[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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

**نوشین بردبار[1]، ابراهیم حیدری[2]**

**تاریخ دریافت: ۹٤/۱۲/۱۷ 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) توسعه‌یافته است، استفاده می‌شود. مزیت این مدل این است که، به مسئله‌ی بازده و نوسانات در بین مجموعه‌ی در نظر گرفته‌شده، 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

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

## ۱. مقدمه

امروزه نفت نه‌تنها 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 درروند عادی فعالیت‌های اقتصادی این کشورها گردیده است.

افزایش درآمدهای نفتی به‌طورکلی 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[1]، ۲۰۱۱). به‌طورکلی 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 افزایش‌یافته 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 خریدوفروش 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 به‌عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای کلان ازجمله 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 تاثیرات متفاوتی می‌گذارد، در نتیجه این نوسانات تاثیر غیر مستقیمی بر صنعت دارد (جوینی[1]، ۲۰۱۳). با توجه به اهمیت نفت به‌عنوان 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، به‌خصوص در مورد شرکت‌هایی که وابسته به نفت هستند (اروری و رالت[2]، ۲۰۱۴). کشور ایران در چند سال گذشته تحت تأثیر قیمت نفت بوده که اقتصاد و ازجمله 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، صنایعی هستندکه به طور قابل ملاحظه‌ای از انرژی، را به عنوان بخشی از فعالیتهای اقتصادی خود استفاده می‌کنند. (سایت دانشگاه حقوق کرنل[3])، 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 تاثیر 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/

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

منفی نوسانات قیمت نفت بر روی بورس اوراق بهادار کشور و عکس‌العمل سرمایه-گذارانی 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). مطالعهٔ چگونگی تأثیرپذیری سهام صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران از این دارایی‌ها، بسیار با اهمیت بوده و با توجه به اینکه امروزه سرمایه گذاران برای انتخاب سرمایه گذاری، دامنه وسیعی از عوامل را مد نظر قرار می دهند (آقایی و مختاریان، ۱۳۸۳) نتایج آن می تواند راهگشایی برای سرمایه گذارانی باشد که درپی حداکثر کردن ثروت خود هستند (بهرامفر و شمس عالم،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 پیش بینی شرایط آینده یکی از چالش های 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 پیش بینی به معنای درک این مطلب است که کدام متغیرها منجر به پیش‌بینی متغیرهای دیگر می‌شوند (مک نلیس[1]، 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 به‌تنهایی 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 آن ها 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 آن ها می‌تواند به ارائه رهنمودهای کاربردی برای اصلاح و کار آمد شدن آن ها 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 ازجمله ایران است که بر تمامی بخش های 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).

توجیه 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[1]، ۲۰۱۴)، علاوه بر این بانک مرکزی اغلب با استفاده از سیاست‌های پولی انقباضی با تورم مبارزه می‌کند که این امر نرخ بهره را

1. Demiralay and Gencer

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

افزایش می‌دهد. در نتیجه نرخ تنزیل یک شرکت افزایش می‌یابد و افزایش نرخ تنزیل منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود (وو[1]، ۲۰۱۱). با توجه به متکی بودن بودجه دولتی ایران و یارانه‌ها به درآمدهای نفتی، تغییرات در قیمت نفت تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای بر اقتصاد ایران دارد. پس درآمد حاصل از صدور نفت خام به‌طور غیرمستقیم بر دیگر فعالیت‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار است (کوردن و نری[2]۱۹۸۲، کوردن [3]۱۹۸۴ و ویجنبرگن۱۹۸۴[4]). 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[5](۲۰۰۸) ، تسای[6](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[7]،۲۰۱۱) بخش‌های غیر نفت و گاز به شکل ضعیفی به تغییرات قیمت نفت مرتبط است (کینادو و گارسیا[8]،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. Soytas & Oran
8. Cunado & Gracia

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

بازارهای نوظهور با به‌کارگیری مدل برداری اتورگرسیو – نامتقارن VAR-GARCH می‌پردازد. یافته‌ها نشان می‌دهد شاخص بخش‌ها به میزان و همزمان با تغییرات قیمت نفت تغییر نمی‌کند. السون و همکاران[1] (۲۰۱۴) رابطه‌ی بین بازارهای انرژی و سهام را با استفاده از تخمین توابع پاسخ ضربه از یک مدل چندمتغیره BEKK را بررسی می‌کنند. یافته‌ها نشان می‌دهد که شاخص S&P 500 باعث افزایش نوسانات بازار انرژی می‌شود. علاوه بر این تجزیه‌وتحلیل نسبت‌های بهینه پویا نشان می‌دهد شاخص انرژی یک ابزار مصون‌سازی ضعیف می‌باشد. باخ پن و همکاران[2] (۲۰۱۵) به بررسی اثرات متفاوت بازده سهام تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان نفت تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت می‌پردازند. نتایج حاکی از این است که بازده سهام تولیدکنندگان نفت و تغییرات قیمت نفت رابطه‌ای مثبت با هم دارند صرف‌نظر از اینکه قیمت نفت در حال افزایش یا کاهش باشد، برای مصرف‌کنندگان نفت؛ تغییرات قیمت نفت نمی‌تواند بر زیر بخش‌های مصرف‌کننده تأثیر بگذارد و اینکه قیمت نفت اثر نامتقارنی بر بازده اکثر زیر بخش‌ها دارد.

گیل آلانا و همکاران[3] (۲۰۱۳) به بررسی ارتباط بین قیمت نفت خام و بازده شاخص بخش صنعت اروپا در زمان‌های مختلف با در نظر گرفتن منشأ شوک قیمت نفت می‌پردازد. در این مطالعه ۱۰ صنعت اروپا مطالعه شده است، این بررسی نشان می‌دهد که ارتباط بین شاخص بخش‌ها و قیمت نفت در طول زمان و در یک صنعت تغییر می‌کند. علاوه بر این شوک قیمت طرف عرضه سطح همبستگی را به حداقل مثبت می‌رساند و تقاضای احتیاطی شوک قیمت نفت منجر می‌شود که سطح همبستگی تقریباً به صفر برسد. درحالی‌که تقاضای کل شوک قیمت نفت تغییرات (مثبت و منفی) قابل‌توجهی 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.

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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[1] (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، انجام‌شده 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 راه گزینی 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 دریافتند 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.

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

غذایی می‌باشد. به‌طورکلی می‌توان گفت که هیچ‌کدام از متغیرهای حجم تجارت، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی نمی‌توانند سهم عمده‌ای بر تغییرات بازده واقعی سهام داشته باشند و هیچ یک از متغیرهای موردمطالعه 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 قرارگرفته 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 به‌دست‌آمده 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 می تواند به گسترده شدن ادبیات پژوهش کمک کند. این مدل از این ویژگی مهم برخوردار است که بتوان بصورت همزمان معادلاتی را

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

برای نوسانات قیمت نفت وبازده 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

نا اطمینانی 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 تصمیم های عاملین اقتصادی می شود که این تصمیم ها در نهایت بر روی فعالیت های واقعی آن ها تأثیر می گذارد(حیدری و بشیری، ۱۳۹۱). برای ارزیابی عدم قطعیت وبی ثباتی در متغیرها چندین روش وجود دارد ، اما روش متداول و مسلط در اکثر مطالعات اقتصاد سنجی ، استفاده از مدل های GARCH می باشد. در این مطالعه از رهیافت VECH استفاده می شود.

مدل استفاده شده در این پژوهش مدل VAR می باشد و برای تخمین همزمان میانگین شرطی ،واریانس متغیر های قیمت نفت و شاخص قیمت سهام از یک مدل -VAR(1) GARCH(1,1) استفاده می کند . 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 می شود.

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 بلرسلو (۱۹۸۶) معرفی شده است. مدلهای آرچ و گارچ به دلیل ناهمسانی واریانس شرطی به صورت گسترده استفاده شده اند 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.

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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

$$R_t = \mu + \boldsymbol{\varphi} R_{t-1} + u_t \qquad (۱)$$

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varphi}_{11} & \boldsymbol{\varphi}_{12} \\ \boldsymbol{\varphi}_{21} & \boldsymbol{\varphi}_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

کـــه درآن $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}]^T$ بـــردار خطـــای تصـــادفی در زمـــان t و $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t)$ است: $H_t$ماتریس۲×۲ واریـانس- کوواریـانس و $I_{t-1}$ مجموعـه اطلاعات در زمان t-1 است و $\mu = (\mu_1, \mu_2)$ بردار ضرایب ثابت ، $\boldsymbol{\varphi}$ ماتریس ضـرایب را نشان می دهد. پارامتر $\varphi_{ij}$ نشان دهنده اثرات میانگینی است. برای مثال، $\varphi_{11}$ نشـان دهنـده اثر قیمت نفت با وقفه بر قیمت نفت جاری است؛ در حالی که $\varphi_{12}$ اثـر وقفـه قیمـت سـهام صنعت مورد نظر بر قیمت نفت جاری را نشان مـی‌دهـد. بـه همـین ترتیـب $\varphi_{22}$ اثـر قیمـت سهام در صنعت مورد نظر با وقفه بر قیمـت سـهام جـاری مـی‌باشـد. $\varepsilon = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})$جملـه خطـا معـادلات میـانگین شـرطی بـرای بخـش سهام(صـنعت) و نفـت کـه بـه صـورت $\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} z_t$ می باشـد. مـاتریس واریـانس- کوواریـانس شـرطی $H_t$ بـرای دو متغیـر بـه صورت زیر می توان نوشت:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

که در آن $h_{ii,t}$ واریانس شرطی بازدهی سهام بخـش i در زمـان t و $h_{ij,t}$ کوواریـانس شرطی بین بازدهی‌های سـهام بخـش‌هـای i و j (i≠j) در زمـان t اسـت. اگرچـه روش‌هـای زیادی برای تصریح گارچ چند متغیره وجود دارد، در این پـژوهش از مـدل گـارچ بـرداری قطری بلرسلو، انگل و وولدریج (۱۹۹۸) برای یافتن ماتریس واریانس و کوواریانس استفاده شده است. تصریح مدل گارچ برداری عبارت‌اند از:

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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≠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 :

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

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

که در آن M ماتریس بالا مثلثی، ماتریس ضرایب A و B، ماتریس متقارن $N \times N$ 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، $h_{12,t}$ نشان‌دهنده‌ی 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 $b_{12}$ و $a_{12}$ 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 ۱×۲ بازدهی r تابع چگالی شرطی مدل (۷) به صورت زیر است :

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

پس تابع درست نمایی آن را می‌توان به صورت زیر نوشت:

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

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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:

$$Q = T(T+2)\sum_{j=1}^{p}(T-j)^{-1}r^2(j) \qquad (۸)$$

که در آن $r(j)$ 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.

**۳-۲. داده‌ها**

متغیرهای به‌کاربرده شده در این پژوهش عبارت‌اند از:

**جدول ۱. معرفی متغیرها**

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

شاخص‌ها مربوط به بورس اوراق بهادار، توسط سازمان بورس اوراق بهادار[1] محاسبه‌شده و از سایت این سازمان استخراج گردیده است و داده‌های مربوط به قیمت نفت از سایت اوپک[2] به دست آمده است.

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

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

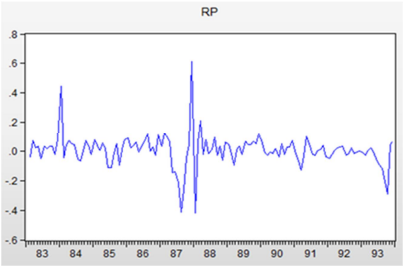
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به‌صورت 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.

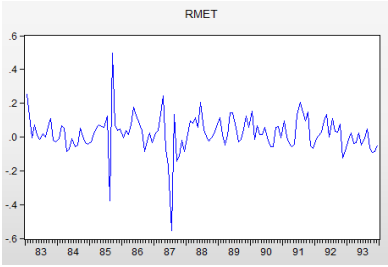
در اکثر تحقیقات مالی، عموماً به جای قیمت‌ها بر روی بازدهی قیمت متمرکز می‌شود. چرا که سری بازدهی قیمت خواص آماری مناسب‌تری نسبت به سری قیمت‌ها به ما نشان می‌دهد و اینکه بازدهی قیمت یک دارایی برای اکثر سرمایه‌گذاران، معیاری کامل و بدون مقیاس به منظور بررسی یک فرصت سرمایه‌گذاری است؛ بنابراین در این پژوهش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

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) = \ln\frac{P_t}{P_{t-1}} \qquad (۹)$$

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




**نمودار ۱:روند بازدهی قیمت ماهیانه نفت اوپک**

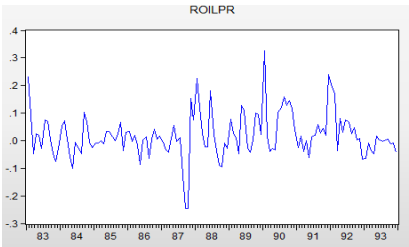



**نمودار۲:روند بازدهی قیمت ماهیانه فلزات اساسی**

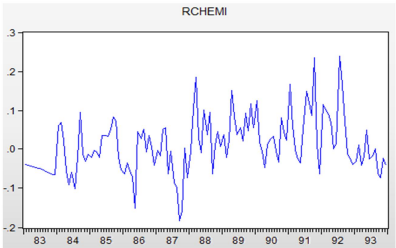
[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]




**نمودار۳: روند بازدهی قیمت ماهیانه فراورده‌های نفتی**




**نمودار٤:روند بازدهی قیمت ماهیانه صنایع شیمیایی**

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

**جدول۲. مشخصات آماری**

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

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. به‌علاوه بازدهی قیمت نفت اوپک دارای بیشترین ماکزیمم و کمترین مینیمم متعلق به صنایع فلزات اساسی می‌باشد. در میان این شاخص‌ها ، بازدهی قیمت نفت اوپک داری بیشترین انحراف معیار(ریسک) می‌باشد. ضریب چولگی برای

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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.

## ٤. 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 الگو نا مانا باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه بامعنی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می تواند 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.

**جدول۳. نتایج آزمون مانایی**

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

منبع: محاسبات پژوهش

*اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح معناداری می‌باشند.

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.

### ٤-١. 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 نرم‌افزارEVIEWS 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.

**جدول٤.: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 هم جمعی در اقتصادسنجی ،۱۳۷۸

۲. اقتصادسنجی در ایویوز علی سوری

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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.

### ٤-۲. 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 می کند.

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 می گردد رهیافت VECH 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 :

**جدول٥. تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری (VAR) بازده سهام فلزات**

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

منبع :محاسبات پژوهش

**جدول ٦. تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری (VAR) بازده سهام فراورده‌های نفتی**

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

منبع :محاسبات پژوهش

**جدول۷. تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری (VAR) بازده سهام شیمیایی**

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

منبع : محاسبات پژوهش

بر اساس مشاهدات بالا وقفه‌ی 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 وقفه‌ی بهینه از مدل VAR(1) - GARCH(1-1) استفاده شده است. جدول۸ پارامترهای برآورد شده ، انحراف معیار و آماره Z و احتمال برای متغیرهای قیمت نفت و بازده سهام فلزات اساسی را نشان می‌دهد:

**جدول۸. نتایج حاصل از برآورد VAR(1)- GARCH(1,1)برای قیمت نفت و بازده سهام فلزات اساسی**

| ضریب | مقدار ضریب | انحراف معیار | آماره Z | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| $\mu_1$ | ۰/۰۰۷۴۱۵ | ۰/۰۱۱۱۶۳ | ۰/۶۶۴۲۹۹ | ۰/۵۰۶۵ |
| $\mu_2$ | −۰/۰۰۰۶۱۸ | ۰/۰۰۰۹۷۹۱ | −۰/۰۶۳۱۵۷ | ۰/۹۴۹۶ |
| $\varphi_{11}$ | ۰/۱۱۰۳۵۱ | ۰/۱۶۰۳۵۳ | ۰/۶۸۸۱۷۶ | ۰/۴۹۱۳ |
| $\varphi_{12}$ | ۰/۰۴۵۰۷۰ | ۰/۰۸۶۲۱۹ | ۰/۵۲۲۷۳۸ | ۰/۶۰۱۲ |
| $\varphi_{21}$ | ۰/۲۰۵۱۸۰ | ۰/۰۵۷۰۵۲ | ۳/۵۹۶۳۵۴ | ۰/۰۰۰۳ |
| $\varphi_{22}$ | ۰/۱۷۱۲۲۴ | ۰/۰۸۰۹۳۸ | ۲/۱۱۵۵۰۸ | ۰/۰۳۴۴ |
| $a_{11}$ | ۰/۹۸۹۶۸۵ | ۰/۲۵۴۵۹۲ | ۳/۸۸۷۳۳۴ | ۰/۰۰۰۱ |
| $a_{12}$ | ۰/۲۰۳۴۳۹ | ۰/۳۲۲۶۲۷ | ۰/۶۳۰۵۷۰ | ۰/۵۲۸۳ |
| $a_{22}$ | ۰/۹۸۷۱۵۰ | ۰/۲۱۷۷۳۰ | ۴/۵۳۳۸۱۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| $b_{11}$ | ۰/۳۹۶۸۱۵ | ۰/۰۷۹۹۴۹ | ۴/۹۶۳۳۴۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| $b_{12}$ | −۰/۱۵۸۴۳۹ | ۰/۶۴۴۷۹۸ | −۰/۲۴۵۷۲۰ | ۰/۸۰۵۹ |
| $b_{22}$ | −۰/۲۹۶۸۶۴ | ۰/۰۸۶۳۹۲ | −۳/۴۳۶۲۶۲ | ۰/۰۰۰۶ |

منبع : محاسبات پژوهش

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

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

خود قرار ندارد، در مقابل $\varphi_{22}$ معنادار است یعنی تغییرات بازده سهام فلزات اساسی تحت تأثیر وقفه‌ی خود می‌باشد. با توجه به اینکه ضرایب $\varphi_{12}$ در سطح ۰/۰۵ معنادار نمی‌باشد، در مقابل $\varphi_{21}$ 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 علّی یک‌سویه از طرف قیمت نفت اوپک 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:

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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

| ضریب | مقدار ضریب | انحراف معیار | آماره z | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| $\mu_1$ | −۰/۰۰۱۱۴۴ | ۰/۰۰۴۱۵۳ | −۰/۲۷۵۴۵۲ | ۰/۷۸۳۰ |
| $\mu_2$ | ۰/۰۱۰۷۹۶ | ۰/۰۰۶۶۳۸ | ۱/۶۲۶۳۸۴ | ۰/۱۰۳۹ |
| $\varphi_{11}$ | ۰/۱۷۰۴۱۵ | ۰/۱۱۹۹۶۸ | ۱/۴۲۰۴۹۶ | ۰/۱۵۵۵ |
| $\varphi_{12}$ | ۰/۰۸۴۱۸۸ | ۰/۰۶۴۹۷۷ | ۱/۲۹۵۶۶۹ | ۰/۱۹۵۱ |
| $\varphi_{21}$ | ۰/۱۷۷۸۰۳ | ۰/۰۵۲۶۸۵ | ۳/۳۷۴۸۳۳ | ۰/۰۰۰۷ |
| $\varphi_{22}$ | ۰/۳۴۱۱۱۱ | ۰/۰۷۱۵۵۹ | ۴/۷۶۶۸۵۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| $a_{11}$ | ۱/۰۶۳۹۳۸ | ۰/۲۱۱۸۸۱ | ۵/۰۲۱۳۹۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| $a_{12}$ | ۰/۱۲۵۶۴۲ | ۰/۰۹۹۱۹۱ | ۱/۲۶۶۶۷۷ | ۰/۲۰۵۳ |
| $a_{22}$ | ۰/۰۹۲۳۱۵ | ۰/۰۷۲۴۶۰ | ۱/۲۷۴۰۰۹ | ۰/۲۰۲۷ |
| $b_{11}$ | ۰/۴۱۴۵۰۷ | ۰/۰۶۳۹۳۶ | ۶/۴۸۳۱۶۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| $b_{12}$ | −۰/۹۱۸۶۵۴ | ۰/۰۷۹۸۵۶ | −۱۱/۵۰۳۸۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| $b_{22}$ | ۰/۷۰۱۰۹۸ | ۰/۲۴۴۲۵۱ | ۲/۸۷۰۳۹۹ | ۰/۰۰۴۱ |

منبع : محاسبات پژوهش

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

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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:

**جدول۱۰. نتایج حاصل از برآورد VAR(1)- GARCH(1,1) برای قیمت نفت و بازده سهام شیمیایی**

| ضریب | مقدار ضریب | انحراف معیار | آماره z | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| $\mu_1$ | ۰/۰۰۵۴۳۲ | ۰/۰۰۴۵۳۳ | −۱/۱۹۸۵۱۰ | ۰/۲۳۰۷ |
| $\mu_2$ | −۰/۰۰۵۸۶۶ | ۰/۰۰۵۹۵۲ | −۰/۹۸۵۵۴۳ | ۰/۳۲۴۴ |
| $\varphi_{11}$ | ۰/۲۴۴۰۳۶ | ۰/۱۳۰۹۴۲ | ۱/۸۶۳۶۹۷ | ۰/۰۶۲۴ |
| $\varphi_{12}$ | ۰/۰۷۹۵۰۵ | ۰/۰۸۹۷۳۹ | ۰/۸۸۵۹۵۵ | ۰/۳۷۵۶ |
| $\varphi_{21}$ | −۰/۰۰۰۱۱۶ | ۰/۰۴۴۷۱۱ | −۰/۰۰۲۵۹۷ | ۰/۹۹۷۹ |
| $\varphi_{22}$ | ۰/۵۶۳۴۵۲ | ۰/۰۰۲۰۰۸ | ۲۸۰/۶۵۹۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| $a_{11}$ | ۱/۲۸۷۰۸۳ | ۰/۲۷۱۴۲۹ | ۴/۷۴۱۸۸۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| $a_{12}$ | −۰/۲۳۶۸۶۶ | ۰/۲۲۲۷۳۰ | −۰۱/۰۶۳۴۶۴ | ۰/۲۸۷۶ |
| $a_{22}$ | −۰/۱۰۲۷۳۵ | ۰/۰۴۷۴۳۸ | −۲/۱۶۵۶۶۷ | ۰/۰۳۰۳ |
| $b_{11}$ | ۰/۴۲۳۲۱۶ | ۰/۰۶۳۹۱۸ | ۶/۶۲۱۱۸۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| $b_{12}$ | −۰/۵۵۸۱۲۰ | ۰/۳۵۹۷۵۴ | −۱/۵۵۱۳۹۷ | ۰/۱۲۰۸ |
| $b_{22}$ | ۱/۰۹۲۸۸۸ | ۰/۰۲۰۶۹۸ | ۲۱/۵۵۶۶ | ۰/۰۰۰۰ |

منبع : محاسبات پژوهش

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

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

و $\varphi_{22}$در سطح ۰/۰۵ معنادارمی باشند و بازده سهام صنایع شیمیایی تحت تـأثیر وقفـه خـود قرار دارند. با توجه به اینکه ضرایب $\varphi_{21}$ و $\varphi_{12}$ در سطح ۰/۰۵ معنادار نمی‌باشند بنـابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات متقـاطع بـین بـازده نفـت و بـازده صـنایع شـیمیایی رد نمی‌شود، بنابراین، هیچ رابطه علّی دو سویه بین این دو متغیر وجود ندارد.

ضرایب برآوردی معـادلات مـاتریس واریـانس-کواریـانس ایـن کمیـت‌هـا اثرگـذاری نوسانات و شوک‌های خودی و متقاطع با وقفه را روی نوسانات دو بـازار را نشـان مـی‌دهـد. در بازار نفت $a_{11}$ از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنادار هسـت، مـی‌تـوان بیـان کـرد قیمـت نفت تحت تأثیر شوک‌های گذشته‌ی خود می‌باشد. بـا توجـه بـه اینکـه ضـریب GARCH الگو در بازار نفت ($b_{11}$) معنادار است می‌توان گفـت کـه متغیـر قیمـت نفـت از نوسـانات گذشته‌ی خود تأثیر می‌پذیرد، با توجـه بـه عـدم معنـاداری ضـرایب $a_{12}$ و $b_{12}$ مـی‌تـوان گفت که بازده سهام صنایع شیمیایی تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات بازار نفـت قـرار نـدارد .در بازار سهام شیمیایی ضرایب $a_{22}$ و $b_{22}$ در سطح ۰/۰۵ معنادار اسـت، بـدین معنـی کـه متغیر بازده سهام شیمیایی تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات گذشته‌ی خود می‌باشد.

## ۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با توجه به وابستگی شدید اقتصاد کشور به نفت و درآمدهای حاصـل از آن و با عنایت به ایـن مسـئله کـه نفـت یکـی از مهمتـرین عوامـل تولیـد بـه شـمار مـی‌رود، تغییرات قیمت آن به طور مستقیم و غیر مسقیم بر بازده سهام شرکت‌ها و صـنایع موجـود در بورس اثرگذار می‌باشد، یعنی بسـته بـه اینکـه ایـن شـرکت‌هـا یـا صـنایع مختلـف از نفـت و مشتقات وابسته به آن به صورت داده یا ستاده تولید اسـتفاده مـی‌کننـد از قیمـت نفـت متـاثر خواهند شد. ازآنجاکه ارزش سهام، برابر با مجموع تنزل یافته جریانات نقدی آینده مـی-باشد و این جریانات نقدی تحت تـأثیر حـوادث و رخـدادهای اقتصـاد کـلان مـی‌باشـد، درنتیجه ارزش سهام این صنایع تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت نیز قرار می گیرند.

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]
[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]
[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

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 تصمیم 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.

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

**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 عرصه ی 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. تأثیرگذاری 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 بگذاردو 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 پتروشیمی‌ها بیشتر با گاز فعالیت می‌کنند 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 تاثیرگذار نیست. می توان گفت بازده سهام صنایع شیمیایی هیچ گونه واکنشی به نوسانات قیمت نفت از خود نشان نمی‌دهد دلیل آن هم این است که ریسک‌های وارده به گروه پتروشیمی همچون

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

سرمایه گذاران بایستی به نوسانات قیمت نفت به عنوان شاخص مهم اطلاعاتی که با اثرگذاری بر هزینه های متغیر، درآمد شرکت ها را تحت تأثیر قرار می دهد 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 صنایعی 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 انرژی های جایگزین، وابستگی خود را به نفت کاهش داده و در نتیجه شاهد نوسان بازدهی قیمت سهام خود به هنگام نوسان قیمتهای نفت نباشند.

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

## منابع و مآخذ


- 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.


[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]

- 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). TheDutch 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.


[ Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29 ]

[ DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.27.6.8 ]

[ DOI: 10.29252/jemr.7.27.177 ]