فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال یازدهم/ شماره چهل‌ویکم/ بهار ۱۴۰۱

# سرریز نوسانات بین قیمت نفت اپک و بازارهای سهام با در نظر گرفتن چرخه های تجاری و شکست ساختاری (مطالعه موردی؛ کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس و ایران)

**مرتضی باوقار**
دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد زاهدان
bazras@iauba.ac.ir

**مهدی فغانی**
استادیار گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان (عهده دار مکاتبات)
Faghani@acc.usb.ac.ir

**محمدحسین رنجبر**
استادیار گروه حسابداری و مدیریت مالی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس
Mhranjbar@Iauba.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۸/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۰/۱۱

**چکیده**

مطالعه ی سرریز نوسانات بین بازارها موضوعی مهم و مورد بحث در حوزه مالی است. پژوهش حاضر با هدف بررسی سرریز نوسانات بین قیمت نفت اپک و بازار سهام ایران و کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس با در نظر گرفتن چرخه های تجاری و شکست ساختاری انجام شده است. داده های مورد نظر از طریق سایت رسمی سازمان اپک و آرشیو شاخص های بورس اوراق بهادار هر یک از کشورهای مورد مطالعه از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا پایان نیمه اول سال ۲۰۱۸ و بصورت ماهیانه گردآوری و با استفاده از مدل های همبستگی، مدل GARCH-BEKKدو متغیره و آزمون علیت گرنجر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که سرریز نوسانات قیمت نفت اپک بدون محاسبه شکست ساختاری، بر بازارهای سهام کشورهای مورد نظر اثر گذار است. اما زمانی که از شکست ساختاری استفاده شود، نتایج متفاوت خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نیز نشان می دهد که ارتباط علی- معلولی بین قیمت نفت اپک و شاخص بورس تهران وجود ندارد ولی در برخی از کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس از جمله عربستان سعودی و بحرین، قیمت نفت در وقفه های مختلف زمانی، علت تغییرات شاخص بازار سهام است.

**واژه‌های کلیدی:** سرریز نوسانات، قیمت نفت اپک، چرخه های تجاری، شکست ساختاری، بازار سهام.

**۱- مقدمه**

تلاطم بازارهای مالی یکی از موضوعات مهم و مورد بحث در حوزه مالی کلان و بازار سرمایه است و پژوهشگران حوزه مالی و اقتصادی تلاشهای گسترده ای را برای مطالعه این موضوع بکار گرفته و تحقیقات گسترده ای را در این زمینه انجام داده اند. این تحقیقات اغلب شامل شناسایی عوامل ایجاد کننده نوسانات و تاثیر نوسانات و تلاطم ها بر بخش های مختلف بازار و اقتصاد است و در حوزه سر ریز نوسانات بین بازارهای سهام نیز تحقیقات محدودتری انجام شده است. منظور از نوسانات (تلاطم های) بازار، تغییرات گسترده، محسوس و تقریبا غیر قابل پیش بینی است که در شاخص های بازار و به دلایل مختلفی اتفاق می افتد (رنجبر و منجونات، ۲۰۱۱). بطور معمول، بروز یک شوک یا وجود یک تکانه در یک بازار، سایر بازارها را تحت تأثیر قرار خواهد داد و این مسأله باعث شده تا محققان بر نحوه ی انتقال تکانه ها و سر ریز نوسانات از بازاری به بازار دیگر توجه و تمرکز بیشتری داشته باشند.

بطور کلی با نگاهی به سری های زمانی می توانیم دریابیم که غالباً این سری های زمانی در یک دوره یا دوره هایی تحت تأثیر اتفاقات و رخدادهای اقتصادی، سیاسی، اجتماعی داخلی و جهانی، همانند بحران های مالی تکانه های نفتی، بی ثباتی سیاسی، جنگ و یا تغییر ناگهانی در سیاست های ارزی به شدت دچار نوسان می شوند. همچنین به دلیل وجود روابط اقتصادی بین کشورها و ارتباطات بین بازارهای سرمایه، امکان سرایت نوسانات از یک بازار به بازار دیگری وجود دارد. برخی از پژوهشها به این موضوع پرداخته اند که چگونه نوسانات و تلاطم های یک بازار به بازار دیگری وارد می شود. این موضوع خصوصا در شرایط بحرانهای اقتصادی و مالی بیش از شرایط عادی قابل مشاهده است. نمونه بارز سرریز نوسانات از یک بازار به بازار یا بازارهای مالی دیگر را می توان در بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ مورد بحث قرار داد. در این دوره، نوسانات شدیدی در بازارهای سرمایه امریکا اتفاق افتاد و بلافاصله آثار آن در بسیاری از کشورهای دیگر مانند ژاپن و کشورهای اروپایی مشاهده گردید. از نظر پژوهشگران این روابط بین بازارها، سر ریز نوسانات تلقی شد. سرایت تلاطم میان شاخص‌های مالی، حاکی از فرایند انتقال اطلاعات میان بازارها می‌باشد. با توجه به اینکه بازارهای مالی با یکدیگر مرتبط هستند، اطلاعات ایجاد شده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. در این میان، مدلسازی تلاطم بازده در بازارهای مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر از منظر افراد آکادمیک و نیز کارپردازان حوزه ی مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی ها، موضوع با اهمیتی به شمار می‌رود (سفید بخت و رنجبر، ۱۳۹۶).

بحران مالی ناشی از ورشکستگی برادران لهمن در سال ۲۰۰۸ منجر به رکود شدید در کشورهای صنعتی شد. گورتن و متریک (۲۰۱۲) شواهدی را تایید می کنند که نابسامانی سال ۲۰۰۸ روندی برای ایمنی سازی بانکداری و نشات گرفته از عقب نشینی از توافقات خرید بود. برخلاف ارائه بازار اعتباری برای آمریکا، در حوزه های اروپا، این بحران از طریق افزایش بدهی های دولت به چند کشور عضو و بحران های بانکداری سیستمی ناشی از بدهی بالای بانک های تجاری وخیم تر شد. دمیرو و کموتو (۲۰۱۷) در بررسی نوسان بازارهای سهام در طول بحران مالی سالهای ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ به این نتیجه رسیدند که همبستگی میان بازارهای مالی نوظهور و و

بازارهای توسعه یافته بسیار پایین است. قبل از بحران مالی، پیشرفت های بازار مالی صرفا نقش جزیی در اغلب مدل های اقتصاد کلان ایفا می کرد (بوریو،۲۰۱۱).

یکی دیگر از مباحث مهم و بحث بر انگیز در حوزه نوسانات بین بازارها، چرخه های تجاری است. چرخه های تجاری رکود و رونق و یا چرخه های دارای روندهای مختلف مانند روندهای متناوب می تواند رفتار بازار را تغییر دهد. از طرفی دیگر شکست ساختاری ممکن است به دلیل تغییرات عمده و ناگهانی در شاخص های اقتصادی ایجاد شود و این تغییرات بتوانند شوک های محسوسی را در بازار ایجاد نمایند. با توجه به مباحث مطرح شده، پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به این مسئله است که آیا قمیت نفت اپک اثر معنی داری بر بازار سهام کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس که برخی از آنها سهم تعیین کننده ای را در سبد نفتی اپک دارند و تقریبا دارای اقتصادی مشابه و متکی به نفت هستند، تلاطم (نوسان) ایجاد می نماید؟ همچنین آیا چرخه های تجاری مختلف بر احتمال سر ریز نوسان از قیمت نفت به بازارهای مورد مطالعه موثر است؟ شکست ساختاری در حوزه متغیرهای کلان اقتصادی چه نقشی را در سر ریز نوسانات بین قیمت نفت و شاخص این بازارها دارد؟ بدین منظور در پژوهش حاضر سعی بر این است که ابتدا هر یک از بازارهای مورد نظر به تفکیک مورد مطالعه قرار گیرد، چرخه های تجاری و شکست ساختاری در هر یک از این بازارها شناسایی شود و در نهایت سر ریز نوسانات بین قیمت نفت و شاخص بازارهای مورد نظر آزمون شود. داده های این بازارها از طریق شاخص کل هر بازار (ترجیحا بصورت ماهیانه) و برای یک دوره حداقل ۷ ساله (از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا ۶/ ۲۰۱۸) و قیمت نفت نیز از سایت رسمی سازمان OPEC گردآوری خواهد شد. داده ها با ویژگی سری زمانی این امکان را به وجود می آورد که نتایج حاصله قابلیت اعتماد و اتکای بالایی را داشته باشد. در این پژوهش سر ریز نوسانات بازارهای مورد مطالعه با استفاده از مدل GARCH-BEKK و دو متغیره GARCH، بدون استفاده از شکست ساختاری و همچنین با در نظر گرفتن آن با استفاده از الگوریتم ICSS مورد آزمون قرار خواهد گرفت و سپس رابطه ی بین آنها از طریق آزمون علیت گرنجر بررسی خواهد شد.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه های پژوهش

کشورهای عضو اوپک قریب به دوسوم ذخایر نفتی جهان را در اختیار دارند. در سال ۲۰۰۵ اوپک ۴۱،۷٪ نفت جهان را تولید کرده در حالی است که کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه تنها ۲۳،۸٪ و اتحاد شوروی سابق ۱۴،۸٪ از تولیدات نفت جهان را به خود اختصاص داده‌اند. از آنجا که فروش نفت در جهان بر مبنای دلار آمریکا سنجیده می‌شود، تغییر ارزش دلار در برابر دیگر ارزهای رایج جهان بر تصمیمات اوپک در خصوص میزان تولید نفت تأثیر می‌گذارد. برای مثال، وقتی دلار در مقایسه با دیگر ارزهای رایج افت نسبی دارد، عایدات حاصل از نفت کشورهای عضو اوپک در برابر ارزهای دیگر کاهش می‌یابد و در نتیجه توان خرید آنها تا حد معتنابهی کاهش می‌یابد؛ چرا که آنها کماکان نفت خود را به دلار می‌فروشند. بخش عمده ای از منابع کشورهای عضو اپک حاصل از فروش و صادرات نفت است و اغلب این کشورها اقتصاد متکی به نفت دارند، اگر چه تلاشهایی برای خروج از اتکای به نفت و اقتصاد تک محصولی در برخی از این کشورها انجام شده است ولی

این وابستگی هنوز بصورتی جدی محسوس است. از طرفی دیگر بازارهای مالی به شدت تحت تأثیر عوامل محیطی قرار می گیرند و قاعدتاً همه سیاست گذاران و دولت ها به دنبال ایجاد یک بازار با ثبات نسبی هستند تا سرمایه گذاران از تغییرات ناگهانی و شدید متضرر نشوند و یا از اعتماد آنها به بازار کاسته نشود. با ثبات یک سیستم مالی، بازارها درست کار می‌کنند، مؤسسات کلیدی بدون مشکلات خاص به عملیات خود ادامه می‌دهند و قیمت دارایی‌ها از ارزش بنیادین آنها فاصله معنی‌دار ندارد. چنین شرایطی برای یک اقتصاد که می‌خواهد به اهداف رشد پایدار و تورم پایین برسد، حیاتی است. بنابراین سیستم باثبات، انعطاف‌پذیر بوده و قادر است تا نوسانات نرمال در قیمت دارایی‌ها را که ناشی از شرایط پویا عرضه و تقاضا و افزایش عدم اطمینان می‌باشد، تحمل نماید (نلسن و پرلی، ۲۰۰۵).

اهمیت نفت در اقتصاد در کشورهای نفت خیز در حال توسعه، به گونه ای است که تغییر قیمت آن، قیمت بخش وسیعی از کالاها و خدمات و فعالیت های اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت را تحت تأثیر قرار می دهد. با توجه به اینکه درآمدهای نفتی، قسمت بزرگی از درآمدهای صادراتی و درآمدهای بودجه دولت های صادر کننده نفت را تشکیل می دهد، هرگونه افزایش یا کاهش در قیمت آن، مستقیم و غیر مستقیم اقتصاد این کشور را متأثر می سازد. نوسانات قیمت نفت یکی از عوامل اصلی بسیاری از بحران های اقتصادی در میان کشورهای وارد کننده و صادرکننده نفت است(حیدری و همکاران، ۱۳۹۷). رشد بخش نفت به عنوان مهم ترین عامل مؤثر بر درآمد ملی، عموما منجر به افزایش تقاضای کل اقتصاد می شود، این امر باعث سرازیر شدن سرمایه و نیروی کار به سمت بخش غیر قابل مبادله و قوی تر شدن این بخش و در مقابل ضعیف شدن بخش قابل مبادله و قوی تر شدن این بخش در مقابل ضعیف شدن بخش قابل مبادله اغلب اقتصادهای تک محصولی می-شود. این پدیده در ادبیات اقتصاد، به بیماری هلندی معروف است و در اقتصادهای متنوع نیز قابل مشاهده است. در بسیاری از کشورهای صادر کننده نفت، افزایش قابل توجه سهم بخش نفت نسبت به بخش های غیر نفتی موجب افزایش درآمد سرانه این کشورها، می شود. اما چنین افزایشی تنها به دلیل افزایش درآمدهای نفتی رخ می دهد و نه در اثر رشد بخش واقعی اقتصاد که این اتفاق باعث عدم تعادل در دیگر بخش های مختلف اقتصاد این کشورها خواهد شد(حیدری و همکاران، ۱۳۹۷). تغییرات قیمت نفت خام طی چند دهه گذشته به دلیل تأثیر چشمگیر بر شاخه های اصلی اقتصاد نظیر رشد اقتصادی، برنامه های آینده شرکت، هزینه های خانوار و متغیرهای اقتصاد کلان اقتصادی مورد توجه ویژه قرار گرفته است. به طور کلی مطالعات نشان می دهد که کشورهای در معرض ریسک کشوری، در صادرات نفت خالص به طور قابل توجهی تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت قرار دارند و سطح ثبات کشور در کشورهای صادر کننده نفت واکنش جدی به تغییرات قیمت نفت دارد. بنابراین یک نتیجه اصلی این است که قیمت یکی از عوامل مهم تأثیر گذار در ریسک کشوری است (لی و همکاران، ۲۰۱۷).

شوک‌ها با تأثیر بر رتبه اعتباری بنگاه ها منجر به تغییر در ارزش وثیقه آنها شده و بر میزان اعتبار داده شده به آنها و نرخ بهره مورد انتظار از بنگاه‌ها تاثیر می گذارد (برنانک و همکاران[۱]، ۱۹۹۹؛ کیوتاکی[۲] و مور[۳]، ۱۹۹۷؛ برنانک و گارتلر[۴]، ۱۹۹۵). همچنین شوک‌ها با تأثیر بر ترازنامه قرض دهندگان می‌توانند موجب حرکت رو به

پایین اقتصاد شوند مثلاً با کاهش سرمایه بانک‌ها، آنها نسبت به تهیه سرمایه برای بخش حقیقی اقتصاد بی‌میل شده و حتی با اتخاذ سیاست‌های سخت‌گیرانه منجر به تشدید روند نزولی اقتصاد نیز خواهند شد (برنانک و همکاران، ۱۹۹۹؛ برنانک و گارتلر، ۱۹۹۵). این بحران‌ها نه تنها به افزایش شدید فقر منجر خواهند شد، بلکه بی-ثباتی سیاسی را نیز به دنبال خواهد داشت (میشکین، ۲۰۰۰). هر تکانه ای که در یک بازار تجربه شود، بازارهای دیگر را نیز تحت تأثیر قرار می دهد. این مسأله محققین را بر روی درک نحوه انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات از یک بازار به بازار دیگر متمرکز ساخته است (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷). در سال‌های اخیر مطالعات مختلفی به موضوع سرایت نوسانات در بازارهای مالی پرداخته اند ولی تعداد محدودی پژوهش مربوط به قلمرو مورد مطالعه وجود دارند که به برخی از آنها اشاره می شود. سید حسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه ی موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات به عنوان سه بازار نوظهور و پیشرو در منطقه از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ با استفاده از داده های روزانه و کاربرد مدلهای گارچ CCC و DCC پرداخته اند و نتیجه گرفته اند که شاهد سرایت نوسان از بازار دبی به بازار تهران بوده اند اما رابطه ی عکس مشاهده نشده است. همچنین وجود سرایت ضعیفی از بازار دبی به بازار استانبول نیز در پژوهش آنها گزارش شده است.

نیکومرام و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی اثر سرایت پذیری تلاطم در بازار سرمایه کشور پرداختند. در این پژوهش سرایت پذیری بازار سرمایه کشور از بازارهای موازی مانند ارز، طلا و همچنین بازار نفت به عنوان یک بازار مستقل تأثیرگذار، مورد سنجش قرار گرفته است. این پژوهشگران با استفاده از داده های هفتگی فروردین ماه ۱۳۸۲ تا مرداد ۱۳۹۲ و داده های روزانه آذرماه ۱۳۹۰ تا پایان مردادماه ۱۳۹۲ و کاربرد مدلهای VAR و MGARCH به این نتیجه رسیدند که بازار سرمایه از بازارهای موازی ارز، طلا و نفت سرایت پذیر است. همچنین نتیجه گرفتند رابطه مثبت و دوسویه ای میان دو بازار ارز و طلا در دوره مورد بررسی وجود داشته است. رنجبر و منجونات (۲۰۱۱) سرریز نوسانات بازده شاخص‌های سهام ایران و کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس را بصورت روزانه از ژانویه ۲۰۰۵ تا دسامبر ۲۰۱۰ و احتمال یکپارچکی بین شاخص بورس اوراق بهادار کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس را بررسی کردند. آنها رابطه‌ی بازده های بلند مدت بازار را با استفاده از ضریب همبستگی و انتقال نوسانات بین بازارها را با رویکرد مدل های گارچ (GARCH) مورد بررسی قرار داده اند. نتیجه‌ی تجربی به‌دست آمده از پژوهش مذکور نشانگر این است که بازده بازار سهام ایران با سایر بازارهای انتخابی همبستگی ندارد و همبستگی میان بازده سهام کشورهای منطقه‌ی شورای همکاری خلیج فارس نیز به غیر از بازار اوراق بهادار ابوظبی و بازار مالی دبی به طور معناداری قابل توجه نیست. همچنین هیچ سرریز نوسان انتقالی میان بازار سهام ایران و کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس وجود ندارد و در بین بازارهای کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس نیز حرکت سرریز نوسان بسیار ضعیف است. سرانجام، بازار سهام کشورهای عرب شورای همکاری خلیج فارس دارای یکپارچگی معنی داری نیستند.

محنت فر(۱۳۹۵)، در مطالعه ای تحت عنوان تأثیر شوک های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران با بهره گیری از یک مدل خود رگرسیونی، تأثیر قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی، حجم

پول، شاخص قیمت هاو مخارج دولت در ایران پرداختند. نتایج آنها نشان داد که شوک های نفتی تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی در ایران دارد و تأثیر شوک ها به مرور زمان افزایش می یابد.

در پژوهش شهنازی و آفرینش فر(۱۳۹۵)، با عنوان بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت بر ارزش افزوده بخشهای مختلف اقتصادی در ایران، به بررسی همزمانی تاثیر نوسانات قیمت نفت و بیماری هلندی در اقتصاد ایران، اثر قیمت نفت بر سه بخش صنعت و معدن، کشاورزی و خدمات طی سالهای ۱۳۹۰-۱۳۵۲ در چارچوب مدل ARDL پرداختند. آنان با استفاده از مدلهای GARCH نوسانات قیمت نفت را محاسبه و سپس اثرات کوتاه مدت و بلند مدت آن را بر بخش های مختلف مذکور ارزیابی نمودند و نتایج مطالعه آنان نشان داد نوسانات قیمت نفت در کوتاه مدت بر بخش کشاورزی و صنعت اثر منفی و بر بخش خدمات اثر مثبت دارد.

در مطالعه ای دیگر، فطرس و هوشیدری(۱۳۹۵)، به بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد GARCH چند متغیره و دادههای ماهانه طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۱ پرداختند. براساس نتایج پژهش آنان، رابطه منفی و معنی داری میان نوسانات بازدهی قیمت خام و نوسانات بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. سفید بخت و رنجبر (۱۳۹۶) سرریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی و شکست ساختاری با استفاده از مدل گارچ (BEKK) و الگوریتم ICSS را مورد قرار داده اند. نتایج پژوهش آنها نشان می دهد در صورتی که از محاسبه ی شکست ساختاری در معادلات صرف نظر شود، تغییرات نرخ ارز بر قیمت نفت تأثیری ندارد اما بر قیمت طلا و شاخص سهام اثر معنی داری دارد. از طرفی دیگر تغییرات قیمت طلا می تواند بر شاخص سهام تأثیر گذار بوده و تغییرات سهام نیز می تواند بر روی نرخ ارز تأثیر بگذارد. اما زمانی که از شکست ساختاری در معادلات استفاده شود نتایج متفاوت خواهد بود.

رنجبر و همکاران(۱۳۹۷)، در تحقیقی به مطالعه حجم معاملات، نوسانات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران و روابط آنها با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیون چند متغیره مدل (GARCH,ARCH) و مدل های اتورگسیو (VAR) بر روی داده های مربوط به سال های۱۳۷۰تا ۱۳۹۳ پرداخته اند. نتایج تحقیق آنها نشان می دهد که نوسانات نرخ سود بانکی، ثبات قوانین، نوسانات بازدهی، حجم معاملات بورس، نرخ تورم، نرخ ارز رسمی و بازارآزاد و سرمایه گذاری در کل اقتصاد، بیشترین تأثیر را در جذب سرمایه گذاری بخش مالی اقتصاد داشته است . از طرف دیگر در بلندمدت از یک رابطه خطی که در آن تأثیر متغیرهای تغییر نرخ سود بانکی، نرخ ارز بازار آزاد و نوسانات بازدهی بورس منفی بوده و تأثیر دارایی های جایگزین، نرخ ارز بازار رسمی، شاخص ثبات قوانین، حجم معاملات و موجودی سرمایه مثبت می باشد.

لو و شنگ کوان (۲۰۱۹)، با استفاده از مدل MHAR-DCC به بررسی سرریز نوسانات پرتکرار بازده سهام و قیمت نفت در بازارهای سهام بین المللی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که زمانی که سر ریز شاخص بازار افزایش می یابدو به بالاترین حد می رسد مرتبط به زمانی است که نوسانات بازار بالاست.

لی و همکاران(۲۰۱۷)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین شوک های قیمت نفت و ریسک کشوری با استفاده از رهیافت SVAR بر روی کشورهای صنعتی(G-7) طی ژانویه ۱۹۹۴ تا دسامبر ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج مطالعه

بیانگر آن است که ریسک کشوری به طور قابل توجهی تحت تاثیر نوسانات شوک های قیمت نفت می باشد. که بر این اساس، یک شوک مثبت پیش بینی نشده قیمت نفت باعث کاهش شاخص ریسک کشوری در کشورهای گروه Y می شود.

هاستد و همکاران(۲۰۱۶)، تأثیر ثبات توسعه پایدار را در ۹ کشور فرانسه، آلمان، استرالیا، کانادا، ژاپن، آمریکا، انگلستان، سوئیس و هنگ کنگ و ریسک کشوری را روی محیط زیست، اجتماع و عملکرد حکومت بررسی نمودندکه برای این منظور با استفاده از داده های EGS ۴۵۹ شرکت در کشورهای مذکور را بررسی و به طور خلاصه بیان نمودند که هر نوع پایداری حکومت تأثیر مثبتی بر روی عملکرد EGS دارد.

منسی و همکاران (۲۰۱۳)، با بررسی ارتباط بازدهی ها و انتقال نوسان ها بین شاخص S&P ۵۰۰ و شاخص قیمت کالاها (انرژی، خوارکی، طلا و نوشیدنی) نشان دادند که بین سرریز نوسان و بازده ی سرایت معنادار ی وجود دارد ؛ همچنین شوک ها و نوسان های گذشتهٔ S&P ۵۰۰ تأثیری قوی بر بازارهای نفت و طلا دارد.

چوانگ و همکاران (۲۰۱۲) با بررسی ارتباط هم‌زمان و علّی بین حجم معاملات و بازده سهام در بین ده کشور آسیایی (هنگ‌کنگ، ژاپن، کره، سنگاپور، تایوان، چین، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایوان) به وجود ارتباط هم‌زمان بین بازده سهام و حجم معاملات و همچنین ارتباط علّی بازده سهام و حجم معاملات معنادار در بین همه‌ی کشورها دست یافتند. همچنین، علّیت دو طرفه مثبت بین بازده سهام و حجم معاملات در تایوان و چین و علّیت دو طرفه مثبت بین حجم معاملات و نوسانات بازده در ژاپن، کره، سنگاپور، و تایوان به اثبات رسید. ضمن اینکه، آنها به وجود ارتباط هم‌زمان مثبتی بین حجم معاملات و نوسانات بازده در هنگ‌کنگ، سنگاپور، چین، اندونزی و تایلند پی بردند.

سو جی تی و کومار (۲۰۱۱) ارتباط میان قیمت نفت، طلا، نرخ ارز و بازدهی سهام را بررسی و نشان دادند قیمت طلا متأثر از قیمت نفت، نرخ ارز و بازار سهام نیست، در حالیکه عکس آن صادق است. ایوینگ و مالیک (۲۰۱۳) از مدل های تک متغیره و دو متغیره GARCH برای بررسی بی ثباتی شکست های ساختاری در قیمت های آتی نفت و طلا استفاده نموده اند. نتایج پژوهش آنها نشان داد انتقال تلاطم بین بازدهی طلا و نفت به صورت معنا داری وجود دارد.

اوینگ و مالیک (۲۰۱۳) مدل نا همسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی دو متغیره را استفاده نمودند تا نوسانات قیمت در بازارهای آتی طلا و نفت را با لحاظ شکست های ساختاری بررسی نمایند. آن ها نشان دادند که انتقال مستقیم نوسانات بین عایدی های طلا و نفت هنگام در نظر گرفتن شکست های ساختاری در واریانس است.

ترامن و همکاران(۲۰۱۱)، موریتالا و همکاران (۲۰۱۲) و شارما و خننا (۲۰۱۲) به طور مشترک به این نتیجه رسیدند که رابطهٔ بلندمدت معنی داری بین شاخص های بازار سرمایه و قیمت نفت وجود دارد. ولی کانگ و همکاران (۲۰۰۸) و سهگال و کاپور(۲۰۱۲) این ادعا را که شوک های قیمت نفت اثر معنی داری بر بازده های سهام واقعی دارد را رد می کند. اگر چه مطالعات مختلفی در زمینه سرریز نوسانات بین بازارها بویژه بازارهای سهام انجام شده است ولی بررسی پیشینه ها نشان می دهد که در این زمینه در کشور ما و بویژه در کشورهای

عضو OPEC خلأ مطالعاتی وجود دارد. ضمن اینکه محدود پژوهش هایی که بطور خاص بر برخی از کشورهای عضو اپک هم تأکید داشته اند، صرفا به رابطه و یکپارچگی بین این بازارها پرداخته و سرریز نوسانات را مطالعه ننموده اند. از طرفی دیگر توجه به دو متغیر مهم مورد نظر در این پژوهش یعنی چرخه تجاری و شکست ساختاری تمایز قابل توجهی را با پژوهشهای دیگر ایجاد نموده است. زیرا در این پژوهش سعی بر این است که سرریز نوسانات بین بازارهای مالی در کشورهای مورد مطالعه را با در نظر داشتن چرخه تجاری که در دهه اخیر شاهد تغییرات آن بوده ایم و همچنین شکست ساختاری ناشی از عوامل اقتصادی بررسی گردد.

از طرفی دیگر، در تحلیل سری های زمانی در اقتصاد کلان، یکی از مباحثی که از اهمیت خاصی برخوردار می باشد, موضوع شکست ساختاری است. در بسیاری از سری های زمانی تغییرات ساختاری می تواند به دلایل متعددی از قبیل تغییرات سیاسی، بحران های مالی و اقتصادی، تغییر رژیم حکومتی و حتی تغییر در چارچوب و ترتیبات نهادی سازمانی باشد. نکته حائز اهمیت در این است که اگر در روند داده ای سری زمانی چنین تحولات ساختاری مشاهده شود و در تخمین های اقتصادی و مالی مورد استفاده قرار نگیرد، موجب می شود تا نتایج به طور اشتباه به سمت نتیجه غلط عدم رد فرض مانایی داده ها تورش داده شود (پرون،۱۹۹۷، ۱۹۸۹). بر این اساس این نتیجه گیری که سری های زمانی تحت بررسی، دارای روند تصادفی هستند نادرست است. این نتایج نشان دهنده این موضوع است که هر گونه شوک یا تکانه ای از طرف عرضه و تقاضا و یا به خاطر تغییرات سیاسی در بلندمدت بر روی متغیرها اثر خواهد گذاشت. بنابراین نکته بسیار مهم، در نظر گرفتن شکست های ساختاری بالقوه در داده ها و انجام مطمئن تر آزمون مانایی می باشد(صمدی و پهلوانی ۱۳۸۸). شکست ساختاری باعث می شود که نتایج رگرسیون از اعتبار لازم برخوردار نباشد و قابلیت پیش بینی صحیح را از دست بدهد. آزمون های متعددی برای یافتن شکست ساختاری از قبیل آزمون زیوت و اندریوز، آزمون دیکی فولر، آزمون فیلیپس پرون، آزمون لامسداین و پایل، لگوهای IO و AO وجود دارد. اما در این پژوهش شکست ساختاری را هم با استفاده از آزمون دیکی فولر و آزمون فیلیپس پرون و هم از طریق الگوریتم ICSS مورد مطالعه قرار داده ایم و در ادامه به توضیح آن می پردازیم.

شکست ساختاری به عنوان مفهومی مهم در حوزه ی مطالعات مالی و اقتصادی، نظر پژوهشگران و تحلیلگران زیادی را به خود جلب نموده است. با توجه به اهمیت شکست ساختاری در محاسبات اقتصادی، مدلسازی آن نیز اهمیت زیادی دارد. اهمیت زیاد ایجاد شکست ساختاری و همچنین تشخیص صحیح تعداد آن در واریانس سری های زمانی مالی، در متغیرها و بازار های مالی مختلف به قدری زیاد است که روش های متعددی برای این منظور ارائه شده است. یک روش رایج برای تشخیص نقاط شکست در واریانس، الگوریتم مربعات تجمعی تکرار شونده یا الگوریتم ICSS است که در سال ۱۹۹۴ توسط اینکلان و تیائو مطرح شده است. این الگوریتم در واریانس به دنبال کشف تغییرات معناداری است که بر اثر شکست ساختاری در نوسانات سری های زمانی به جود آمده است. الگوریتم ICSS به دو صورت متعارف (اینکلان و تیائو، ۱۹۹۴) و اصلاح شده (سانسو و همکاران، ۲۰۰۴) ارائه شده است، که در واقع ICSS اصلاح شده، برخی از مشکلاتی را که در الگوریتم ICSS متعارف وجود داشت را اصلاح کرده است. در الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکرار شونده، فرض می

شود که سری های مالی مورد بررسی در یک دوره زمانی، دارای واریانس غیر شرطی پایا می باشند، تا زمانی که بر اثر وقوع یک اتفاق جدید اقتصادی، سیاسی یا مالی ناگهانی که هم به صورت غیر منتظره اتفاق می افتد و هم میزان تکانه ی آن شدید است بر سیستم وارد می شود و باعث می شود تا واریانس سری زمانی یک شکست ساختاری را تجربه کند. در واقع میزان این انحراف واریانس بعد از وقوع رویدادها نسبت به گذشته در حدی بالا می رود که باعث پدید آمدن شکست ساختاری شود و سپس واریانس غیر شرطی در سطح جدید مجدداً به مانایی می رسد تا شاید با تکانه ی شدید بعدی، درگیر شکست بعدی شود و این فرآیند در طول زمان بارها تکرار می شود. اما فرق ICSS متعارف با ICSS اصلاح شده در این است که ICSS متعارف فرض می کند که سری مورد مطالعه دارای T مشاهده است، که به صورت نرمال یکنواخت و مستقل توزیع شده است (آراگوو فرناندز،۲۰۰۷). و اغلب برای زمانی است که واریانس همسان شرطی وجود داشته باشد. پژوهش حاضر متفاوت از پژوهشهای ذکر شده از نظر روش و متغیرهای مورد مطالعه، با قلمرو زمانی و مکانی خاص به بررسی اثر قیمت نفت اپک بر بازار مالی ایران و کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس می پردازد.

## ۳- فرضیه های پژوهش

بر اساس مبانی نظری پژوهش و اهداف آن، فرضیه های مورد نظر به شرح زیر است.

۱) در بازارهای کشورهای مورد مطالعه شکست ساختاری وجود دارد.

۲) با وجود شکست ساختاری در بازارها، سر ریز نوسانات از قیمت نفت به شاخص هر یک از بازارهای مورد مطالعه وجود دارد.

۳) بین قیمت نفت و شاخص بازار سهام هر یک از کشورهای مورد مطالعه رابطه ی علی-معلولی وجود دارد.

## ۴- روش‌شناسی پژوهش

تحقیق حاضر از نظرتوجه به زمان گذشته‌نگر، از لحاظ هدف کاربردی و با توجه به نوع، پس رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) می‌باشد. همچنین روش این تحقیق از نوع توصیفی و همبستگی است. برای تهیه اطلاعات مربوط به مبانی نظری پژوهش و بخش عمده ای از داده های مورد نیاز از روش کتابخانه ای استفاده شده است. داده های پژوهش از پایگاههای داده ای معتبر مانند پایگاه داده ای بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشکده پولی و بانکی، پایگاه داده ای سازمان اپک و آرشیو اطلاعات هر یک از بازارهای مورد مطالعه گردآوری گردید. قلمرو مکانی این پژوهش شامل بورس اوراق بهادار تهران و بازار مالی کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس و همچنین قیمت نفت اپک است. همچنین قلمرو زمانی شامل یک دوره ۷ ساله از ژانویه سال ۲۰۱۲ تا ژوئن ۲۰۱۸ به صورت ماهیانه می باشد. به منظور آزمون فرضیه های پژوهش ابتدا با استفاده از آزمون های دیکی فولر و فیلیپس پرون مانایی داده ها مورد بررسی قرار می گیرد، سپس به وسیله ی الگوریتم ICSS نقاط شکست ساختاری مشخص خواهد شد و پس از آن با استفاده از آزمون GARCH دو متغیره اثر سر ریز نوسانات، یکبار بدون وجود شکست ساختاری و بار دیگر با وجود شکست ساختاری مورد بررسی قرار خواهد

گرفت. در ادامه بوسیله ی آزمون های VAR و علیت گرنجر رابطه ی علیت میان متغیر ها مورد بررسی قرار می گیرد. دلیل استفاده از مدل GARCH این است که این مدل توانایی این را دارد که تغییر پذیری هم زمان دو متغیر را مدل سازی نماید و اثری که ممکن است این دو متغیر بر یک دیگر بگذارند را مشخص نماید. همچنین استفاده از مدل VAR برای مشخص کردن واکنش هایی است که امکان دارد هر متغیر در برابر شوک هایی که با تغییر انحراف معیار پیش می آید از خود نشان دهد (رنجبر و سفید بخت، ۱۳۹۶).

## ۵- مدل پژوهش

در این پژوهش اثر سر ریز تلاطم و نوسانات هر یک از متغیر ها یک بار بدون توجه به شکست ساختاری و بار دیگر با دخالت شکست ساختاری در محاسبات، با استفاده از مدل اقتصاد سنجی GHARCH چند متغیره محاسبه می گردد. همچنین سر ریز نوسانات با استفاده از آزمون علیت گرنجر و مدل اتو رگرسیو برداری (VAR) نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت. همچنین مشخص می کنیم که چگونه می توانیم شکست ساختاری را در واریانس تعیین کنیم که در ادامه به تعریف هر یک از مدل های ارائه شده پرداخته می شود. ما در این پژوهش سعی داریم اثر شوک ها و سرریز نوسانات ناشی از قیمت نفت اپک بر شاخص کل بورس اوراق بهادار هر یک از کشورهای مورد مطالعه را با استفاده از مدل GARCH دو متغیره و همجنین مدل VAR بررسی کرده و شکست ساختاری را در دوره ی زمانی مورد بررسی با استفاده از الگوریتم ICSS نشان داده و با استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه علیت میان متغیرها در این بازارها را تبیین نمائیم. مدل GARCH دو متغیره استفاده شده در این پژوهش BEKK[۵] می باشد. در سال ۱۹۹۱ بابا، انگل، کرونر و کرافت، روشی دیگر از مدل های گارچ چند متغیری را به عنوان BEKK قطری معرفی کردند. این مدل در ادامه ی الگوی M-GARCH ارائه شده است. ویژگی مهم این روش عمومی بودن آن می باشد. از دیگر مشخصه های این روش این است که واریانس کوواریانس شرطی این سری زمانی بر روی یکدیگر تأثیر گذاشته و از طرفی دیگر نسبت به سایر روش ها پارامتر های کمتری تخمین زده می شود (کشاورزیان، ۱۳۸۹). این روش به ما اجازه می دهد که اثر شوک ها و نوسانات یک سری را بر روی نوسانات سری دیگر بررسی کنیم. این اثر میتواند متقارن و یا غیر متقارن باشد (سفید بخت و رنجبر، ۱۳۹۶).

تصریح BEKK به صورت زیر است:

$$H_{t-1} = \acute{C}C + \acute{B}H_tB + \acute{A}\varepsilon_t\acute{\varepsilon}_tA$$

برای مورد دو متغیری ما، C ماتریس مثلثی ۲×۲ با سه پارامتر و B، ماتریس مربع ۲×۲ پارامتر است که سطوح موجود واریانس های شرطی را به واریانس های شرطی قبلی مرتبط می کند. A، ماتریس ۲×۲ پارامتر است که می سنجد چگونه واریانس های شرطی به خطاهای مربع قبلی مربوط و همبسته می شوند. برای مورد ۲ متغیری ما تعداد کلی پارامترهای برآورد شده ۱۳ می باشد. توسعه واریانس شرطی برای هر معادله در مدل GHARCH دو متغیری (1,1) به شکل زیر می باشد:

$$h_{11t+1} = C_{11}^2 + b_{11}^2h_{11t} + 2h_{11}b_{21}h_{12.t} + b_{21}^2h_{22.t} + a_{11}^2\varepsilon_{1.t}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1.t}\varepsilon_{2t} + a_{2.1}^2\varepsilon_{2.t}^2$$

$$h_{22t+1} = c_{12}^2 + c_{22}^2 + b_{12}^2 h_{1t} + 2b_{12}b_{22}h_{12.t} + b_{22}^2 h_{22.t} + a_{12}^2 \varepsilon_{1.t}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{qt}\varepsilon_{2.t} + a_{22}^2 \varepsilon_{2.t}^2$$

این معادلات نشان می دهند که چگونه شوک ها و تلاطم در دو سری در طی زمان منتقل می شوند. ما از برآورد شبه ماکسیمم با خطاهای استاندارد گسترده که با روش ارائه شده توسط بولرسلو و وودرینگ[۶] (۱۹۹۲) محاسبه می شوند، استفاده می نماییم.

### GHARCH چند متغیره

امروزه، باتوجه به گسترش سیستم‌های اطلاعاتی و افزایش روزافزون ارتباط بازارهای مالی با یکدیگر، ثابت شده که تلاطم قیمت دارایی‌ها به یکدیگر و به سایر بازارهای مالی منتقل می‌شود. این مطلب باعث ایجاد وابستگی دارایی‌ها و بازارهای مالی مختلف به یکدیگر شده است. این موضوع پیش‌بینی در بازارهای مالی را پیچیده‌تر نموده است. لذا، به طور کلی در سالهای اخیر مدل‌های M-GARCH به منظور مدل‌سازی دینامیک بازده‌ها توسعه بسیاری پیدا کرده‌اند. برای بررسی انتقال تکانه ها و سر ریز نوسانات و شوک ها میان بازار های مختلف باید از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی چند متغیره M-GARCH استفاده نمود (شهرازی ۱۳۹۳). استفاده از مدل‌های سری زمانی چندمتغیره دو حسن مهم دارد. اولا در شناسایی ارتباط بین سری‌ها بسیار موثر است، ثانیا دقت پیش‌بینی را افزایش خواهد داد. برای برآورد سرایت تلاطم بین دو یا چند سری زمانی برآوردن از طریق مدل‌های چندمتغیره GARCH باید، واریانس‌ها و کوواریانس‌های سری‌ها به طور همزمان برآورد شوند. با استفاده از روش حداکثر درستنمایی می توان پارامترهای مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی چند متغیره را برآورد نمود. لگاریتم تابع درستنمایی به صورت زیر بیان میشود:

$$L(\theta) = T\log 2\pi - 0.5\sum_{t-1}^{T}\log|H_t(\theta)| - 0.5\sum_{t-1}^{T}\varepsilon_t(\hat{\theta})\log H_t^{-1}\varepsilon_t(\theta)$$

به صورتی کهT تعداد مشاهدات و θ بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند. جهت برآورد پارامترها به روش حداکثر درست نمایی از الگوریتمی که توسط برنت و همکاران(۱۹۷۴) مطرح شده استفاده میشود.

معادلات زیر بترتیب بیانگر معادلات میانگین و واریانس شرطی الگوی M-GARCH(p,q) میباشد:

$$Y_t = \mu_t + \sigma_t Z_t \qquad Z_t \sim NID(0,1)$$

$$\mu_t = a + \sum_{i=1}^{k} b_i X_{it}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 + \beta_p\sigma_{t-p}^2 \qquad \varepsilon_t \sim NID(0H)$$

$$= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\,\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i\,\sigma_{t-i}^2$$

فرض مدل های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی متعارف این است که هیچ شکستی در ساختار نوسانات وجود ندارد اما این یکی از نواقص این مدل است. در صورتی که نوسانات سری های زمانی تحت تأثیر

تغییرات ناگهانی هستند و در نتیجه شکست های ساختاری در نوسانات دور از احتمال نیست و نادیده گرفتن آنها ممکن است به نتایج کاذب راجع به چگونگی انتقال اطلاعات و سر ریز نوسانات میان بازارهای مالی منتهی شود(شهرازی ۱۳۹۳). لاموركس و لاستراپس (۱۹۹۰)[۷] مستند ساختند که مدل های GARCH استاندار مقاومت تلاطم را در هنگام نادیده گرفتن شکست ساختاری بیش ازحد طبیعی برآورد می کنند و این اختلافات باید در مدل GARCH برای بدست آوردن پارامترهای دقیق ترکیب شوند (ایوینگ و مالیک،۲۰۱۵). بنابراین پس از به دست آوردن شکست ساختاری واریانس جدید را در مدل BEKK دو متغیری وارد کرده و مقادیر جدید را بدست آوریم. برای GARCH دو متغیری با استناد به مدل ایوینگ و مالیک (۲۰۱۵) مجموعه ی متغیرهای دو متغیری را به صورت زیر در معادله BEKK وارد می کنیم:

$$H_{t-1} = \acute{C}C + \acute{B}H_tB + \acute{A}\varepsilon_t\acute{\varepsilon_t}A + \sum_{i=1}^{n}\acute{D}_i\acute{X}_iD_iX_i$$

$D_i$ ماتریس قطری مربع۲×۲ پارامترها، $X_i$ بردار ردیف ۲ ×۱متغیرهای مجازی و nتعداد شکست های ساختاری شناسایی شده است (ایوینگ و مالیک، ۲۰۱۵). بدین صورت زمانی که شکست ساختاری در مدل لحاظ می شود مقادیر واقعی بدست می آید.

## آزمون علیت گرنجر

علیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی است. تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می گیرد که مبانی نظری صریحی در مورد آنها وجود ندارد. یکی از مثال های معروف در اقتصاد که مورد مجادله می باشد، مربوط به رابطه ی بین رشد تولید ناخالص ملی (Y) و رشد پول (X) است. سوال این است که آیا رشد پول موجب رشد تولید ناخالص ملی می شود یا اینکه ابتدا تولید ناخالص ملی افزایش می یابد و سپس موجب افزایش نیاز به پول می گردد و به دنبال آن بانک مرکزی حجم پول را افزایش می دهد؟ این مثال واضحی برای این مفهوم است.

روش مرسوم برای بررسی علیت، معروف به آزمون علیت گرنجر است که در این روش معادلات زیر مورد بررسی قرار می گیرند(سوری ،۱۳۹۴):

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n}\alpha_iX_{t-i} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_jY_{t-j} + u_t$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{n}\alpha_ix_{t-i} + \sum_{j=1}^{n}b_jY_{t-j} + v_t$$

بر اساس معادلات فوق می توان بدین صورت بحث نمود که:

الف) اگر$\sum\alpha_i \neq 0$ و $\sum b_j = 0$ بوده و از نظر آماری معنی دار باشند، آنگاه علیت یک طرفه است که طبق آن، X علتY است.

ب) اگر $\sum\alpha_i = 0$ و $\sum b_j \neq 0$ باشد، آنگاه علیت یک طرفه است که طبق ان، Y علت X است.

ج) اگر $\sum \alpha_i \neq 0$ و $\sum b_j \neq 0$ باشد، آنگاه علیت دو طرفه است.
د) اگر $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum b_j = 0$ باشد، آنگاه این دو متغیر مستقل اند و رابطه ای با هم ندارند (سوری،۱۳۹۴).

### مدل اتو رگرسیو برداری VAR

مدل اتورگرسیو برداری یک مدل آماری است که وابستگی خطی میان چند سری زمانی را بیان می‌کند. مدل اتورگرسیو برداری تعمیم مدل اتورگرسیو برای مدلسازی وابستگی میان بیش از یک سری زمانی است. در مدل اتورگرسیو برداری، آینده ی یک سری‌زمانی با استفاده از گذشته ی خود و دیگر سری‌ها در چندین تاخیر زمانی تخمین زده می‌شود. VAR به این صورت تعریف می شود (سوری، ۱۳۹۴):

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

### ۶- یافته‌های پژوهش

در این پژوهش اطلاعات با استفاده از داده های ماهانه از ابتدای سال۰۱/ ۲۰۱۲ تا سال۲۰۱۸/۰۶ گردآوری و بررسی شده است. این اطلاعات شامل قیمت جهانی هر بشکه نفت با نماد (Oil-price)، شاخص بورس اوراق بهادار تهران (TSE)، شاخص بورس سهام ابوظبی (ADX)، شاخص بورس دبی (DFM)، شاخص بورس عربستان سعودی (SSM)، شاخص بورس سهام بحرین (BSE)، شاخص بورس سهام قطر (DSM)، شاخص بورس کویت (KSE) و شاخص بازار سهام عمان (MSM)، می باشد. قیمت نفت از قیمت های بازار جهانی نفت و اطلاعات شاخص های بورس اوراق بهادار هر کشور به طور مستقیم از آرشیو و پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادارآن کشور استخراج گردیده است.

### آمار توصیفی

آماره های توصیفی مربوط به متغیرهایی که در این پژوهش استفاده می شود به صورت خلاصه در نگاره (۱) نشان داده می شود. در این نگاره مقادیر میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، انحراف معیار داده ها، کشیدگی، چولگی و آماره و احتمال جارک برا به ترتیب نشان داده شده اند. همانگونه که در نگاره 1 مشاهده می شود، انحراف معیار مشخص شده برای متغیر ها حاکی از این است که در این بازارها نوسانات زیاد بوده است. به دلیل اینکه میزان چولگی از 0.05 بیشتر است، بنابراین متغیر ها دارای توزیع های دم پهن هستند و کشیدگی آنها نیز از حد نرمال کوتاه تر است. همچنین آماره های آزمون جارکو برا نرمال بودن متغیرهای تحقیق را در سطح 95 درصد رد می نماید، زیرا مقدار p-value کمتر از 0.05 می باشد.

**نگاره ۱ ) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق**

| متغیر/ شاخص | نماد | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| قیمت نفت اوپک | Oil-Price | ۷۰,۸۸۰ | ۶۳,۲۱۵ | ۱۰۶,۵۷۰ | ۳۰,۳۲۰ | ۲۴,۳۳۸ | ۰,۱۰۸۹ | ۱,۳۹۵۲ |
| شاخص کل سهام تهران | TSE | ۸۰۰۲۶,۳ | ۷۶۵۵۸,۹ | ۱۵۵۰۶۱,۱ | ۶۱۱۶۳,۷ | ۲۱۱۳۴,۲ | ۲,۰۷۴۱ | ۶,۹۷۷۸ |
| شاخص سهام ابوظبی | ADX | ۴۲۱۹,۷ | ۴۳۶۱,۹ | ۵۰۷۳,۴ | ۲۶۸۵,۹ | ۵۲۰,۷۱ | -۰,۸۲۱۰ | ۳,۵۶۷۸ |
| شاخص سهام دبی | DFM | ۱۶۳۵,۶ | ۱۵۱۰,۶ | ۲۷۹۱,۷ | ۸۶۴,۸ | ۵۶۴,۲۷ | ۰,۴۵۷۸ | ۱,۹۸۸۸ |
| شاخص سهام سعودی | SSM | ۶۸۸۱,۴ | ۷۰۰۸,۷ | ۷۹۹۷,۶ | ۵۲۸۰,۰ | ۵۳۳,۵۶ | -۰,۴۱۸۳ | ۳,۷۶۴۴ |
| شاخص سهام بحرین | BSE | ۱۵۳۳,۱ | ۱۵۰۶,۶ | ۱۵۸۰,۵ | ۱۳۲۴,۹ | ۱۶۳,۸۹ | ۰,۳۸۰۱ | ۱,۷۶۸۸ |
| شاخص سهام قطر | DSM | ۹۲۵۹,۲ | ۹۲۵۹,۶ | ۹۹۹۲,۰۱ | ۸۳۷۲,۰۲ | ۶۶۷,۹ | -۰,۱۵۸۱ | ۱,۲۸۵۱ |
| شاخص سهام کویت | KSE | ۴۹۷۹,۳ | ۴۹۷۷,۱ | ۵۱۱۱,۳ | ۴۹۳۸,۰ | ۲۸,۴۴۲۴ | ۲,۱۲۱۷ | ۹,۴۹۰۴ |
| شاخص سهام عمان | MSM | ۴۰۲۲,۸ | ۴۰۰۴,۳ | ۴۵۲۵,۷ | ۳۹۷۲ | ۶۸,۲۶۳ | ۵,۳۵۱۹ | ۳۹,۰۴ |

منبع: یافته های پژوهش

همانگونه که در جدول فوق مشاهده می شود میانگین قیمت نفت طی دوره ی مورد مطالعه ۷۰,۸۸ دلار بوده است که تقریبا یکی از بالاترین روند قیمتی را تجربه کرده است. قیمت نفت در طی این دوره به بیش از ۱۰۶ دلار افزایش یافته و کمترین قیمت را در مرز ۳۰ دلار تجربه کرده است. لذا می توان به این نتیجه رسید که در دوره مورد بررسی شاهد تغییرات و تلاطم محسوس در قیمت آن بوده ایم. همچنین نتایج بررسی شاخص بازارها طی قلمرو زمانی مورد بررسی نشان می دهد که بازار مالی دبی با رشد ۲۲۲٪ بیشترین میزان تغییرات و بورس اوراق بهادار کویت با حدود ۳,۵٪ کمترین میزان تغییرات را داشته است. بورس اوراق بهادار تهران نیز تغییرات قابل ملاحظه ای را تجربه کرده است به نحوی که شاخص آن در کمترین مقدار ۷۶۵۵۹ و بیشترین مقدار ۱۵۵۰۶۱ واحد بوده است. یعنی طی این مدت بیش از ۱۵۳ درصد تغییرات داشته است. و همانطور که مشاهده می شود در بین شاخص های سهام کشور های عضو اوپک بیشترین میزان انحراف مربوط به بورس تهران و کمترین انحراف معیار مربوط به شاخص بورس کویت می باشد. از سوی دیگر در بین شاخص های سهام تنها شاخصی که دارای چولگی است عمان می باشد که بیشترین میزان چولگی را نیز دارد و پس از آن بیشترین چولگی به ترتیب مر بوط به شاخص بورس ویت و شاخص بورس تهران می باشد.

### بررسی مانایی داده ها

در داده های سری زمانی، پرداختن به اینکه داده ها ایستا (مانا) باشند، ضروری است. لذا قبل از تخمین و برآورد مدل های پژوهش می بایست مانایی داده ها بررسی شود. در این پژوهش برای بررسی ایستایی یا مانایی سری زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر و فیلیپس پرون استفاده شده است که نتایج آن در نگاره ۲ و ۳ نشان داده شده است.

**نگاره ۲- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر**

| متغیرها | وضعیت | عرض از مبدأ بدون روند | | | | | عرض از مبدأ با روند | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | آماره t | مقادیر بحرانی | | | احتمال | آماره t | مقادیر بحرانی | | | احتمال |
| | | | 1% | 5% | 10% | | | 1% | 5% | 10% | |
| شاخص بورس تهران | سطح | -2.9236 | -3.923 | -2.517 | -2.587 | 0.0472 | 2.9604 | -3.527 | -2.903 | -2.587 | 1.0000 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -10.157 | -3.519 | -2.900 | -2.587 | 0.0001 | -7.720 | -4.092 | -3.474 | -3.164 | 0.0000 |
| شاخص بورس ابوظبی | سطح | -2.9767 | -3.517 | -2.899 | -2.587 | 0.0416 | -3.274 | -4.081 | -3.469 | -3.161 | 0.0783 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -10.011 | -3.519 | -2.900 | -2.587 | 0.0000 | -10.016 | -4.083 | -3.470 | -3.161 | 0.0000 |
| شاخص بورس دبی | سطح | 9.9406 | -3.5178 | -2.899 | -2.587 | 1.0000 | -2.627 | -3.520 | -2.900 | -2.587 | 0.0920 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -10.316 | -3.521 | -2.901 | -2.587 | 0.0001 | -8.477 | -4.083 | -3.470 | -3.161 | 0.0000 |
| شاخص بورس سعودی | سطح | -0.738 | -3.519 | -2.900 | -2.587 | 0.8302 | -0.789 | -4.083 | -3.470 | -3.161 | 0.9617 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -13.223 | -3.519 | -2.900 | -2.587 | 0.0001 | -13.446 | -4.083 | -3.470 | -3.161 | 0.0001 |
| شاخص بورس بحرین | سطح | -0.7690 | -3.519 | -2.900 | -2.587 | 0.8219 | -1.097 | -3.519 | -2.900 | -2.587 | 0.7131 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -1.9053 | -4.083 | -3.470 | -3.161 | 0.6421 | -6.096 | -3.520 | -2.900 | -2.587 | 0.0000 |
| شاخص بورس قطر | سطح | -1.4631 | -3.521 | -2.901 | -2.581 | 0.5467 | -4.356 | -3.521 | -2.900 | -2.587 | 0.0008 |
| | ۱مرتبه تفاضل | 0.3194 | -4.086 | -3.471 | -3.162 | 0.9984 | -4.585 | -4.089 | -3.471 | -3.162 | 0.0022 |
| شاخص بورس کویت | سطح | 2.1547 | -3.528 | -2.904 | -2.589 | 0.9999 | 0.7412 | -3.528 | -2.904 | -2.589 | 0.9923 |
| | ۱مرتبه تفاضل | 3.9863 | -3.528 | -2.904 | -2.589 | 1.0000 | 1.5262 | -4.0966 | -3.476 | -3.165 | 1.0000 |
| شاخص بورس عمان | سطح | 1.6360 | -3.527 | -2.903 | -2.587 | 0.9995 | 1.809 | -3.527 | -2.903 | -2.589 | 0.9995 |
| | ۱مرتبه تفاضل | 2.960 | -3.528 | -2.904 | -2.589 | 1.0000 | 2.815 | -4.094 | -3.475 | -3.165 | 1.0000 |
| قیمت نفت اوپک | سطح | -1.6593 | -3.5190 | -2.900 | -2.587 | 0.4475 | -1.6258 | -4.083 | -3.470 | -3.161 | 0.7735 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -5.971 | -3.519 | -2.900 | -2.587 | 0.0000 | -6.0121 | -4.0833 | -3.470 | -3.161 | 0.0000 |

نگاره فوق نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته را نشان می دهد که براساس آن نتایج آزمون به دو صورت عرض از مبدأ با روند و عرض از مبدأ بدون روند بررسی شده است. نتایج آزمون نشان می دهد در هر دو صورت p-value در آزمون سطح دارای مقادیر بیش از ۰/۰۵ است بنابراین فرضیه صفر مبنی بر مانایی داده ها رد می شود، اما با یک مرتبه تفاضل مقدار p-value تغییر یافته و مانایی برقرار می شود.

**نگاره ۳) نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون**

| متغیرها | وضعیت | عرض از مبدأ بدون روند | | | | | عرض از مبدأ با روند | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | آماره t | مقادیر بحرانی | | | احتمال | آماره t | مقادیر بحرانی | | | احتمال |
| | | | 1% | 5% | 10% | | | 1% | 5% | 10% | |
| شاخص کل بورس تهران | سطح | 1.0771 | -3.5178 | -2.8996 | -2.5871 | 0.9970 | 1.5720 | -2.5953 | -1.9450 | -1.6140 | 0.9708 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -8.7637 | -3.5190 | -2.9001 | -2.5874 | 0.0000 | -8.6222 | -2.5957 | -1.9451 | -1.6139 | 0.0000 |
| شاخص کل بورس ابوظبی | سطح | -2.923 | -3.517 | -2.899 | -2.587 | 0.0472 | -9.9055 | -2.5957 | -1.9451 | -1.6139 | 0.0000 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -10.157 | -3.519 | -2.900 | -2.587 | 0.0001 | -68.818 | -2.5961 | -1.9451 | -1.6139 | 0.0000 |
| شاخص کل بورس دبی | سطح | 9.9406 | -3.5178 | -2.8996 | -2.5871 | 1.0000 | 0.8693 | -4.0816 | -3.4692 | -3.1615 | 0.9998 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -4.4931 | -3.5190 | -2.9001 | -2.5874 | 0.0005 | -8.4776 | -4.0833 | -3.4700 | -3.1619 | 0.0000 |
| شاخص بورس سعودی | سطح | -1.3401 | -3.5178 | -2.8996 | -2.5871 | 0.6070 | -1.3104 | -4.0816 | -3.4692 | -3.1615 | 0.8780 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -13.334 | -3.5190 | -2.9001 | -2.5874 | 0.0001 | -14.471 | -4.0833 | -3.4700 | -3.1619 | 0.0001 |
| شاخص بورس بحرین | سطح | -1.0154 | -3.5178 | -2.8996 | -2.5871 | 0.7442 | -1.9434 | -4.0833 | -3.4700 | -3.16192 | 0.6221 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -6.0969 | -3.5203 | -2.9006 | -2.5876 | 0.0000 | -6.0017 | -4.0850 | -3.4708 | -3.1624 | 0.0000 |
| شاخص بورس قطر | سطح | -0.9904 | -3.5178 | -2.8996 | -2.5871 | 0.7530 | -0.0713 | -2.5953 | -1.9450 | -1.6140 | 0.9965 |
| | ۱مرتبه تفاضل | 0.5490 | -3.5190 | -2.9001 | -2.5874 | 0.6558 | -0.5281 | -2.5961 | -1.9451 | -1.6139 | 0.4848 |
| شاخص بورس کویت | سطح | 4.3500 | -3.5178 | -2.8996 | -2.5871 | 1.0000 | 8.3241 | -2.5957 | -1.9451 | -1.6139 | 1.0000 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -2.9211 | -3.5203 | -2.9006 | -2.5876 | 0.0476 | -2.7911 | -2.5961 | -1.9451 | -1.6139 | 0.0058 |
| شاخص بورس عمان | سطح | 3.7615 | -3.5178 | -2.8996 | -2.5871 | 1.0000 | 5.9185 | -4.0833 | -3.4700 | -3.1619 | 1.0000 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -0.2836 | -3.5203 | -2.9006 | -2.5876 | 0.9215 | -0.5613 | -4.0850 | -3.4708 | -3.1624 | 0.9783 |
| قیمت نفت اوپک | سطح | -5.8145 | -3.5190 | -2.9001 | -2.5874 | 0.0000 | -0.7733 | -4.0816 | -3.4692 | -3.1615 | 0.9632 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -27.037 | -3.5203 | -2.9006 | -2.5876 | 0.0001 | -5.7927 | -4.0833 | -3.4700 | -3.1619 | 0.0000 |

آزمون فیلیپس برون نیز مانند آزمون دیکی فولر نتایج مشابهی را ایجاد کرده است. همانگونه که در جدول فوق مشاهده می گردد داده ها به دو صورت عرض از مبدأ با روند و عرض از مبدأ بدون روند بررسی شده است. نتایج آزمون فیلیپس پرون نیز نشان داده که سطح معنی داری اکثر متغیرها در آزمون سطح دارای مقادیر بیش از ۰/۰۵ بوده بنابر این فرضیه صفر مبنی بر مانایی رد می شود ولی با یک مرتبه تفاضل اغلب داده ها مانا شده اند.

### نتایج آزمون شکست ساختاری با استفاده از الگوریتمICSS

برای اینکه بتوانیم اثر شکست ساختاری را بر روی نوسانات مورد بررسی قرار دهیم، ابتدا می بایست وجود شکست ساختاری بررسی گردد. به همین منظور در این پژوهش از الگوریتم متعارف اصلاح شده ی مجموع مربعات تجمعی تکراری (ICSS) استفاده شده است. در جدول زیر تعداد شکست های ساختاری و همچنین مقاطع زمانی شکست ساختاری در نوسانات بر اساس الگوریتم (ICSS) برای سری های زمانی ای که در این

پژوهش مورد مطالعه قرار گرفته اند مشخص شده است. این الگوریتم تأکید بر این دارد که در واریانس سری های زمانی مذکور شکست ساختاری رخ داده است. نتایج مربوط به این آزمون در نگاره شماره (۴) نشان داده شده است.

**نگاره ۴) تعداد و موقعیت های شکست ساختاری در واریانس سری زمانی**

| Variable | Number of structural breaks | Time structural breaks |
|---|---|---|
| DSM | 2 | 2014/07<br>2015/12 |
| ADX | 2 | 2014/11<br>2016/01 |
| BSE | 2 | 2014/07<br>2017/02 |
| MSM | 1 | 2018/05 |
| OILPRICE | 3 | 2014/07<br>2015/01<br>2016/02 |
| SSM | 3 | 2014/07<br>2015/04<br>2016/03 |
| TSE | 1 | 2017/12 |

نتایج آزمون الگوریتم ICSS در جدول فوق نشان داده که در هر یک از بازارهای مورد مطالعه و قیمت نفت شاهد شکست ساختاری بوده ایم. بیشترین تعداد شکست ساختاری مربوط به قیمت نفت و بورس اوراق بهادار عربستان سعودی و کمترین تعداد شکست ساختاری در بورس اوراق بهادار عمان و بورس اوراق بهادار تهران مشاهده گردیده است. همچنین بیشترین تعداد شکست ساختاری از نظر زمانی در جولای ۲۰۱۴ مشاهده شده است که در بازارهای قطر، ابوظبی، بحرین، عربستان سعودی و قیمت نفت اپک رخ داده است.

## نتایج مربوط به اثر سرریز قیمت نفت به بازارهای مورد مطالعه با استفاده از مدل GARCH، BEKK قطری

با توجه به وجود شکست ساختاری در بازار هر یک از کشورهای مورد مطالعه و به منظور بررسی اثر سرریز تغییرات قیمت نفت بر نوسانات این بازارها از مدل GARCH-BEKK استفاده شده است. نتایج بدست آمده از خروجی BEKK دو متغیره برای هر یک از بازارها به صورت زیر می باشد:

**نگاره ۵) اثر نوسانات قیمت نفت اوپک بر شاخص کل بازارهای مورد مطالعه با استفاده از مدل BEKK قطری**

| بازار | متغیرها | ضریب | آماره Z | P-Value |
|---|---|---|---|---|
| TSE | C(3) | 0.0017 | 1.8578 | 0.0632 |
| | C(4) | 1.0025 | 2.2699 | 0.0232 |
| | C(5) | 0.0098 | 0.0560 | 0.9553 |
| ADX | C(3) | 0.0031 | 0.9546 | 0.3398 |
| | C(4) | 1.0172 | 4.1281 | 0.0000 |
| | C(5) | 0.1089 | 0.0763 | 0.9391 |
| DFM | C(3) | 0.0017 | 1.3606 | 0.1736 |
| | C(4) | 0.9137 | 4.2707 | 0.0000 |
| | C(5) | 0.5476 | 5.0537 | 0.0000 |
| SSM | C(3) | 0.0007 | 0.6753 | 0.4994 |
| | C(4) | 1.0342 | 4.3151 | 0.0000 |
| | C(5) | 0.3535 | 0.7626 | 0.4457 |
| BSE | C(3) | 0.0002 | 0.8167 | 0.4141 |
| | C(4) | 1.0527 | 5.7067 | 0.0000 |
| | C(5) | 3.5708 | 5.1514 | 1.0000 |
| DSM | C(3) | 0.0032 | 1.9948 | 0.0461 |
| | C(4) | 1.0717 | 6.6130 | 0.0000 |
| | C(5) | 2.73008 | 1.25014 | 1.0000 |
| KSE | C(3) | 0.0028 | 1.3247 | 0.1853 |
| | C(4) | 1.0050 | 4.8332 | 0.0000 |
| | C(5) | ۸,۷۷۰۱۰ | 4.33018 | 1. 0000 |
| MSM | C(3) | 0.0045 | 1.3279 | 0.1842 |
| | C(4) | 0.9515 | 3.5459 | 0.0004 |
| | C(5) | 2.9210 | 7.0019 | 1.0000 |

نتایج مربوط به آزمون اثر تغییرات قیمت نفت بر نوسانات شاخص هر یک از بازارهای مورد مطالعه بوسیله ی مدل گارچ BEKK در نگاره ی فوق نشان داده شده است. در این آزمون چنانچه مقدار سطح معنی داری برای هر یک از متغیرها کمتر از ۰,۰۵ و آماره ی آزمون خارج از مقادیر $\pm 1.96$ باشد می توان ادعا نمود که تغییرات قیمت نفت بر شاخص بازار مورد نظر اثر معنی داری دارد. مقادیر متناظر در سطر C (4) مربوط به نتایج آزمون اثر تغییرات قیمت نفت بر نوسانات هر یک از بازارها را نشان می دهد. همانگونه که مشاهده می شود سطح معنی داری آزمون برای بورس اوراق بهادار تهران 0.0232 و مقدار آماره آزمون Z=۲,۲۶۹۹، سطح معنی داری آزمون برای بورس اوراق بهادار ابوظبی 0.00 و مقدار آماره آزمون Z=۴,۱۲۸۱، سطح معنی داری آزمون برای بورس اوراق بهادار دبی 0.00 و مقدار آماره آزمون Z=۴,۲۷۰۷، سطح معنی داری آزمون برای بورس اوراق بهادار عربستان سعودی 0.00 و مقدار آماره آزمون Z=۴,۳۱۵۱، سطح معنی داری آزمون برای بورس اوراق بهادار بحرین 0.00 و مقدار آماره آزمون Z=۵,۷۰۶۷، سطح معنی داری آزمون برای بورس اوراق بهادار قطر 0.00 و مقدار آماره آزمون Z=۶,۶۱۳۰، سطح معنی داری آزمون برای بورس اوراق بهادار کویت 0.00 و مقدار آماره

آزمون Z=۴,۸۳۳۲ و در نهایت سطح معنی داری آزمون برای بورس اوراق بهادار عمان 0.00 و مقدار آماره آزمون Z=۳,۵۴۵۹ است لذا می توان ادعا کرد که تغییرات قیمت نفت بر نوسانات شاخص کل هر یک از بازارهای مورد مطالعه اثر معنی داری دارد ولی در این بین بیشترین کمترین رابطه بین قیمت نفت و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران است.

## نتایج آزمون علیت گرنجر

به منظور آزمون رابطه علی بین قیمت نفت و شاخص کل بورس اوراق بهادار هر یک از کشورهای مورد مطالعه از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. آزمون علیت گرنجر می تواند رابطه ی علی و دو طرفه ی دو متغیر را با همدیگر نشان می دهد. هدف از اجرای این آزمون این است که آیا تغییرات قیمت نفت علت ایجاد نوسانات در هر یک از بازارهای مورد مطالعه بوده است و بالعکس. نتایج این آزمون در نگاره ی شماره (۶) نشان داده شده است.

**نگاره ۶) رابطه علیت متغیرهای بازارهای سهام کشورهای عضو اوپک و قیمت جهانی نفت**

| شاخص / وقفه(Lag) | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| قیمت نفت→ شاخص کل تهران | ۰,۲۴۹۹ | ۰,۳۸۵۵ | ۰,۵۹۶۹ | ۰,۵۲۸ | ۰,۱۴۱۹ | ۰,۱۰۵۵ | ۰,۱۴۸۵ | ۰,۱۸۵۶ |
| شاخص کل تهران → قیمت نفت | ۰,۷۴۴۳ | ۰,۲۸۶۹ | ۰,۱۵۵۴ | ۰,۳۶۵۰ | ۰,۵۷۸۶ | ۰,۶۳۶۵ | ۰,۱۹۰۵ | ۰,۳۹۳۲ |
| قیمت نفت → شاخص بورس ابوظبی | ۰,۶۴۸۹ | ۰,۱۲۹۲ | ۰,۱۶۹۲ | ۰,۰۷۰۶ | ۰,۰۰۷۷ | ۰,۰۸۸۲ | ۰,۸۳۴۰ | ۰,۱۰۷۳ |
| شاخص بورس ابوظبی→ قیمت نفت | ۰,۳۶۳۸ | ۰,۸۲۱۸ | ۰,۸۶۳۳ | ۰,۸۴۴۳ | ۰,۸۲۶۴ | ۰,۸۱۲۷ | ۰,۱۳۶۰ | ۰,۸۹۴۱ |
| قیمت نفت → شاخص بورس دبی | ۰,۸۸۹۰ | ۰,۸۵۷۷ | ۰,۷۸۹۶ | ۰,۸۶۱۳ | ۰,۴۸۷۹ | ۰,۵۷۳۷ | ۰,۱۹۱۴ | ۰,۷۹۵۶ |
| شاخص بورس دبی → قیمت نفت | ۰,۰۳۱۶ | ۰,۰۶۹۳ | ۰,۱۲۷۵ | ۰,۲۰۹۴ | ۰,۳۱۱۰ | ۰,۲۴۰۷ | ۰,۷۱۳۵ | ۰,۲۸۹۳ |
| قیمت نفت→شاخص بورس سعودی | ۰,۲۷۲۶ | ۰,۳۱۷۵ | ۰,۳۹۷۹ | ۰,۲۱۷۸ | ۰,۲۹۱۰ | ۰,۰۰۱۲ | ۰,۰۵۳۰ | ۰,۰۶۴۴ |
| شاخص بورس سعودی→ قیمت نفت | ۰,۰۰۱۴ | ۰,۰۰۱۷ | ۰,۰۰۰۵ | ۰,۰۵۵۰ | ۰,۰۰۰۴ | ۰,۲۳۴۰ | ۰,۰۰۳۰ | ۰,۰۰۴۶ |
| شاخص بورس بحرین → قیمت نفت | ۰,۰۰۰۴ | ۰,۰۰۰۱ | ۰,۰۰۰۱ | ۰,۰۰۰۵ | ۰,۰۰۰۸ | ۰,۰۰۳۰ | ۰,۰۰۱۸ | ۰,۰۰۱۸ |
| قیمت نفت→شاخص بورس بحرین | ۰,۹۲۹۴ | ۰,۷۵۶۶ | ۰,۸۷۰۵ | ۰,۹۳۱۳ | ۰,۹۰۷۰ | ۰,۹۱۷۰ | ۰,۹۴۵۳ | ۰,۸۵۸۵ |
| شاخص بورس قطر → قیمت نفت | ۰,۰۳۰۵ | ۰,۰۲۵ | ۰,۰۰۰۱ | ۰,۰۰۰۵ | ۳,۰۵ | ۳,۰۵ | ۶,۰۵ | ۰,۷۲۵۵ |
| قیمت نفت→شاخص بورس قطر | ۰,۷۷۸۶ | ۰,۸۷۴۴ | ۰,۷۶۳۸ | ۰,۷۷۱۴ | ۰,۵۳۲۸ | ۰,۵۶۲۱ | ۰,۶۳۲۴ | ۰,۰۰۰۱ |
| قیمت نفت→شاخص بورس کویت | ۰,۱۴۵۸ | ۰,۱۷۷۳ | ۰,۱۵۴۴ | ۰,۱۱۵۲ | ۰,۰۵۴۸ | ۰,۲۲۰۷ | ۰,۳۹۳۲ | ۰,۳۲۹۹ |
| شاخص بورس کویت → قیمت نفت | ۰,۳۷۲۰ | ۰,۶۷۰۵ | ۰,۸۹۶۷ | ۰,۹۴۳۱ | ۰,۹۷۳۴ | ۰,۶۳۴۱ | ۰,۰۰۰۷ | ۰,۲۰۲۸ |
| قیمت نفت→شاخص بورس عمان | ۰,۲۱۶۹ | ۰,۱۸۴۶ | ۰,۱۶۶۸ | ۰,۲۹۶۲ | ۰,۸۸۵۸ | ۰,۴۹۵۵ | ۰,۶۶۰۳ | ۰,۳۷۱۱ |
| شاخص بورس عمان → قیمت نفت | ۰,۳۲۷۱ | ۰,۶۱۶۵ | ۰,۸۶۳۳ | ۰,۷۷۹۵ | ۰,۲۶۴۱ | ۰,۸۹۳۳ | ۰,۷۳۰۸ | ۰,۷۲۶۱ |

مأخذ: یافته های پژوهش

با توجه به نتایج ارائه شده در این جدول که حاصل خروجی آزمون علیت گرنجر است می توان ادعا نمود که رابطه ی علیت بین قیمت نفت و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در مقاطع زمانی کوتاه مدت و بلند مدت وجود ندارد یا به اصطلاح قیمت نفت علت اصلی نوسانات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران نیست و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران نیز نمی تواند عامل تعیین کننده ای برای تغییرات قیمت نفت اپک باشد. همچنین در مورد علیت بین قیمت نفت و شاخص بازار مالی دبی، صرفا رابطه ی کوتاه مدت و یک طرفه از سمت قیمت نفت به شاخص بازار وجود دارد. نتایج نشان داد که رابطه ی علیت بین قیمت نفت و شاخص بورس اوراق بهادار عربستان سعودی در تمامی وقفه ها از سمت قیمت نفت به سمت شاخص بازار معنی دار است. همچنین در بلندمدت ارتباط علی از سمت شاخص بازار به قیمت نفت قابل مشاهده است. همچنین، رابطه علی در تمامی وقفه ها از قیمت نفت به شاخص بورس بحرین وجود دارد، اما این ارتباط از شاخص بازار به قیمت نفت مشاهده نشد. قیمت نفت در وقفه های کوتاه مدت علت تغییر در شاخص بورس اوراق بهادار قطر بوده ولی عکس این رابطه معنی دار نمی باشد. نهایتا در مورد کویت صرفا یک رابطه ی علی در وقفه های بلند مدت از سمت قیمت نفت به بازار سهام وجود دارد ولی در مورد کشور عمان رابطه ی علی بین بازار سهام و قیمت نفت در وقفه های مختلف زمانی مشاهده نگردید.

## ۶- بحث و نتیجه گیری

یکی از مسائل مهم و بحث برانگیز در حوزه ی اقتصاد کلان و بازار سرمایه، رابطه ی بین متغیرهای اقتصادی و عوامل بنیادی با تغییرات بازار سرمایه است. عوامل متعددی می توانند موجب ایجاد تغییرات و نوسانات در بازار سرمایه شوند که به نظر می رسد یکی از مهمترین آنها قیمت انرژی بویژه نفت باشد. با توجه به اینکه کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس و ایران اغلب اقتصاد متکی و مبتنی بر نفت دارند، مطالعه ی روابط بین قیمت نفت و شاخص های بازار سهام این کشورها اهمیت ویژه ای دارد. بدین منظور پژوهش حاضر با هدف بررسی سرریز نوسانات بین قیمت نفت اپک و بازار سهام کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس و ایران با در نظر گرفتن چرخه های تجاری و شکست ساختاری انجام شد. داده های مربوط به شاخص هر یک از بازارهای مورد مطالعه و قیمت نفت اپک بصورت ماهیانه و از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا پایان نیمه اول سال ۲۰۱۸ گردآوری و تجزیه و تحلیل شد. نتایج حاصل از آزمون وجود شکست ساختاری در این بازارها نشان داد که بورس اوراق بهادار قطر (دوحه) ۱ مرحله، بورس اوراق بهادار ابوظبی ۲ مرحله، بورس اوراق بهادار بحرین ۲ مرحله، بورس اوراق بهادار عمان ۱ مرحله، قیمت نفت اپک ۳ مرحله، بورس اوراق بهادار عربستان سعودی ۳ مرحله و بورس اوراق بهادار تهران ۱ مرحله شکست ساختاری را تجربه کرده اند. در ادامه ی این بحث و به منظور آزمون اثر سرریز نوسانات قیمت نفت بر شاخص های بازارهای مورد مطالعه از مدل گارچ BEKK استفاده شد و نتایج نشان داد که سرریز نوسانات از قیمت نفت به همه ی بازارهای مورد مطالعه مشاهده شده است که در این بین کمترین میزان سرایت مربوط به بورس اوراق بهادار تهران می باشد. این نتیجه با بخشی از یافته های پژوهش سفید بخت و رنجبر (۱۳۹۵) و سهگال و کاپور (۲۰۱۲) در یک راستا بوده است. دلیل این موضوع را می توان به شرایط

اقتصادی ایران، درجه ی متفاوت وابستگی اقتصاد ایران به قمیت نفت نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه و محدودیت های فروش نفت ایران دانست.

در ادامه و به منظور آزمون اثر علی-معلولی بین تغییرات قیمت نفت و شاخص کل هر یک از بازارهای مورد مطالعه از آزمون علیت گرنجر استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که رابطه ی علیت بین قیمت نفت و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در مقاطع زمانی کوتاه مدت و بلند مدت وجود ندارد و تغییرات قیمت نفت نمی تواند تنها علت تغییرات اساسی در شاخص بورس اوراق بهادار تهران باشد. دلیل این موضوع نیز احتمالا ناشی از کاهش درجه ی وابستگی اقتصاد ایران بویژه بودجه دولت به نفت طی سالهای اخیر و همچنین کاهش درآمدهای صادراتی نفتی کشور دانست که تلاطم های قیمت نفت بویژه نفت اپک نمی تواند در بازار سهام ایران تاثیر قابل توجهی ایجاد کند، ضمن اینکه طی این سالها به دلیل محدودیت های صادراتی و تحریم ها، سهم ایران از نفت اپک به شدت کاهش یافته است. همچنین بخش غیر نفتی بورس اوراق بهادار تهران نیز بخش بزرگی را تشکیل می دهد که تکانه های نفتی تمام بازار را تحت تاثیر قرار نمی دهد.

از طرفی دیگر، رابطه ی علی و کوتاه مدت بین قیمت نفت و شاخص کل بازار مالی دبی و بورس اوراق بهادار دوحه ی قطر حاکی از این است که تغییرات قیمت نفت اپک به سرعت بر شاخص این بازارها تاثیر گذار است ولی در میان مدت و بلندمدت اثر آن کاهش می یابد. همچنین یافته های پژوهش حاضر حاکی از این است که قیمت نفت و تغییرات آن در تمامی وقفه های زمانی تعیین کننده و علت تغییر در شاخص کل بورس اوراق بهادار عربستان سعودی و بحرین است. دلیل این نتیجه را می توان در وابستگی شدید بازار سهام این کشورها به بازار جهانی نفت و قیمت نفت اپک دانست. زیرا بخش بزرگی از بازار سهام این کشورها به خصوص عربستان سعودی را سهام شرکتهای نفتی و یا با وابستگی بالا به فرآورده های نفتی تشکیل می دهد. اگر چه در بلندمدت ارتباط علی از سمت شاخص بازار عربستان سعودی به قیمت نفت اپک قابل مشاهده است که می توان آنرا ناشی از وزن تعیین کننده ی این کشور در بازار نفت اپک دانست. در نهایت نتایج نشان داد که رابطه ی علی بین قیمت نفت و شاخص کل بورس اوراق بهادار عمان وجود ندارد و قیمت نفت نمی تواند تنها عامل تعیین کننده ی تغییرات شاخص کل این بازار باشد که این نتیجه نیز به دلیل ساختار خاص مالی و اقتصادی کشور مورد مطالعه است.

## فهرست منابع


* پهلوانی، مصیب و صمدی، علی حسین (۱۳۸۸). "همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد"، دانشگاه سیستان و بلوچستان، نشر نور علم.
* حیدری حسن، رفاح کهریز آرش، طالبی فرزانه (۱۳۹۷)، "بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص ریسک کشوری در کشورهای عضو اوپک در رژیم های مختلف اقتصادی". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی،۱۴ (۵۷) :۸۷-۱۲۳

* رنجبر، محمد حسین؛ فلاح شمس، میرفیض و رضازاده، روح اله (۱۳۹۷). "بررسی اثر نا اطمینانی نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام و میزان سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران (با استفاده از مدلهای GARCH و VAR)" فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، دوره هفتم، شماره ۲۷، صفحات ۷۹-۱۰۲.
* رهنمای رودپشتی، فریدون و قندهاری، شراره (۱۳۹۴)، "برآورد ارزش در معرض خطر مبتنی بر محدودیت بر ارزیابی عملکرد مدیریت پرتفوی فعال در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۴، پاییز ۱۳۹۴
* سفیدبخت، الهه و رنجبر، محمدحسین (۱۳۹۶). "مطالعه سرریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی و شکست ساختاری با استفاده از مدل گارچ (BEKK) و الگوریتم ICSS"، مجله مهندسی مالی و اوراق بهادار، دوره ی ۸، شماره ۳۳، زمستان ۱۳۹۶.
* سوری، اقتصادسنجی جلد (۱)، چاپ چهارم،نشرفرهنگ شناسی،۱۳۹۴.
* سوری، اقتصادسنجی جلد(۲)،چاپ چهارم،نشرفرهنگ شناسی،۱۳۹۴.
* سید حسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲). "مدل سازی مقایسه ای سرایت تلاطم با در نظرگرفتن اثر حافظه بلندمدت (مطالعه موردی: سه شاخص منتخب صنایع)" مجله تحقیقات، تابستان ۱۳۹۲، صفحه۷۴-۵۱
* علمی، زهرا (میلا)؛ ابونوری، اسمعیل؛ راسخی، سعید و شهرازی، محمد مهدی (۱۳۹۳). "اثر شکست های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران"، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال هشتم، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۳ ، صفحات (۷۳-۵۷)
* شهنازی، روح اله و آفرینش فر، سعید (۱۳۹۵)، "بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر ارزش افزوده بخش های مختلف اقتصادی در ایران"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دوازدهم، شماره ۴۸، ۱۷۲- ۱۴۳
* فطرس، محمدحسن و هوشیدری، مریم (۱۳۹۵)، "بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چند متغیره"، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، سال پنجم، شماره ۱۸، ۱۷۷-۱۴۷
* کشاورزیان، مریم؛ زمانی، مهرزاد؛ پناهی نژاد، هدی (۱۳۸۹). "اثر سرریز نرخ دلار آمریکا بر روی قیمت نفت خام" مجله علمی پژوهشی مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲۷، زمستان ۱۳۸۹، صفحه ۱۳۳ تا ۱۵۶
* محنت فر، یویف (۱۳۹۵)، "بررسی تأثیر شوک های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران"، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال پنجم، شماره ۱۷، ۲۴۲-۲۲۵
* نیکومرام, هاشم؛ پورزمانی، زهرا و دهقان، عبدالمجید. (۱۳۹۴). بررسی سرایت تلاطم بازارهای موازی بازار سرمایه بر صنایع بورسی (صادرات و واردات محور). دانش مالی تحلیل اوراق بهادار, ۸(۲۵), ۱-۱۸.
* Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007). Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European Empirical Study Journal of Multinational Financial Management, 17(1):112-124.
* Bernanke, B.S., Laubach, T., Mishkin, F.S., Posen, A.S. (1999). Inflation Targeting: Lessons from the International Experience. Princeton University Press, Princeton, NJ

* Bernanke, Ben S. & Mark Gertler (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, PP. 27-48.
* Brent, M.M., Oster, I.I. (1974). Nutritional substitution -- a new approach to microbial control for Drosophila cultures. D. I. S. 51(): 155--157.
* Chang, C. L., Khamkaew, T., Tansuchat, R. & McAleer, M. (2011), "Interdependence of International Tourism Demand and Volatility in Leading ASEAN Destinations",Tourism Economics, 17 (3): 481–507.
* Chang, Ch. L., McAleer, M., & Tansuchat, R. (2013). Conditional correlations and volatility spillovers between crude oil and stock index returns. The North American Journal of Economics and Finance, 25, 116–138.
* Ewing, B.T., & Malik, F. (2013). Volatility transmission between gold and oil futures under structural breaks. International Review of Economics and Finance, 25(3): 113–121.
* Hammoudeh, S. and Li, H. (2005). Oil sensitivity and systematic risk in oilsensitive stock indices. Journal of Economics and Business, 57, 1-21.
* Husted, B. W., & de Sousa-Filho, J. M. (2016). The impact of sustainability governance, country stakeholder orientation, and country risk on environmental, social, and governance performance. Journal of Cleaner Production.
* Inclan, C., & Tiao G.C. (1994). Use of cumulative sums of squares for retrospective
* Jiawen Luo , Wang Shengquan , (2019), The Asymmetric High-frequency Volatility Transmission across International Stock Markets, Finance Research Letters
* Kiyotaki, N. & J. H. Moore (1997), "Credit Cycles", Journal of Political Economy, Vol. 105, No. 2, PP. 211–48.
* Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in variance, structural change and the GARCH model. Journal of Business and Economic Statistics, 8, 225–234
* Lee, C. C., Lee, C. C., & Ning, S. L. (2017). Dynamic relationship of oil price shocks and country risks. Energy Economics.
* Liu, C., Sun, X., Chen, J., & Li, J. (2016). Statistical properties of country risk ratings under oil price volatility: Evidence from selected oil-exporting countries. Energy policy, 92, 234-245.
* Mishkin, 2000. "What Should Central Banks Do?," National Bureau of Economic Research, Inc
* Muritala, T., Taiwo, A. and Olowookere, D. (2012).Crude oil price, stock price and some selected macroeconomic indicators: implications on the growth of Nigeria economy. Research Journal of Finance and Accounting, 3 (2), 42-48
* Nelson, W.R., and Perli, R. (2005); "Selected Indicators of Financial Stability". Available at http://www.ecb.europa.eu/events/pdf/ conferences/jcbrconf4 /Perli.pdf
* Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. Journal of Econometrics, No. 80, pp. 355–385
* Ranjbar Mohammad Hossein, and Manjunath S.J., (2011). "Stock Market Integration and Volatility Spillover between Iran and GCC Countries", International Journal of Management Research and Technology, Volume 5, Number 2, July-December 2011: 261-276.
* Sanso, A., & Arago, V., & Carrion, J.Ll. (2004). Testing for changes in the unconditional variance of financial time series. Revista de Economía Financiera, 4(4): 32–53.
* Sehgal, S. and Kapur, R. (2012).Relationship between oil price shocks and stock market performance: evidence for select global equity markets.Vision: The Journal of Business Perspective, 16 (2), 81-92.
* Sharma, N. and Khanna, K. (2012). Crude oil price velocity and stock market ripple a comparative study of BSE with NYSE & LSE. Indian Journal of Exclusive Management Research, 2 (7), 1-7.

* Sujit and Kumar(2011) STUDY ON DYNAMIC RELATIONSHIP AMONG. International Journal of Applied Business and Economic Research,Vol. 9, No. 2, (2011): 145-165
* Toraman, C., Basarir, C. and Bayramoglu, M.F. (2011. Effects of crude oil price changes on sector indices of Istanbul stock exchange. European Journal of Economic and Political Studies, 4 (2), 109-124.

## یادداشت‌ها

1.Bernanke
2.Kiyotaki
3. Moore
4. Gertler
5 Baba, Engle, Kraft and Kroner
6 Bollerslev, T., &Wooldridge, J.M. (1992).
7 Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990).