بررسی یکپارچگی بین تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سهام ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس

مرتضی باوقار[1]- مهدی فغانی[2]*- محمدحسین رنجبر[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۰۳- تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۷/۲۷

چکیده:

با توجه به نقش پر رنگ نفت و میزان فروش و قیمت آن در اقتصاد ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس و همچنین اقبال عموم مردم و فعالان اقتصادی و سرمایه گذاران خارجی به فعالیت در بازار سرمایه ایران، بررسی تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سهام اهمیت زیادی دارد. بنابراین هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی یکپارچگی بین تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سهام ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس می‌باشد. داده‌های مورد نظر از طریق سایت رسمی سازمان اوپک و آرشیو شاخص‌های بورس اوراق بهادار هر یک از کشورهای عضو طی از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا پایان نیمه اول سال ۲۰۱۸ و بصورت ماهیانه گردآوری و با استفاده از مدل GARCH-BEKK دو متغیره، مدل VAR و آزمون علیت گرنجر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که تغییرات قیمت نفت بدون محاسبه شکست ساختاری، بر بازده بازارهای سهام کشورهای عضو اوپک اثرگذار است. اما زمانی که از شکست ساختاری استفاده شود نتایج متفاوت خواهد بود.

واژگان کلیدی: تغییرات قیمت نفت، بازار اوراق بهادار تهران، بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس، مدل گارچ دو متغیره

[1]- دانشجوی دکتری تخصصی گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی، واحد زاهدان، دانشگاه آزاد اسلامی، زاهدان، ایران
bavagharmorteza@gmail.com

[2]- استادیار و عضو هیئت علمی گروه حسابداری، دانشکده مدیریت اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران: نویسنده مسئول

faghani@acc.usb.ac.ir

[3]- استادیار و عضو هیئت علمی گروه حسابداری و مدیریت مالی، دانشکده علوم انسانی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران

mhranjbar@iauba.ac.ir

۱- مقدمه

تأثیر تغییرات قیمت نفت خام بر ارزش بازار سرمایه در بسیاری از مطالعات، از جمله سادروسکی[1] (۱۹۹۹)، و اروری و رالت[2](۲۰۱۱)، بررسی شده است. اتکای بیش از حد اقتصاد ایران به درآمد-های نفتی، این سؤال را مطرح می‌سازد که شوک‌های قیمت نفت چه تأثیری بر اقتصاد کشور خواهند گذاشت؟ از طرف دیگر، عملکرد بازارهای سهام می‌تواند شاخص خوبی برای نمایش وضعیت اقتصادی هر کشور باشد. (عبده تبریزی و جوهری، ۱۳۷۵) مبنای تئوری رابطه میان بازده بورس و تغییرات قیمت نفت این است که تأثیر قیمت نفت به مبانی اقتصاد کلان منتقل شده که خود نقدینگی را در بازار مالی کشور تحت تأثیر قرار می‌دهند. به عبارت دیگر، تغییرات شدید قیمت نفت (شوک‌های نفتی) از طریق تأثیر درآمد و سود مورد انتظار بر بازده بورس تأثیر گذار هستند. (جونز و همکاران[3]،۲۰۰۴)

در سال‌های اخیر شاهد نوسان‌های بسیاری در قیمت نفت بودیم که برایند این تغییرات رشد در قیمت نفت را نشان می‌دهد. از مهمترین عوامل اثرگذار بر نوسان‌های قیمت نفت را می‌توان عوامل سیاسی، آب و هوا، رشد اقتصادی کشورهای نوظهور مانند چین و هند عوامل مؤثر بر حمل‌ونقل نفت خام، بازار فرآورده‌های نفتی، میزان ذخایر استراتژیک نفت و تصمیم-گیری‌های سازمان اوپک دانست. 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 انتقال تکانه‌ها و سر ریز نوسانات از بازاری به بازار دیگر توجه و تمرکز بیشتری داشته باشند. برخی از پژوهش-ها به این موضوع پرداخته‌اند که چگونه نوسانات و تلاطم‌های یک بازار به بازار دیگری وارد می‌شود. این موضوع خصوصاً 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 می‌توان 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 کشور-های اروپایی مشاهده گردید. از نظر پژوهشگران این روابط بین بازارها، سرریز 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

[1]- Sadorsky
[2] -Arouri and Rault
[3]- Jones et al

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 مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی‌ها، موضوع با اهمیتی به شمار می‌رود. (سفید بخت و رنجبر، ۱۳۹۶) عوامل متعددی بر بازده بورس اوراق بهادار اثرگذار است. یکی از این عوامل اثرگذار قیمت نفت شوک‌های نفتی است. نفت و فراورده‌های آن به عنوان مهمترین منبع انرژی در فرایند-های تولیدی در جهان مورد استفاده قرار می‌گیرد، از این رو نوسان‌ها در قیمت نفت می‌تواند بر هزینه تولید و سودآوری شرکت‌های تولیدی اثرگذار باشد. نفت برای برخی کشورهای صادر کننده آن مهمترین منبع درآمدی محسوب می‌شود و قیمت و نوسان‌های آن از این کانال نیز می‌تواند بر بخش حقیقی و همچنین بازار سرمایه اثر بگذارد، به طوری که در بسیاری از کشورها که مدیریت درآمد نفتی مناسبی ندارند افزایش قیمت نفت با افزایش درآمد دولت و افزایش پایه پولی همراه شده که آثار تورمی دارد. لذا افزایش تورم نیز اثر مثبتی بر قیمت سهام می-گذارد. با توجه به اهمیت این موضوع و نقش پررنگ نفت و میزان فروش و قیمت آن در اقتصاد ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس و همچنین اقبال عموم مردم و فعالان اقتصادی و سرمایه-گذاران خارجی به فعالیت در بازار سرمایه، بررسی تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سرمایه موضوعی قابل توجه به نظر می‌رسد. با توجه به نوسان‌ها و تغییرات زیاد قیمت نفت در جهان آیا می‌توان گفت که تغییرات قیمت نفت تأثیر معناداری بر بازدهی سهام بورس در ایران و کشور-های حوزه خلیج فارس داشته است؟

بنابراین، در این پژوهش قصد داریم به بررسی یکپارچگی بین تغییرات قیمت نفت و بازده بورس ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس بپردازیم. داده‌های این بازارها از طریق شاخص کل هر بازار (ترجیحا بصورت ماهیانه) و برای یک دوره حداقل ۷ ساله (از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۸/۶) گردآوری خواهد شد. داده‌ها با ویژگی سری زمانی این امکان را به وجود می‌آورد که نتایج حاصله قابلیت اعتماد و اتکای بالایی را داشته باشد. در این پژوهش تغییرات قیمت نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران و کشورهای عضو اوپک با استفاده از مدل GARCH-BEKK و GARCHدو متغیره و بدون استفاده از شکست ساختاری و همچنین با مدلVAR، مورد آزمون قرار خواهد گرفت و سپس رابطه بین آنها از طریق آزمون علیت گرنجر بررسی خواهد شد.

۲- مبانی نظری و پیشینه‌های پژوهش

نفت به عنوان یکی از منابع انرژی جهان همواره تأثیر معناداری براقتصاد کشورهای مختلف

دارد، از این رو قیمت نفت و نوسان‌های آن همواره یکی از متغیرهای مورد توجه در مطالعات اقتصادی بوده است. هامیلتون (۱۹۸۳) نتیجه گرفت که افزایش قیمت نفت می‌تواند اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی داشته باشد. پس ازین مطالعه مطالعات گسترده‌ای در این خصوص انجام شد و به نوعی در اغلب آنها رابطه منفی قیمت نفت با بخش حقیقی اقتصاد کشورهای توسعه یافته تأیید شد.

ادبیات موجود رابطه منفی بین قیمت نفت و قیمت‌های سهام را تشریح و تبیین می‌کند. چندین دیدگاه نظری رابطه منفی بین قیمت نفت و حرکت بازار سهام را توصیف می‌کند. از منظر اقتصاد خرد، افزایش قیمت نفت تأثیر نامطلوبی بر سودآوری شرکت‌هایی دارد که نفت بهای مستقیم یا غیر مستقیم آنها است. در صورتی که شرکت‌ها نتوانند این افزایش در بهای تمام شده تولیدشان را به صورت کامل به مصرف‌کنندگان منتقل کنند، آنگاه سود شرکت و سود نقدی سهام به عنوان محرک‌های اصلی تعیین قیمت سهام کاهش خواهد یافت. (الفایومی، ۲۰۰۹) با توجه به کارایی بازار سرمایه، این اثر می‌تواند بلادرنگ یا با تأخیر باشد. به علاوه، کشورهای وارد کننده نفت متحمل افزایش هزینه‌ها می‌شوند و با افزایش ریسک و نااطمینانی حاصل از نوسان قیمت نفت مواجه می‌شوند که اثرات منفی بر قیمت‌های سهام دارد. از طرفی دیگر بازارهای مالی به شدت تحت تأثیر عوامل محیطی قرار می‌گیرند و قاعدتاً همه سیاست-گذاران و دولت‌ها به دنبال ایجاد یک بازار با ثبات نسبی هستند تا سرمایه‌گذاران از تغییرات ناگهانی و شدید متضرر نشوند و یا از اعتماد آنها به بازار کاسته نشود. در این حالت سیستم مالی، بازارها درست کار می‌کنند، مؤسسات کلیدی بدون مشکلات خاص به عملیات خود ادامه می-دهند 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. جونز و کوال (۱۹۹۶) به این نتیجه رسیدند که تغییرات قیمت نفت اثر مشخص و منفی بر تولید جامعه و بازده حقیقی سهام دارد. آنها بیان نمودند که عکس‌العمل بازار سرمایه بین‌المللی به شوک‌های قیمت نفت می‌تواند به وسیله تغییرات جاری و آتی در جریان نقدی حقیقی تعدیل شود. آنها به این نتیجه دست یافتند که بازار سرمایه آمریکا و کانادا عقلایی رفتار می‌کنند، به این معنا که واکنش قیمت‌های سهام به شوک نفتی به طور کاملی به وسیله اثر آن بر جریان نقدی حقیقی جاری و آتی به حساب بیاید، در حالی که بازارهای سرمایه ژاپن و انگلیس تمایل به عکس‌العمل بیش

از حد شوک‌های قیمت نفت دارند. مطالعه سادروسکی(۱۹۹۹) یافته‌های جونز و کوال را تأیید نمود. سادروسکی با استفاده از داده‌های ماهانه و مدل VAR اثر قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان و از جمله بازده سهام را بررسی نمودند. این مطالعه به این نتیجه رسید که شوک-های قیمت نفت یک اثر منفی و معناداری بر بازده سهام دارد. میلر و رتی (۲۰۰۹) و بشیر و همکاران(۲۰۱۲) نیز همانند مطالعات قبلی به این نتیجه رسیدند که شوک‌های مثبت قیمت نفت تمایل به کاهش قیمت‌های سهام بازارهای اقتصادهای نوظهور دارند. گیل آلانا و یحیی[1] (۲۰۱۴)، با استفاده از روش هم انباشتگی، رابطه بین قیمت نفت و بازار بورس در نیجریه را برای سپتامبر ۱۹۵۹ تا اکتبر ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار دادند. نتیجه مطالعه آنها یه رابطه مثبت بین این دو متغیر را در کوتاه مدت نشان می‌دهد. 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 کشور-های عضو شورای همکاری خلیج فارس را بررسی کردند. آنها رابطه بازده‌های بلند مدت بازار را با استفاده از ضریب همبستگی و انتقال نوسانات بین بازارها را با رویکرد مدل‌های گارچ[2] مورد بررسی قرار داده اند. نتیجه تجربی به دست آمده از پژوهش مذکور نشانگر این است که بازده بازار سهام ایران با سایر بازارهای انتخابی همبستگی ندارد و همبستگی میان بازده سهام کشورهای منطقه 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 معنی‌داری نیستند. سفیدبخت 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 داده‌اند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد در صورتی که از محاسبه شکست ساختاری در معادلات صرف نظر شود، تغییرات نرخ ارز بر قیمت نفت تأثیری ندارد اما بر قیمت طلا و شاخص سهام اثر معنی‌داری دارد. از طرفی دیگر تغییرات قیمت طلا می‌تواند بر شاخص سهام تأثیرگذار بوده و تغییرات سهام نیز می‌تواند بر روی نرخ ارز تأثیر بگذارد. اما زمانی که از

[1]- Gil Alana & Yahya
[2] - GARCH

شکست ساختاری در معادلات استفاده شود نتایج متفاوت خواهد بود. 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 همه 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 مدل‌های تک متغیره و دو متغیره GARCH برای بررسی بی‌ثباتی شکست‌های ساختاری در قیمت‌های آتی نفت و طلا استفاده نموده‌اند. نتایج پژوهش آنها نشان داد انتقال تلاطم بین بازدهی طلا و نفت به صورت معناداری وجود دارد. اوینگ و مالیک (۲۰۱۳) مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دو متغیره را استفاده نمودند تا نوسانات قیمت در بازارهای آتی طلا و نفت را با لحاظ شکست‌های ساختاری بررسی نمایند. آنها نشان دادند که انتقال مستقیم نوسانات بین عایدی‌های طلا و نفت هنگام در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری در واریانس است و اما ترامن و همکاران(۲۰۱۱)، موریتالا و همکاران(۲۰۱۲) و شارما و خننا (۲۰۱۲) به طور مشترک به این نتیجه رسیدند که رابطه بلند مدت معنی‌داری بین شاخص‌های بازار سرمایه و قیمت نفت وجود دارد. ولی کانگ و همکاران (۲۰۰۸) و سهگال و کاپور(۲۰۱۲) این ادعا را که شوک‌های قیمت نفت اثر معنی‌داری بر بازده‌های سهام واقعی دارد را رد می‌کند. میرزایی و همکاران(۱۳۹۶) در پژوهشی اثر تغییرات قیمت نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران به وسیله آزمون هم انباشتگی غیرخطی مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که هم انباشتگی میان متغیرها مورد تأیید قرار گرفته و همچنین رابطه‌ای بلند مدت بین متغیرهای مورد بررسی کشف شد. در واقع وجود هم انباشتگی بیان می‌کند در انتقال تغییرات قیمت نفت به بورس عدم تقارن وجود دارد. عباسی نژاد و ابراهیمی(۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که افزایش قیمت نفت بر بازدهی بورس اثر معناداری ندارد و تنها باعث کاهش نوسان‌ها در بازدهی بورس خواهد شد. پوریعقوبی و اشرفی

(۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای سرایت پذیری تلاطم بازده میان صنایع مختلف بازار سرمایه ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این است که در اکثر شرکت‌های مورد بررسی اثر سرریز در سطح معناداری قراردارد. همچنین ضرایب برآورد شده برای لحاظ کردن دوره بحران و رکود در بازار بورس، بیانگر مثبت بودن ضرایب مربوط به اثر بخشی اثرات سرریز در بازار می‌باشد.

در تحلیل سری‌های زمانی در اقتصاد کلان، یکی از مباحثی که از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد، موضوع شکست ساختاری است. در بسیاری از سری‌های زمانی تغییرات ساختاری می‌تواند به دلایل متعددی از قبیل تغییرات سیاسی، بحران‌های 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 داده‌ای سری زمانی چنین تحولات ساختاری مشاهده شود و در تخمین-های اقتصادی و مالی مورد استفاده قرار نگیرد، موجب می‌شود تا نتایج اشتباهاً به سمت نتیجه غلط عدم رد فرض مانایی داده‌ها تورش داده شود. (پرون،۱۹۹۷، ۱۹۸۹) بر این اساس این نتیجه‌گیری که سری‌های زمانی تحت بررسی، دارای روند تصادفی هستند نادرست است. این نتایج نشان دهنده این موضوع است که هرگونه شوک یا تکانه‌ای 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 شکست‌های ساختاری بالقوه در داده‌ها و انجام مطمئن‌تر آزمون مانایی می‌باشد. شکست ساختاری باعث می‌شود که نتایج رگرسیون از اعتبار لازم برخوردار نباشد و قابلیت پیش بینی صحیح را از دست بدهد.

آزمون‌های متعددی برای یافتن شکست ساختاری از قبیل آزمون زیوت و اندریوز، آزمون دیکی‌فولر، آزمون فیلیپس پرون، آزمون لامسداین و پایل، الگوهای IO و AO وجود دارد. اما در این پژوهش شکست ساختاری را هم با استفاده از آزمون دیکی فولر و آزمون فیلیپس‌پرون و هم از طریق الگوریتم ICSS مورد مطالعه قرار داده‌ایم و در ادامه به توضیح آن می‌پردازیم.

شکست ساختاری به عنوان مفهومی مهم در حوزه 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 سری‌های زمانی مالی، در متغیرها و بازارهای مالی مختلف به قدری زیاد است که روش‌های 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 می‌شود که سری‌های مالی مورد بررسی در یک دوره زمانی، دارای واریانس غیر شرطی پایا می‌باشند، تا زمانی که بر اثر وقوع یک اتفاق جدید اقتصادی، سیاسی یا مالی ناگهانی که هم به صورت غیر منتظره اتفاق می‌افتد و هم میزان تکانه آن شدید است بر سیستم وارد می‌شود و باعث می‌شود تا واریانس سری زمانی یک شکست ساختاری را تجربه کند. سپس واریانس غیرشرطی در سطح جدید مجدداً به مانایی می‌رسد تا شاید با تکانه شدید بعدی، درگیر شکست بعدی شود و این فرآیند در طول زمان بارها تکرار می‌شود. اما فرق ICSS متعارف با ICSS اصلاح شده در این است که ICSS متعارف فرض می‌کند 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.

۳- فرضیه‌های پژوهش

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

۱) بین تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سهام ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

۲) رابطه علی و معلولی بین قیمت نفت و بازدهی بازار سهام ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس وجود دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

تحقیق حاضر از نظر توجه 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 عمده‌ای از داده‌های مورد نیاز از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. داده‌های پژوهش از پایگاه‌های داده-ای معتبر مانند پایگاه داده‌ای بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشکده پولی و بانکی، پایگاه داده-ای سازمان اپک و آرشیو اطلاعات هر یک از بازارهای مورد مطالعه گردآوری گردید. مبانی

نظری جامعه آماری پژوهش حاضر را می‌بایست از نظر قلمرو زمانی و مکانی در نظر گرفت. قلمرو مکانی این پژوهش شامل بورس اوراق بهادار تهران و سایر کشورهای عضو اوپک و همچنین بهای نفت و تغییرات آن می‌باشد. همچنین قلمرو زمانی شامل یک دوره ۷ ساله از ژانویه سال ۲۰۱۲ تا ژوئن ۲۰۱۸ به صورت ماهیانه می‌باشد. در واقع جامعه آماری شامل بازده کل بورس اوراق بهادار هر یک از کشورهای مورد مطالعه و قیمت نفت است که بر اساس ضرورت موارد لازم از بین آنها استخراج و تجزیه و تحلیل می‌شود. همچنین به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش ابتدا با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس پرون مانایی داده‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد، سپس با استفاده از آزمون GARCH دو متغیره اثر تغییرات قیمت نفت بر بازارهای سهام مورد بررسی قرار خواهد گرفت. دلیل استفاده از مدل GARCH این است که این مدل توانایی این را دارد که تغییرپذیری هم زمان دو متغیر را مدل‌سازی نماید و اثری که ممکن است این دو متغیر بر یک دیگر بگذارند را مشخص نماید. همچنین استفاده از مدل VAR برای مشخص کردن واکنش‌هایی است که امکان دارد هر متغیر در برابر شوک‌هایی که با تغییر انحراف معیار پیش می آید از خود نشان دهد. (رنجبر و سفید بخت، ۱۳۹۶) ما در این پژوهش سعی داریم اثر شوک‌ها و تغییرات ناشی از قیمت نفت بر بازارهای سهام ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس را نام برده و با استفاده از مدل GARCH دو متغیره و همچنین مدل VAR بررسی نماییم. مدل GARCH دو متغیره استفاده شده در این پژوهش BEKK[1] می‌باشد. در سال ۱۹۹۱ بابا، انگل، کرونر و کرافت، روشی دیگر از مدل‌های گارچ چند متغیری را به عنوان BEKK قطری معرفی کردند. این مدل در ادامه الگوی M-GARCH ارائه شده است. ویژگی مهم این روش عمومی بودن آن می‌باشد. از دیگر مشخصه‌های این روش این است که واریانس کوواریانس شرطی این سری زمانی بر روی یکدیگر تأثیر گذاشته و از طرفی دیگر نسبت به سایر روش‌ها پارامترهای کمتری تخمین زده می‌شود. این روش به ما اجازه می‌دهد که اثر شوک‌ها و نوسانات یک سری را بر روی نوسانات سری دیگر بررسی کنیم. این اثر می‌تواند متقارن و یا غیرمتقارن باشد. (سفیدبخت 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 واریانس‌های شرطی را به واریانس‌های شرطی قبلی مرتبط

[1] -Baba, Engle, Kraft and Kroner

می‌کند. A، ماتریس ۲×۲ پارامتر است که می‌سنجد چگونه واریانس‌های شرطی به خطاهای مربع قبلی مربوط و همبسته می‌شوند. برای مورد ۲ متغیری ما تعداد کلی پارامترهای برآورد شده ۱۳ می‌باشد. توسعه واریانس شرطی برای هر معادله در مدل GHARCH دو متغیری (1,1) به شکل زیر می‌باشد:

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

این معادلات نشان می‌دهند که چگونه شوک‌ها و تلاطم در دو سری در طی زمان منتقل می‌شوند. ما از برآورد شبه ماکسیمم با خطاهای استاندارد گسترده که با روش ارائه شده توسط بولرسلو و وودرینگ[1] (۱۹۹۲) محاسبه می‌شوند، استفاده می‌نماییم.

۴-۱- مدل پژوهش

در این پژوهش اثر تغییرات قیمت نفت و بازدهی بازار سرمایه ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس 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 می‌گردد. همچنین سرریز نوسانات با استفاده از آزمون علیت گرنجر و مدل اتو رگرسیو برداری (VAR) نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت. همچنین مشخص می‌کنیم که چگونه می‌توانیم شکست ساختاری را در واریانس تعیین کنیم که در ادامه به تعریف هر یک از مدل‌های ارائه شده پرداخته می‌شود.

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 تکانه‌ها و سر ریز نوسانات و شوک‌ها میان بازارهای مختلف باید از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته 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

[1] -Bollerslev, T., &Wooldridge, J.M. (1992)

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 می‌توان پارامترهای مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره را برآورد نمود. لگاریتم تابع درستنمایی به صورت زیر بیان میشود:

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

به صورتی که T 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 مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته متعارف این است که هیچ شکستی در ساختار نوسانات وجود ندارد اما این یکی از نواقص این مدل است. در صورتی که نوسانات سری‌های زمانی تحت تأثیر تغییرات ناگهانی هستند و در نتیجه شکست‌های ساختاری در نوسانات دور از احتمال نیست و نادیده گرفتن آنها ممکن است به نتایج کاذب راجع به چگونگی انتقال اطلاعات و سرریز نوسانات میان بازارهای مالی منتهی شود. (شهرازی ۱۳۹۳) لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰)[1] مستند ساختند که مدل‌های GARCH استاندار مقاومت تلاطم را در هنگام نادیده گرفتن شکست ساختاری بیش ازحد طبیعی برآورد می‌کنند 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) مجموعه‌ی متغیرهای دو متغیری را به صورت زیر در معادله BEKK وارد می‌کنیم:

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

[1] -Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990)

D_i ماتریس قطری مربع۲×۲ پارامترها، X_i بردار ردیف ۲ ×۱متغیرهای مجازی و n تعداد شکست‌های ساختاری شناسایی شده است. (ایوینگ و مالیک، ۲۰۱۵) بدین صورت زمانی که شکست ساختاری در مدل لحاظ می‌شود مقادیر واقعی بدست می‌آید.

۴-۲- 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 یک سری‌زمانی با استفاده از گذشته خود و دیگر سری‌ها در چندین تاخیر زمانی تخمین زده می‌شود. VARبه این صورت تعریف می‌شود. (سوری، ۱۳۹۴):

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

۴-۳- آزمون علیت گرنجر

علیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی است. تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد یکی از مثال‌های معروف در اقتصاد که مورد مجادله می‌باشد، مربوط به رابطه بین رشد تولید ناخالص ملی (Y) و رشد پول (X) است. سوال این است که آیا رشد پول موجب رشد تولید ناخالص ملی می‌شود یا اینکه ابتدا تولید ناخالص ملی افزایش می‌یابد و سپس موجب افزایش نیاز به پول می‌گردد و به دنبال آن بانک مرکزی حجم پول را افزایش می‌دهد؟ 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 می‌گیرند (سوری،۱۳۹۴):

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \alpha_j Y_{t-j} + u_t$$
$$X_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} b_j Y_{t-j} + v_t$$

بر اساس معادلات فوق می‌توان 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،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 مستقل‌اند و رابطه‌ای با هم ندارند.(سوری،۱۳۹۴)

۵- یافته‌های پژوهش

در این پژوهش اطلاعات با استفاده از داده‌های ماهانه از ابتدای سال۰۱/ ۲۰۱۲ تا سال ۲۰۱۸/۰۶ گردآوری و بررسی شده است. این اطلاعات شامل قیمت جهانی هر بشکه نفت با نماد (Oil-price)، بازده بورس اوراق بهادار تهران (TSE)، بازده بورس سهام ابوظبی (ADX)، بازده بورس دبی (DFM)، بازده بورس عربستان سعودی (SSM)، بازده بورس سهام بحرین (BSE)، بازده بورس سهام قطر (DSM)، بازده بورس کویت (KSE) و بازده بازار سهام عمان (MSM)، می باشد. قیمت نفت از قیمت‌های بازار جهانی نفت استخراج شده و همچنین اطلاعات بازده کل بورس اوراق بهادار هر کشور از آرشیو و پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادار آن کشور استخراج گردیده است.

آمار توصیفی

آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهایی که در این پژوهش استفاده می‌شود به صورت خلاصه در نگاره (۱) نشان داده می‌شود. در این نگاره مقادیر میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، انحراف معیار داده‌ها، کشیدگی، چولگی به ترتیب نشان داده شده‌اند. همانگونه که در نگاره ۱ مشاهده می‌شود، انحراف معیار مشخص شده برای متغیرها حاکی از این است که در این بازارها نوسانات زیاد بوده است. به دلیل اینکه میزان چولگی از 0 درصد بیشتر است، بنابراین متغیرها دارای توزیع‌های دم پهن هستند و کشیدگی آنها نیز از حد نرمال کوتاه تر است. همچنین آماره‌های آزمون جارکو برا نرمال بودن متغیرهای تحقیق را در سطح 0 درصد رد می‌نماید، زیرا مقدارp-valueکمترمی‌باشد.

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
بازده کل سهام تهران	TSE	۳.۷۲۷۹	۰.۵۵۱۳	۱۰۰.۰۰	۰.۰۱۰۳	۱۲.۷۵۲	۶۰.۰۶۱	۴۳.۸۱۲
بازده کل سهام ابوظبی	ADX	۵.۰۶۵۳	۲.۵۹۹۸	۱۰۰.۰۰	۰.۰۵۹۷	۱۱.۵۵۶	۷.۲۷۳۹	۵۹.۹۷۴
بازده کل سهام دبی	DFM	۲.۸۲۰۰	۱.۵۲۲۸	۱۰۰.۰۰	۰.۸۹۶۷	۱۱.۱۵۲	۸.۶۴۵۵	۷۵.۸۳۲
بازده کل سهام سعودی	SSM	۳.۲۸۷۵	۰.۸۲۵۵	۱۰۰.۰۰	۰.۰۱۴۰	۱۱.۸۰۸	۷.۲۸۳۷۸	۵۹.۳۴۳
بازده کل سهام بحرین	BSE	۲.۱۷۳۱	۱.۲۰۰	۱۰۰.۰۰	۰.۰۹۰۰	۱۱.۲۲۹	۸.۶۳۹۰	۷۵.۷۶۲
بازده کل سهام قطر	DSM	۱.۷۲۹۱	۰.۰۳۰۰	-۱۰۰.۰۰	۰.۰۲۰۰	۱۱.۳۱۴۶	-۸.۵۶۱۳	۷۴.۸۳۲
بازده کل سهام کویت	KSE	۱.۳۳۱	۰.۰۲۵	۱۰۰.۰۰	۰.۰۱۰۰	۱۱.۳۱۷۶	۸.۶۵۹۸	۷۴.۶۶۲
بازده کل سهام عمان	MSM	۱.۱۰۴۰	۰.۰۸۰۰	۱۲.۵۸۶۳	-۱۰۰.۰	۱۱.۳۹۴	۷.۲۸۳	۵۹.۳۴۳

منبع: یافته های پژوهش

بررسی مانایی رابطه‌ها

قبل از اینکه به تخمین و برآورد مدل‌ها بپردازیم به دلیل اینکه نوع داده‌های مورد استفاده به صورت سری زمانی است باید در ابتدا به این مسأله بپردازیم که داده‌های سری زمانی ایستا(مانا) هستند. 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 نگاره۲ و۳ 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%	
قیمت نفت	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
بازده کل 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
بازده کل 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
بازده کل بورس دبی	سطح	9.9406	-3.5178	-2.899	-2.587	1.0000	-2.627	-3.520	-2.900	-2.587	0.0541
	۱مرتبه تفاضل	-10.316	-3.521	-2.901	-2.587	0.0001	-8.477	-4.083	-3.470	-3.161	0.0000
بازده 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
بازده 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
بازده 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
بازده 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	-3.828	-3.904	-3.589	0.0361	-3.5262	-4.0966	-3.476	-3.165	0.0268
بازده 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	0.0001	3.815	-4.094	-3.475	-3.165	0.0002

منبع: یافته های پژوهش

نگاره فوق نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته را نشان می‌دهد 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 می‌دهد در هر دو صورت p-value در آزمون سطح دارای مقادیر بیش از ۰/۰۵ بوده بنابراین فرضیه صفر مبنی بر مانایی را رد می‌شود، اما با یک مرتبه تفاضل p-value به صفر رسیده و مانایی برقرار می‌شود.

همچنین در نگاره ۳ نتایج آزمون فیلیپس پرون تعمیم یافته را نشان می‌دهد که براساس آن نتایج آزمون به دو صورت عرض از مبدأ با روند و عرض از مبدأ بدون روند بررسی شده است. نتایج آزمون فیلیپس پرون نشان می‌دهد که p-value اکثر متغیرها در آزمون سطح دارای مقادیر بیش از ۰/۰۵ بوده بنابراین فرضیه صفر مبنی بر مانایی را رد می‌شود، اما با یک مرتبه تفاضل p-value به صفر رسیده و مانایی یا پایایی داده‌ها برقرار می‌شود.

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%	
قیمت نفت	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
یازده 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
یازده 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
بازده 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
بازده 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
بازده 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
بازده 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
بازده 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
بازده 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

تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش با استفاده از مدل GARCH ، BEKK قطری:

نگاره۵) اثر تغییرات قیمت نفت بر بازده 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)	8.7701	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 آزمون علیت گرنجر:

رابطه علی و معلولی بین تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سهام ایران و بازار کشورهای حوزه خلیج فارس وجود دارد؟

نگاره ۶) رابطه علیت قیمت نفت و بازده بازار سهام کشورهای مورد مطالعه

شاخص / وقفه(Lag)	2	3	4	5	6	7	8	9
قیمت نفت← بازده بازار سهام تهران	۰.۲۴۹۹	۰.۳۸۵۵	۰.۵۹۶۹	۰.۵۲۸	۰.۱۴۱۹	۰.۱۰۵۵	۰.۱۴۸۵	۰.۱۸۵۶
بازده بازار سهام تهران ← قیمت نفت	۰.۷۴۴۳	۰.۲۸۶۹	۰.۱۵۵۴	۰.۳۶۵۰	۰.۵۷۸۶	۰.۶۳۶۵	۰.۱۹۰۵	۰.۳۹۳۲
قیمت نفت ← بازده بورس ابوظبی	۰.۶۴۸۹	۰.۱۲۹۲	۰.۱۶۹۲	۰.۰۷۰۶	۰.۰۰۷۷	۰.۰۸۸۲	۰.۸۳۴۰	۰.۱۰۷۳
بازده بورس ابوظبی← قیمت نفت	۰.۳۶۳۸	۰.۸۲۱۸	۰.۸۶۳۳	۰.۸۴۴۳	۰.۸۲۶۴	۰.۸۱۲۷	۰.۱۳۶۰	۰.۸۹۴۱
قیمت نفت ← بازده بورس دبی	۰.۸۸۹۰	۰.۸۵۷۷	۰.۷۸۹۶	۰.۸۶۱۳	۰.۴۸۷۹	۰.۵۷۳۷	۰.۱۹۱۴	۰.۷۹۵۶
بازده بورس دبی ← قیمت نفت	۰.۰۳۱۶	۰.۰۶۹۳	۰.۱۲۷۵	۰.۲۰۹۴	۰.۳۱۱۰	۰.۲۴۰۷	۰.۷۱۳۵	۰.۳۸۹۳
قیمت نفت←بازده بورس سعودی	۰.۲۷۲۶	۰.۳۱۷۵	۰.۳۹۷۹	۰.۲۱۷۸	۰.۲۹۱۰	۰.۰۰۱۲	۰.۰۵۳۰	۰.۰۶۴۴
بازده بورس سعودی← قیمت نفت	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۱۷	۰.۰۰۰۵	۰.۰۵۵۰	۰.۰۰۰۴	۰.۲۳۴۰	۰.۰۰۳۰	۰.۰۰۴۶
قیمت نفت←بازده بورس بحرین	۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۰۸	۰.۰۰۳۰	۰.۰۰۱۸	۰.۰۰۱۸
بازده بورس بحرین ← قیمت نفت	۰.۹۲۹۴	۰.۷۵۶۶	۰.۸۷۰۵	۰.۹۳۱۳	۰.۹۰۷۰	۰.۹۱۷۰	۰.۹۴۵۳	۰.۸۵۸۵
قیمت نفت←بازده بورس قطر	۰.۰۳۰۵	۰.۰۲۵	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰۵	۳.۰۵	۳.۰۵	۶.۰۵	۰.۷۲۵۵
بازده بورس قطر ← قیمت نفت	۰.۷۷۸۶	۰.۸۷۴۴	۰.۷۶۳۸	۰.۷۷۱۴	۰.۵۳۲۸	۰.۵۶۲۱	۰.۶۳۲۴	۰.۰۰۰۱
قیمت نفت←بازده بورس کویت	۰.۱۴۵۸	۰.۱۷۷۳	۰.۱۵۴۴	۰.۱۱۵۲	۰.۰۵۴۸	۰.۲۲۰۷	۰.۳۹۳۲	۰.۳۲۹۹
بازده بورس کویت ← قیمت نفت	۰.۳۷۲۰	۰.۶۷۰۵	۰.۸۹۶۷	۰.۹۴۳۱	۰.۹۷۳۴	۰.۶۳۴۱	۰.۰۰۰۷	۰.۲۰۲۸
قیمت نفت←بازده بورس عمان	۰.۳۱۶۹	۰.۱۸۴۶	۰.۱۶۶۸	۰.۲۹۶۴	۰.۴۹۵۵	۰.۸۸۵۸	۰.۶۶۰۳	۰.۳۷۱۱
بازده 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 نگاره (۶)، نتایج حاصل از خروجی آزمون علیت گرنجر در خصوص رابطه بین بازده کل بورس تهران و قیمت نفت هیچ گونه رابطه‌ای نه در کوتاه مدت و نه در بلند مدت مشاهده نشد. همچنین در مورد علیت بین بازده بورس دبی و قیمت نفت، هیچ گونه رابطه‌ی علیت در کوتاه مدت یا بلند مدت وجود ندارد. همچنین یک رابطه یک طرفه از سمت قیمت نفت به سمت بازده بورس سهام دبی وجود دارد. اما در بلند مدت رابطه علی مشاهده نشد.رابطه علیت یک طرفه در تمامی وقفه‌ها از سمت قیمت نفت به سمت بازده بورس عربستان سعودی مشاهده می‌شود، اما از سمت بازده بورس عربستان سعودی به طرف قیمت نفت در کوتاه مدت رابطه‌ای وجود ندارد اما در بلند مدت ارتباط علی قابل مشاهده است. رابطه علی در تمامی وقفه از سمت بازده بورس بحرین به سمت قیمت نفت وجود دارد. اما این ارتباط از سمت قیمت نفت به سمت بازده بورس بحرین مشاهده نشد. یک رابطه علی و معلولی در میان مدت از سمت بازده بورس کویت به سمت قیمت نفت و بالعکس وجود دارد. اما در کوتاه مدت و بلند مدت این ارتباط برقرار نیست. همچنین یک رابطه یک علی یک طرفه در تمامی وقفه‌ها از

سمت بورس اوراق بهادار قطر به سمت قیمت نفت وجود دارد، اما این رابطه از طرف قیمت نفت به سمت بورس سهام قطر در کوتاه مدت مشاهده نشد، اما در بلند مدت رابطه علی برقرار است. در نهایت، در سایر بازده سهام نظیر بورس عمان، ابوظبی، دبی و همچنین تهران رابطه علی و معلولی با قیمت نفت در هیچ کدام از وقفه ها از دو طرف مشاهده نشد.

۶- بحث و نتیجه گیری

افزایش قیمت نفت و نوسان‌های آن در سال‌های اخیر بیشتر شده و از آنجا که نفت خام سوختی مهم و اثرگذار در جهان است، نوسان‌های قیمت این سوخت فسیلی اثر بسیاری بر بازارهای حقیقی و بازارهای مالی دنیا دارد. در این قسمت به بحث و بررسی پیرامون نتایج رابطه میان متغیرهای پژوهش و روابط علی و معلولی بین آنها و مقایسه آن با نتایج پژوهش‌های برخی از محققین در این زمینه می‌پردازیم. نتایج بدست آمده با نتایج مطالعات برخی از پژوهشگران هم راستا بوده و در برخی جهات مخالف یکدیگرند. در این میان با توجه به نتایج حاصل از پژوهش می‌توان بیان کرد که در صورت صرف نظر کردن از محاسبه شکست ساختاری، اثر تغییرات قیمت نفت و اثر آن بر بازده بازار سهام رابطه‌ی علیت و تأثیر آنها بر هم مشاهده نمی‌شود. که در این خصوص نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات سهگال و کاپور(۲۰۱۲) هم راستا می‌باشد. اما در صورتی که شکست ساختاری در معادلات منظور شود، با تغییر مقدار واریانس شرطی، میان قیمت نفت و شاخص بازده نقدی قیمتی ارتباط معنادار وجود دارد. اثر سرریز نوسانات شاخص فرآورده‌های نفتی با قیمت نفت معنی دار است که با نتایج مطالعات حموده ولی(۲۰۰۵) هم راستا می‌باشد.

منابع فارسی

کتب

- ابراهیم گرجی، آرزو میرسپاسی (۱۳۸۱)، **بررسی تئوریک سیلکهای تجاری و علل پیدایش آن در اقتصاد ایران**، چاپ اول، مؤسسه مطالعات و پژوه شهای بازرگانی.
- سوری، علی (۱۳۹۴)، **اقتصادسنجی جلد (۱)** ، چاپ چهارم، نشر فرهنگ شناسی

مقالات

- الهه سفیدبخت، محمدحسین رنجبر (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 اوراق بهادار، زمستان
- حسین عباسی نژاد، سجاد ابراهیمی(۱۳۹۲)، **اثر نوسان‌های قیمتی نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران**، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۱، شماره ۶۸، زمستان
- حسین میرزائی، مهدی دیانی و دیگران(۱۳۹۶)، **اثر تغییرات قیمت نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران به وسیله آزمون هم انباشتگی غیر خطی**، فصلنامه مطالعات راهبردی سیاست گذاری عمومی، دوره ۷، شماره ۲۴، پاییز
- سیاب ممی پور، مهسا جلالی(۱۳۹۶)، **بررسی سرریز تلاطم بین شاخص‌های قیمت حامل-های انرژی و گروه‌های مختلف کالاها و خدمات مصرفی (با استفاده از مدل VAR-BEKK GARCH)**، مطالعات اقتصادی کاربردی، بهار، دوره ۶، شماره ۲۱
- هادی پوریعقوبی، یکتا اشرفی (۱۳۹۹)، **سرایت پذیری تلاطم بازده میان صنایع مختلف بازار سرمایه ایران**، فصلنامه علمی و پژوهشی دانش سرمایه گذاری، سال نهم، شماره سی و چهارم

پایان نامه

- قاسمی، علی(۱۳۹۴)، **تأثیر افشای اختیاری اطلاعات اجزای سرمایه فکری بر بازده سهام شرک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، مؤسسه آموزش عالی تاکستان

English References

Articles

- Al-Fayoumi, N.A. (2009), **Oil prices and stock market returns in oil importing countries: the case of Turkey**, Tunisia and Jordan. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 16
- Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007), **Influence of structural changes in tra nsmission of information between stock markets**:AEuropean Empirical Study

Journal of Multinational Financial Management, 17(1)
- Basher, S.A., Haug, A.A. and Sadorsky, P. (2012).**Oil prices**, exchange rates and emerging stock markets. Energy Economics, 34,
- Bollerslev, T., &Wooldridge, J.M. (1992), **Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances**.Econometric Reviews, 11
- Cong, R., Wei, Y., Jiao, J., Fan, Y. (2008), **Relationships between oil price shocks and stock market**: An empirical analysis from China, Energy Policy, 36
- Ewing, B.T., & Malik, F.(2013),**Volatility transmission between gold and oil futures under structural breaks**, International Review of Economics and Finance, 25(3)
- 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
- Hamilton, J.D.(1983), **Oil and the macroeconomy since World War II. J. Polit**, Econ, Vol 3. No 9.
- Hammoudeh, S. and Li, H.(2005), **Oil sensitivity and systematic risk in oilsensitive stock indices,** Journal of Economics and Business, 57
-Jones,C.M.,Kaul,G(1996),**Oil and the stock markets**,J.Financ.Vol3.No51
- Miller, J.I., Ratti, R.A., (2009), **Crude oil and stock markets:stability, instability and bubbles**, Energy Econ, Vol 3. No 31
- Ranjbar & Manjunath (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
- Sahu, T.N, Bandopadhyay, K(2014), **An empirical study on the dynamic relationshipbetween oil prices and Indian stock market**,Managerial Finance40 (2)
- 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)
- 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)
- Sadorsky, P. (1999),**Oil price shocks and stock market activity**, Energy Econ. Vol3. No 21
- 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)

Site

- Arouri, M.E.H., Rault, C. (2011), Oil prices and stock markets in GCC countries:empirical evidence from panel analysis, Int.J.Finance Econ.http://dx.doi. org/10.1002/ijfe