۹۳۰۹	۲
-۳/۸۴۸۷۳۲	-۳/۶۶۳۵۳۵	-۳/۹۷۵۴۷۶	۳

منبع: محاسبات پژوهش

اثر نوسانات قیمت جهانی نفت بر بازده سهام صنایع انرژی بر در ایران... □ ۱۹۵

جدول ۷. تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری (VAR) بازده سهام شیمیایی

HQ	SC	AIC	Lag
-۳/۹۴۵۸۶۹	-۳/۹۱۹۴۱۳	-۳/۹۶۳۹۷۶	۰
*-۴/۱۶۲۶۰۱	*-۴/۰۸۳۲۳۰	*-۴/۲۱۶۹۱۹	۱
-۴/۱۰۰۷۲۴	-۳/۹۶۸۴۴۰	-۴/۱۹۱۲۵۴	۲
-۴/۰۴۴۶۴۲	-۳/۸۵۹۴۴۴	-۴/۱۷۱۳۸۵	۳

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس مشاهدات بالا وقفه بهینه برای تمامی متغیرها یک VAR(1) می‌باشد. برای تحلیل پویایی رابطه‌ی بین بازده سهام کل، بازده سهام صنایع انرژی بر و قیمت نفت، با توجه به وقفه بهینه از مدل GARCH(1-1) - VAR(1) استفاده شده است. جدول ۸ پارامترهای برآورد شده، انحراف معیار و آماره Z و احتمال برای متغیرهای قیمت نفت و بازده سهام فلزات اساسی را نشان می‌دهد:

جدول ۸. نتایج حاصل از برآورد VAR(1) - GARCH(1,1) برای قیمت نفت و بازده سهام فلزات اساسی

احتمال	آماره Z	انحراف معیار	مقدار ضریب	ضریب
۰/۵۰۶۵	۰/۶۶۴۲۹۹	۰/۰۱۱۱۶۳	۰/۰۰۷۴۱۵	μ_1
۰/۹۴۹۶	-۰/۰۶۳۱۵۷	۰/۰۰۰۹۷۹۱	-۰/۰۰۰۶۱۸	μ_2
۰/۴۹۱۳	۰/۶۸۸۱۷۶	۰/۱۶۰۳۵۳	۰/۱۱۰۳۵۱	ϕ_{11}
۰/۶۰۱۲	۰/۵۲۲۷۳۸	۰/۰۸۶۲۱۹	۰/۰۴۵۰۷۰	ϕ_{12}
۰/۰۰۰۳	۳/۵۹۶۳۵۴	۰/۰۵۷۰۵۲	۰/۲۰۵۱۸۰	ϕ_{21}
۰/۰۳۴۴	۲/۱۱۵۵۰۸	۰/۰۸۰۹۳۸	۰/۱۷۱۲۲۴	ϕ_{22}
۰/۰۰۰۱	۳/۸۸۷۳۳۴	۰/۲۵۴۵۹۲	۰/۹۸۹۶۸۵	a_{11}
۰/۵۲۸۳	۰/۶۳۰۵۷۰	۰/۳۲۲۶۲۷	۰/۲۰۳۴۳۹	a_{12}
۰/۰۰۰۰	۴/۵۳۳۸۱۹	۰/۲۱۷۷۳۰	۰/۹۸۷۱۵۰	a_{22}
۰/۰۰۰۰	۴/۹۶۳۳۴۳	۰/۰۷۹۹۴۹	۰/۳۹۶۸۱۵	b_{11}
۰/۸۰۵۹	-۰/۲۴۵۷۲۰	۰/۶۴۴۷۹۸	-۰/۱۵۸۴۳۹	b_{12}
۰/۰۰۰۶	-۳/۴۳۶۲۶۲	۰/۰۸۶۳۹۲	-۰/۲۹۶۸۶۴	b_{22}

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج ارائه شده در قسمت اول جدول (۸) ضرایب برآورد میانگین را نشان می‌دهد: ضریب ϕ_{11} در سطح ۰/۰۵ معنادار نمی‌باشد یعنی تغییرات قیمت نفت تحت تأثیر وقفه

خود قرار ندارد، در مقابل φ_{22} معنادار است یعنی تغییرات بازده سهام فلزات اساسی تحت تأثیر وقفه‌ی خود می‌باشد. با توجه به اینکه ضرایب φ_{12} در سطح ۰/۰۵ معنادار نمی‌باشد، در مقابل φ_{21} در سطح ۰/۰۵ معنادار می‌باشند، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات متقاطع بین بازده سهام صنایع فلزات اساسی و قیمت نفت را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، رابطه علی یک‌سویه از طرف قیمت نفت اویک بر بازده سهام صنایع فلزات اساسی بین این دو متغیر وجود دارد.

ضرایب برآوردی معادلات ماتریس واریانس-کواریانس این کمیت‌ها اثرگذاری شوک‌ها و نوسانات خودی و متقاطع با وقفه را روی نوسانات دو بازار مالی نشان می‌دهد. در بازار نفت a_{11} از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنادار است، می‌توان گفت قیمت نفت تحت تأثیر شوک‌های گذشته‌ی خود می‌باشد. با توجه به اینکه ضریب GARCH الگو در بازار نفت (b_{11}) معنادار است می‌توان گفت که متغیر قیمت نفت از نوسانات گذشته‌ی خود هم تأثیر می‌پذیرد، همچنین با توجه به عدم معناداری ضرایب a_{12} و b_{12} می‌توان گفت که متغیر بازده سهام فلزات اساسی تحت تأثیر شوک‌های و نوسانات نفتی نمی‌باشد. در بازار سهام فلزات اساسی ضرایب a_{22} و b_{22} در سطح ۰/۰۵ معنادار هستند، بدین معنی که متغیر بازده سهام صنایع فلزات اساسی تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات گذشته‌ی خود هستند. جدول ۹ پارامترهای برآورد شده، انحراف معیار و آماره Z و احتمال برای متغیرهای قیمت نفت و بازده سهام فرآورده‌های نفتی را نشان می‌دهد:

جدول ۹: نتایج حاصل از برآورد VAR(1)- GARCH(1,1) برای قیمت نفت و بازده سهام صنایع فرآورده‌های نفتی

احتمال	آماره z	انحراف معیار	مقدار ضریب	ضریب
۰/۷۸۳۰	-۰/۲۷۵۴۵۲	۰/۰۰۴۱۵۳	-۰/۰۰۱۱۴۴	μ_1
۰/۱۰۳۹	۱/۶۲۶۳۸۴	۰/۰۰۶۶۳۸	۰/۰۱۰۷۹۶	μ_2
۰/۱۵۵۵	۱/۴۲۰۴۹۶	۰/۱۱۹۹۶۸	۰/۱۷۰۴۱۵	φ_{11}
۰/۱۹۵۱	۱/۲۹۵۶۶۹	۰/۰۶۴۹۷۷	۰/۰۸۴۱۸۸	φ_{12}
۰/۰۰۰۷	۳/۳۷۴۸۳۳	۰/۰۵۲۶۸۵	۰/۱۷۷۸۰۳	φ_{21}
۰/۰۰۰۰	۴/۷۶۶۸۵۸	۰/۰۷۱۵۵۹	۰/۳۴۱۱۱۱	φ_{22}
۰/۰۰۰۰	۵/۰۲۱۳۹۷	۰/۲۱۱۸۸۱	۱/۰۶۳۹۳۸	a_{11}
۰/۲۰۵۳	۱/۲۶۶۶۷۷	۰/۰۹۹۱۹۱	۰/۱۲۵۶۴۲	a_{12}
۰/۲۰۲۷	۱/۲۷۴۰۰۹	۰/۰۷۲۴۶۰	۰/۰۹۲۳۱۵	a_{22}
۰/۰۰۰۰	۶/۴۸۳۱۶۴	۰/۰۶۳۹۳۶	۰/۴۱۴۵۰۷	b_{11}
۰/۰۰۰۰	-۱۱/۵۰۳۸۳	۰/۰۷۹۸۵۶	-۰/۹۱۸۶۵۴	b_{12}
۰/۰۰۴۱	۲/۸۷۰۳۹۹	۰/۲۴۴۲۵۱	۰/۷۰۱۰۹۸	b_{22}

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج ارائه شده در قسمت اول جدول (۹) ضرایب برآورد میانگین را نشان می‌دهد: ضریب φ_{11} در سطح ۰/۰۵ معنادار نمی‌باشد یعنی اینکه تغییرات قیمت نفت اوپک تحت تأثیر وقفه‌های خود نمی‌باشد، در مقابل ضریب φ_{22} از نظر آماری معنادار می‌باشد و این بدین معنی می‌باشد که بازده سهام صنایع فرآورده‌های نفتی تحت تأثیر وقفه‌های خود می‌باشد. ضریب φ_{21} در سطح ۰/۰۱ معنی دار است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات متقاطع بین بازده نفت و بازده فرآورده‌های نفتی رد می‌شود و از آنجا که φ_{12} معنی دار نمی‌باشد، بنابراین یک رابطه علی یک‌سویه و مثبت از متغیر قیمت نفت بر روی بازده سهام فرآورده‌های نفتی وجود دارد.

معادلات واریانس - کوواریانس شرطی استفاده شده در این پژوهش، با روش گارچ چند متغیره به طور خاص اثرگذاری شوک‌ها و نوسانات بین قیمت نفت و بازار سهام را بررسی می‌کند و نشان‌دهنده ضرایب برآوردی ماتریس واریانس-کوواریانس است. این کمیت‌ها اثرگذاری شوک‌ها و نوسانات خودی و متقاطع با وقفه را روی نوسانات دو بازار

نشان می‌دهد. در بازار سهام a_{11} از نظر آماری در سطح ۰/۰۱ معنادار است، می‌توان گفت قیمت نفت تحت تأثیر شوک‌های گذشته‌ی خود می‌باشد. با توجه به اینکه ضریب GARCH الگو در بازار سهام (b_{11}) معنادار است می‌توان گفت که متغیر قیمت نفت از نوسانات گذشته‌ی خود تأثیر می‌پذیرد، با توجه به عدم معناداری ضریب a_{12} می‌توان گفت که بازده فرآورده‌های نفتی تحت تأثیر شوک‌های بازار نفت قرار ندارد، در مقابل با توجه به معناداری ضریب b_{12} می‌توان گفت که متغیر بازده سهام فرآورده‌های نفتی تحت تأثیر نوسانات نفتی می‌باشد. در بازار نفت ضرایب a_{22} معنادار نمی‌باشد ولی b_{22} از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنادار است، که نشانگر اثرپذیری این بازار از نوسانات گذشته‌ی خود است. جدول (۱۰) پارامترهای برآورد شده، انحراف معیار و آماره Z و احتمال برای متغیرهای قیمت نفت و بازده سهام صنایع شیمیایی را نشان می‌دهد:

جدول ۱۰. نتایج حاصل از برآورد VAR(1)- GARCH(1,1) برای قیمت نفت و بازده سهام شیمیایی

احتمال	آماره Z	انحراف معیار	مقدار ضریب	ضریب
۰/۲۳۰۷	-۱/۱۹۸۵۱۰	۰/۰۰۴۵۳۳	۰/۰۰۵۴۳۲	μ_1
۰/۳۲۴۴	-۰/۹۸۵۵۴۳	۰/۰۰۵۹۵۲	-۰/۰۰۵۸۶۶	μ_2
۰/۰۶۲۴	۱/۸۶۳۶۹۷	۰/۱۳۰۹۴۲	۰/۲۴۴۰۳۶	ϕ_{11}
۰/۳۷۵۶	۰/۸۸۵۹۵۵	۰/۰۸۹۷۳۹	۰/۰۷۹۵۰۵	ϕ_{12}
۰/۹۹۷۹	-۰/۰۰۲۵۹۷	۰/۰۴۴۷۱۱	-۰/۰۰۰۱۱۶	ϕ_{21}
۰/۰۰۰۰	۲۸۰/۶۵۹۳	۰/۰۰۲۰۰۸	۰/۵۶۳۴۵۲	ϕ_{22}
۰/۰۰۰۰	۴/۷۴۱۸۸۰	۰/۲۷۱۴۲۹	۱/۲۸۷۰۸۳	a_{11}
۰/۲۸۷۶	-۰/۱۰۶۳۴۶۴	۰/۲۲۲۷۳۰	-۰/۲۳۶۸۶۶	a_{12}
۰/۰۳۰۳	-۲/۱۶۵۶۶۷	۰/۰۴۷۴۳۸	-۰/۱۰۲۷۳۵	a_{22}
۰/۰۰۰۰	۶/۶۲۱۱۸۹	۰/۰۶۳۹۱۸	۰/۴۲۳۲۱۶	b_{11}
۰/۱۲۰۸	-۱/۵۵۱۳۹۷	۰/۳۵۹۷۵۴	-۰/۵۵۸۱۲۰	b_{12}
۰/۰۰۰۰	۲۱/۵۵۶۶	۰/۰۲۰۶۹۸	۱/۰۹۲۸۸۸	b_{22}

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج ارائه شده در قسمت اول جدول (۱۰) ضرایب برآورد میانگین را نشان می‌دهد: ضریب ϕ_{11} معنادار می‌باشد بنابراین تغییرات قیمت نفت تحت تأثیر وقفه خود قرار دارند

و φ_{22} در سطح ۰/۰۵ معنادار می باشند و بازده سهام صنایع شیمیایی تحت تأثیر وقفه خود قرار دارند. با توجه به اینکه ضرایب φ_{21} و φ_{12} در سطح ۰/۰۵ معنادار نمی باشند بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات متقاطع بین بازده نفت و بازده صنایع شیمیایی رد نمی شود، بنابراین، هیچ رابطه علی دو سویه بین این دو متغیر وجود ندارد.

ضرایب برآوردی معادلات ماتریس واریانس-کواریانس این کمیت‌ها اثرگذاری نوسانات و شوک‌های خودی و متقاطع با وقفه را روی نوسانات دو بازار را نشان می دهد. در بازار نفت a_{11} از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنادار هست، می توان بیان کرد قیمت نفت تحت تأثیر شوک‌های گذشته‌ی خود می باشد. با توجه به اینکه ضریب GARCH الگو در بازار نفت (b_{11}) معنادار است می توان گفت که متغیر قیمت نفت از نوسانات گذشته‌ی خود تأثیر می پذیرد، با توجه به عدم معناداری ضرایب a_{12} و b_{12} می توان گفت که بازده سهام صنایع شیمیایی تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات بازار نفت قرار ندارد. در بازار سهام شیمیایی ضرایب a_{22} و b_{22} در سطح ۰/۰۵ معنادار است، بدین معنی که متغیر بازده سهام شیمیایی تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات گذشته‌ی خود می باشد.

۵. بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش با توجه به وابستگی شدید اقتصاد کشور به نفت و درآمدهای حاصل از آن و با عنایت به این مسئله که نفت یکی از مهمترین عوامل تولید به شمار می رود، تغییرات قیمت آن به طور مستقیم و غیر مسقیم بر بازده سهام شرکت‌ها و صنایع موجود در بورس اثرگذار می باشد، یعنی بسته به اینکه این شرکت‌ها یا صنایع مختلف از نفت و مشتقات وابسته به آن به صورت داده یا ستاده تولید استفاده می کنند از قیمت نفت متاثر خواهند شد. از آنجاکه ارزش سهام، برابر با مجموع تنزل یافته جریان‌ات نقدی آینده می باشد و این جریان‌ات نقدی تحت تأثیر حوادث و رخدادهای اقتصاد کلان می باشد، در نتیجه ارزش سهام این صنایع تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت نیز قرار می گیرند.

بازار سهام از اجزاء تشکیل‌دهنده بازار سرمایه می‌باشد و به‌عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن است. چنانچه این بازار رابطه‌ای منطقی با سایر بخش‌ها نداشته باشد، معضلات و کاستی‌هایی در عملکرد آن پیش خواهد آمد. سرمایه‌گذاران به‌عنوان یک استراتژی کاهش ریسک، پرتفولیوهای گوناگونی را نگهداری می‌کنند، آنالیز ارتباط بین قیمت نفت و قیمت سهام، برای تصمیم‌گیری پرتفوی بهینه برای سرمایه‌گذاران و نحوه اعمال سیاست‌هایی که در جهت رونق بازار فوق باشد بسیار بااهمیت است. همچنین، بررسی تاثیر این نوسانات بر بازده سهام این صنایع و شرکت‌ها، پیش‌بینی نوسانات آینده برای صاحبان سهام و بازار کالا شود.

در این مقاله اثر نوسانات قیمت جهانی نفت (اوپک) بر بازده سهام صنایع انرژی بر با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) و خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی (GARCH) چند متغیره به صورت تجربی تحلیل شده است. که نتایج برای داده‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۳ در زیر بیان شده است:

قیمت نفت و بازده سهام صنایع فرآورده های نفتی

بین قیمت نفت و بازده سهام صنایع فرآورده های نفتی رابطه‌ی یک سویه ی مثبت برقرار است. همچنین بازده سهام صنایع فرآورده های نفتی رابطه‌ی معنی داری با شوک های قیمت نفت نداشته ولی با نوسانات قیمت نفت اوپک رابطه‌ی معنی دار و منفی دارد. تغییر قیمت نفت رابطه مستقیمی با درآمد شرکت های پالایشگاهی دارد و بر سود این شرکت ها را تحت تاثیر قرار می دهد. با توجه به اینکه هزینه های تولید در شرکت های بالا دست (انجام عملیات اکتشاف، آزمایش، راه اندازی و تولید نفت خام) برای هر بشکه نفت سرمایه بر و تا حد زیادی ثابت است، در صورتی که قیمت نفت بازار از قیمت تولید شده نفت خام کمتر باشد بر سود شرکت ها تاثیر گذاشته و نااطمینانی و ریسک این شرکت ها را برای سهامداران افزایش می دهد با افزایش عدم اطمینان و اعتماد سرمایه گذاران بازار سهام و با توجه به کاهش سود در این صنایع می توان نتیجه گرفت که نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام این صنعت تاثیر منفی خواهد گذاشت.

قیمت نفت و بازده سهام صنایع فلزات اساسی

بر اساس نتایج بدست آمده بین قیمت جهانی نفت اوپک و بازده سهام صنایع فلزات اساسی یک رابطه‌ی یک سویه از قیمت نفت بر بازده سهام این صنایع وجود دارد، ولی بر اساس مدل پژوهش بین نوسانات و شوک های قیمت نفت و بازده سهام صنایع فلزات هیچ گونه رابطه‌ی معنی داری وجود ندارد.

از دیگر کالاهای بسیار مهم در عرصه‌ی مبادلات جهانی که نفت تاثیر زیادی بر آن دارد می توان به طلا اشاره کرد. از آنجایی که قیمت فلزات اساسی تابع طلا هستند و می توان اینگونه بیان کرد که قیمت طلا به نوعی لیدر قیمت فلزات می باشد. تاثیرگذاری قیمت نفت بر طلا موجب می شود تا نفت به صورت غیر مستقیم بر بسیاری دیگر از کالاها، سهام شرکتها و ارزهای رایج کشورهای مختلف نیز تأثیر بگذارد. بر اساس نتایج پژوهش نوسانات و شوک های نفتی رابطه‌ی معنی داری بر نوسانات و شوک های سهام فلزات اساسی ندارد علت این مسئله اینست که طلا در بازارهای جهانی به دلار ارزش گذاری می شود و قیمت ارز هم بر قیمت طلا تاثیر خواهد داشت بنابراین نوسانات و شوکهای نفتی نمی تواند به صورت مستقیم و هم زمان بر نوسانات و شوکهای سهام فلزات اساسی تاثیر بگذارد و این نوسانات و شوک های قیمتی نفت با تاخیر انجام می شود.

قیمت نفت و بازده سهام صنایع شیمیایی

بین قیمت نفت و بازده سهام صنایع شیمیایی هیچگونه رابطه متقابلی برقرار نمی باشد. همچنین بازده سهام صنایع شیمیایی رابطه‌ی معنی داری با نوسانات قیمت نفت اوپک رابطه‌ی معنی دار و منفی دارد.

با توجه به اینکه که پتروشیمی ها بیشتر با گاز فعالیت می کنند و قیمت گاز متاثر از قیمت نفت نیست، بنابراین می توان گفت که قیمت سهام صنایع شیمیایی تاثیر مستقیمی از قیمت نفت ندارد برای نمونه در تولید کودشیمیایی یا متانول قیمت نفت تاثیر گذار نیست. می توان گفت بازده سهام صنایع شیمیایی هیچ گونه واکنشی به نوسانات قیمت نفت از خود نشان نمی دهد دلیل آن هم این است که ریسک های وارده به گروه پتروشیمی همچون

نرخ تأمین خوراک پتروشیمی‌ها که ریسکی به مراتب بالاتر از پایین آمدن قیمت نفت برای فعالان بازار سرمایه است.

سرمایه‌گذاران بایستی به نوسانات قیمت نفت به عنوان شاخص مهم اطلاعاتی که با اثرگذاری بر هزینه‌های متغیر، درآمد شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد توجه داشته باشند و تا حد امکان وابستگی سبد پرتفوی خود را به قیمت نفت کاهش دهند تا سودآوری آنها تحت تأثیر این نوسانات قرار نگیرد و ارزش سهام آنها که از سودآوری متأثر است تحت تأثیر قرار نگیرد. شرکتها و صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران به خصوص صناعی که از نفت به عنوان داده تولید استفاده میکنند باید حتی الامکان سعی نمایند که با استفاده از صنایع به روزتر و همچنین استفاده از انرژی‌های جایگزین، وابستگی خود را به نفت کاهش داده و در نتیجه شاهد نوسان بازدهی قیمت سهام خود به هنگام نوسان قیمت‌های نفت نباشند.

منابع و مأخذ

- Aghaee, M., & Mokhtarian, A. (2004). Factors affecting decision making of investors in Tehran Stock Exchange. *Evaluation of accounting and auditing*, 11(36), 3-25.
- Arouri, M. E. H., & Rault, C. (2014). An Econometric Analysis of the Impact of Oil Prices on Stock Markets in Gulf Cooperation Countries. *Emerging Markets and the Global Economy*, 161-178.
- Arouri, M. E. H., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2011). Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: implications for portfolio management. *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1387-1405.
- Bahramfar, N., & shams alam, H. (2004). The effect of variables on stock futures Abnormal returns accounting firms listed in the Tehran Stock Exchange. *Evaluation of accounting and auditing*, 11(37), 23-50.
- Corden, W. M. (1984). Booming sector and Dutch disease economics: survey and consolidation. *oxford economic Papers*, 36(3), 359-380.
- Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The economic journal*, 92(368), 825-848.
- Cunado, J., & de Gracia, F. P. (2014). Oil price shocks and stock market returns: Evidence for some European countries. *Energy Economics*, 42, 365-377.
- Demiralay, S., & Gencer, H. G. (2014). Volatility Transmissions between Oil Prices and Emerging Market Sectors: Implications for Portfolio Management and Hedging Strategies. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(3), 442.
- Demirer, R., Lee, H. T., & Lien, D. (2015). Does the stock market drive herd behavior in commodity futures markets?. *International Review of Financial Analysis*, 39, 32-44.
- Gil-Alana, L. A., & Yaya, O. S. (2014). The relationship between oil prices and the Nigerian stock market. An analysis based on fractional integration and cointegration. *Energy Economics*, 46, 328-333.
- Heydari, H., & Bashiri, S. (2012). The relationship between real exchange rate uncertainty and stock price index at Tehran Stock Exchange: Some Evidence from VAR-GARCH model. *Journal of Economic Modeling*, 9(3), 71-92.
- Hoseini Nasab, A., KHezri, M., Rasouli, A. (2011). The effect of oil price volatility on the stock return Tehran Stock Exchange: wavelet analysis and Markov switching. *Energy Economics Studies*, 28 (8), 31-60.

- Hoseini Nasab, A., Khezri, M., Rasouli, A. (2011). The effect of oil price volatility on the stock return Tehran Stock Exchange: wavelet analysis and Markov switching. *Energy Economics Studies*, 28 (8), 31-60.
- Jouini, J. (2013). Return and volatility interaction between oil prices and stock markets in Saudi Arabia. *Journal of Policy Modeling*, 35(6), 1124-1144..
- KHataie, M., & Mousavi Nick, H. (2008). The effect of exchange rate fluctuations on economic growth given the level of development of financial markets. *Iran's Economic Research*, 12(37), 1-19.
- McNelis, P. D. (2005). Neural networks in finance: gaining predictive edge in the market. *Academic Press*.
- Mehrabian, A., & Borhanifard, M., J. (2013). Effect of fluctuations in oil prices on the stock price index petrochemical companies. *E-Vision Conference National Iranian economy*.
- Phan, D. H. B., Sharma, S. S., & Narayan, P. K. (2015). Oil price and stock returns of consumers and producers of crude oil. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 34, 245-262.
- Pour heihdari, A. (2010). Examine the determinants of stock price changes in the Tehran Stock Exchange. . *Evaluation of accounting and auditing*, 17(60), 31-60.
- Rahnamaye, F., Tajmir Reyhani, H., Smael Atoee, S. (2012). Comparison and analysis of oil price fluctuations in the exchange rate of return based petrochemical industries related to arbitrage pricing theory and dynamic regression model. Investment Knowledge. *Evaluation of accounting and auditing*, (1), 53-76.
- Rezagholi Zadeh, M., Yavari, K., Sahabi, B., saleh abadi, A. (2013). Of alternative assets effect of fluctuations in the stock price index.. *Evaluation of accounting and auditing*, 1 (20), 43-64.
- Sadeghi shahdani, M., & Mohseni, H. (2011). The impact of oil prices on stock market returns: Evidence from oil exporting countries in the Middle East. *Research planning and energy policy*, 1-16.
- Samadi, S., Shirani fakhr, Z., Davarzadeh, M. (2007). Evaluation of the effect of stock price index of Tehran Stock Exchange, the price of gold and oil (modeling and forecasting). *economic review*, 2 (4), 25-47.
- Shariati, A., Moradi, M., Zeratkish, Y. (2011). Evaluation of long-term relationships volatility of stock indexes and oil prices on economic growth in the current eight member countries. *The first electronic meeting of the National Economic Outlook*, 1-21.
- Soytas, U., & Oran, A. (2011). Volatility spillover from world oil spot markets to aggregate and electricity. *Applied Energy*, 354-360.

۲۰۵ □ اثر نوسانات قیمت جهانی نفت بر بازده سهام صنایع انرژی بر در ایران...

- Tsai, C. L. (2015). How do US stock returns respond differently to oil price shocks pre-crisis, within the financial crisis, and post-crisis? *Energy Economics*, 50, 47-62.
- Van Wijnbergen, S. (1984). The Dutch Disease': a disease after all? *The Economic Journal*, 41-55.
- Vo, M. (2011). Oil and stock market volatility: A multivariate stochastic volatility perspective. *Energy Economics*, 956-965.
- Yahyazadehfar, M., Larimi, J., Faramarzi, R. (2007). Evaluate the impact of oil price shocks and income on real stock returns of companies listed on Tehran Stock Exchange . *Studies Accounting and Auditing*, 2(1), 1-33.