فصلنامــه اقتصاد مالی
سال سیزدهم / شماره ۴۹ / زمستان ۱۳۹۸
صفحه ۱۰۱ تا ۱۳۰

همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی

مجتبی کریمی[۱]
فاطمه صراف[۲]
قدرت‌اله امام وردی[۳]
علی باغانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۹/۱۱

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی همبستگی شرطی پویای متقارن و نامتقارن بین نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس در شرایط سرایت بحران مالی پرداخته است. برای این منظور از مدل DCC[۱] و ADCC[۲] طی دوره زمانی هفته اول سال ۲۰۰۴ تا هفته چهل و هفتم سال ۲۰۱۹ استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر وجود همبستگی شرطی پویای نامتقارن بازار سهام ایران و دبی و همبستگی شرطی پویای متقارن بازار سهام عربستان با نفت اوپک می‌باشد، همچنین نتایج تحقیق بیانگر وجود همبستگی شرطی پویای متقارن بازار سهام قطر و دبی و همبستگی شرطی پویای نامتقارن بازار سهام عربستان با نفت برنت می‌باشد. تفسیر مالی وجود همبستگی‌های متقارن و نامتقارن بین شاخص بازدهی نفت برنت و بازدهی‌های سهام بازارهای دبی، قطر و عربستان حاکی از این است که مدیران ریسک باید کاملاً نسبت به این حقیقت آگاه باشند که این بازارها در مقابل شوک‌های خارجی مصونیت ندارند. نتایج نشان می‌دهد که بازارسهام دبی و ایران در مقابل شوک‌های داخلی (نفت اوپک) آسیب‌پذیر بوده و بازار سهام دبی جزء پرریسک‌ترین بازارهای حوزه خلیج فارس می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: بحران مالی، نوسانات قیمت نفت، بازار سهام، همبستگی شرطی پویا، سرایت.
طبقه بندی JEL: E44,G15, G12, F41, F36

۱- دانشجوی دکتری مالی، گروه مالی- بیمه، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. tabakarimi622@gmail.com
۲- استادیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)، Aznyobe@yahoo.com
۳- استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.ghemamverdi@iauctb.ac.ir
۴- استادیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Ali.baghni.58@gmail.com

۱- مقدمه

شوک‌های قیمت نفت یکی از اصلی‌ترین عوامل برون‌زای نوسانات اقتصاد کلان در سراسر جهان هستند و می‌توانند تاثیر زیادی بر عملکرد بازارهای سهام داشته باشند(همیلتون و همکاران ۲۰۱۱). محرک‌های نوسانات نفت ممکن است بین کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت متفاوت باشد(سینر و فیلس ۲۰۱۱). تحقیقات تجربی عمدتاً متمرکز بر اقتصادهای توسعه‌یافته بوده‌اند و از شاخص‌های قیمت نفت خام برنت یا وست تگزاس اینترمدیت برای بررسی همبستگی بین بازارهای سهام و این شاخص‌ها استفاده کرده‌اند. تا آنجا که تحقیقات نشان می‌دهد، هیچ مطالعه‌ای در خصوص همبستگی نامتقارن شاخص قیمت نفت برنت و اوپک با بازارهای سهام حوزه خلیج فارس وجود ندارد.

در دوران تلاطم بازار نفت، همبستگی‌های نامتقارن در بازدهی اکثر بازارهای سهام حوزه خلیج فارس مشاهده می‌شود. وقتی شوک منفی به بازارهای سهام وارد می‌شود، بازدهی‌ها تمایل به همبستگی بیشتر را نشان می‌دهند. در مقابل، وقتی بازارها تحت تاثیر شوک مثبت با همان بزرگی قرار می‌گیرند، بازدهی‌ها همبستگی پایین‌تری را در مقایسه با مورد اول نمایش می‌دهند.

کشورهای حوزه خلیج فارس در بین بزرگترین صادرکنندگان نفت خام هستند که بیش از ۷۵ درصد کل درآمدهای صادراتی خود را از نفت خام بدست می‌آورند. کشورهای حوزه خلیج فارس عضو اوپک (ایران، عربستان سعودی، قطر، کویت و امارات متحده عربی) حدود ۵۲ درصد کل ذخایر نفتی اوپک و ۴۹ درصد کل تولید نفت خام اوپک را در اختیار دارند(بولتن آماری سال ۲۰۱۹ اوپک[۳]). اگرچه عمده کشورهای حوزه خلیج فارس تقریباً ویژگی‌های اقتصادی مشابهی دارند اما از نظر وابستگی به درآمدهای نفتی متفاوت هستند، بطوریکه عربستان سعودی بزرگ‌ترین تولیدکننده نفت خام و بحرین کوچک‌ترین آنها است.

در چهار دهه گذشته، کشورهای حوزه خلیج فارس در معرض چندین شوک نفتی بوده‌اند. دو مورد از قابل‌توجه‌ترین شوک‌ها در سال‌های ۱۹۸۱ تا ۱۹۸۶ «سقوط بزرگ قیمت» و در سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ «رشد تقاضا و رکود عرضه» اتفاق افتاد (همیلتون و همکاران ۲۰۱۱). شوک اول باعث شد قیمت نفت در سال ۱۹۸۶ تا بشکه‌ای ۱۲دلار کاهش پیدا کند و از آن پس تمام کشورهای مورد مطالعه حوزه خلیج فارس به استثناء ایران توانسته‌اند برای جلوگیری از هرگونه ریسک احتمالی در آینده ارزهای ملی خود را در مقابل دلار آمریکا ثابت نگه دارند. به ویژه اینکه، صادرات نفت خام با دلار آمریکا قیمت‌گذاری می‌شود که عمده‌ترین ارز ذخیره دنیا است. بنابراین، تثبیت ارز اکثر کشورهای حوزه خلیج فارس در مقابل دلار آمریکا باعث می‌شود آن کشورها ارز داخلی خود را در مقابل هرگونه نوسان تثبیت کرده و از عدم قطعیت در معاملات و تجارت جهانی

جلوگیری کنند و مانع انتقال شوک ارزی به صنایع صادرات محور و واردت محور بازار سهام خود گردند و به نوعی ریسک سیستماتیک ناشی از نوسانات نرخ ارز در بازار سهام خود را کنترل نمایند.

شوک دوم باعث شد قیمت نفت در سال ۲۰۰۸ تا بشکه‌ای ۱۴۵ دلار افزایش پیدا کند، که اثر مثبت قابل‌توجهی بر اقتصاد اکثر کشورهای حوزه خلیج فارس داشت. باتوجه به این مسئله که فعالیت‌های اقتصادی اکثر کشورهای حوزه خلیج فارس به تغییرات در قیمت نفت حساسیت زیادی دارد، نمی‌توان با قطعیت گفت شوک‌های بین‌المللی و داخلی که براثر نوسانات در قیمت نفت برنت یا اوپک ایجاد شده‌اند تا چه اندازه ممکن است باعث بی‌ثباتی در بازارهای سهام این کشورها شوند. به نظر می‌رسد این اتفاق حاکی از این است که بازارهای سهام و نفت اکثر این کشورها در سال های اخیر به موازات هم حرکت کرده‌اند. بنابراین، بررسی اینکه شوک‌های ناشی از بازارهای نفت ممکن است چه اثری بر بازدهی دارایی کشورهای حوزه خلیج فارس گذاشته باشند موضوعی جدید و در عین حال قابل تامل می‌باشد.

هدف اصلی این مقاله در ابتدا، مطالعه رابطه بین شاخص‌های قیمت نفت خام برنت و اوپک با بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس و در گام بعدی بررسی روابط پویای نامتقارن بین بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس و قیمت نفت خام برنت و اوپک می‌باشد.

در بخش اول مقاله به بررسی ارتباط بین قیمت‌های نفت و بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویای نامتقارن (ADCC) پرداخته‌شده است. مزیت این مدل نسبت به سایر روش‌ها، در نظر گرفتن اثر نامتقارن بین همبستگی بازدهی‌های دارایی در طول تلاطم بازارها مالی می‌باشد. در بخش دوم برای بررسی دقیق‌تر اثر منابع مختلف شوک‌های نفتی بر عملکرد این بازارها، رابطه قیمت نفت اوپک و برنت و تمام بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس (کشورهای عضو و غیرعضو اوپک) مورد بررسی قرار گرفته است و در آخر سرایت شوک نفتی در دوره بحران مالی جهانی ۲۰۰۹-۲۰۰۸ به بازار سهام کشورهای مورد مطالعه قرارگرفته است.

در این چارچوب، چند سؤال را می‌توان بررسی کرد که عبارتند از اینکه آیا نوسانات قیمت نفت و بازارهای سهام حوزه خلیج فارس همبستگی شدید و نامتقارن در طول زمان داشته‌اند؟ آیا بحران‌های مالی اثر سرایتی بر بازارهای سهام حوزه خلیج فارس دارند؟ آیا اثر سرایتی بحران‌های مالی می‌تواند افت شاخص بورس سهام کشورهای حوزه خلیج فارس را توضیح دهد؟

۲- مبانی نظری و تحقیقات پیشین

۲-۱- مبانی نظری

در اقتصاد مالی، قیمت‌گذاری دارایی بنابر جریان‌های نقدی تنزیل شده آتی آن صورت می گیرد. بنابراین، شناسایی عوامل مؤثر بر جریان‌های نقدی آتی حائز اهمیت است. در کشورهای وارد کننده نفت، افزایش قیمت نفت موجب افزایش بهای تمام شده، کاهش سودآوری و در نتیجه کاهش ثروت سهامداران می‌شود. افزایش بهای تمام شده از طریق ساز و کار قیمت به مصرف‌کننده منتقل می‌شود و این امر منجر به کاهش تقاضا می‌گردد. کاهش مصرف موجبات کاهش تولید و افزایش بیکاری را به همراه خواهد داشت (برنانک ۲۰۰۶). بنابراین، افزایش قیمت نفت باید موجب کاهش قیمت سهام در بورس شود (آروری و نگوین ۲۰۱۰ و لبلانک ۲۰۰۴). این در حالی است که برای کشورهای صادرکننده نفت، شوک‌های قیمتی موجب افزایش درآمد ملی، مخارج عمومی و سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین، انتظار می‌رود که قیمت سهام افزایش یابد (بیورلند ۲۰۰۹).
اینکه نوسانات شدید قیمت نفت تا چه حد و چگونه فعالیت‌های اقتصادی یک کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد به عوامل مختلفی از جمله موارد زیر بستگی دارد:

۱) قیمت نفت به چه میزان و با چه سرعتی تغییر یابد.
۲) کشورهای صادرکننده نفت درآمد اضافی ناشی از افزایش ناگهانی قیمت نفت را با چه سرعتی خرج کنند.
۳) کشورهای وارد کننده نفت هزینه اضافی ناشی از افزایش ناگهانی قیمت نفت را چگونه تأمین مالی کنند.
۴) واحدهای اقتصادی چه واکنشی در قبال این نوسانات شدید قیمت نشان می‌دهند.
۵) دولت‌ها چه سیاست‌هایی را برای کنترل نوسانات شدید قیمت نفت به کار می‌گیرند.

قیمت بالای نفت می‌تواند از طریق کانال‌های متعددی چون انتقال ثروت از کشورهای مصرف‌کننده نفت به تولیدکنندگان آن، افزایش هزینه تولید کالا و خدمات، تورم و بازارهای مالی بر اقتصاد جهانی تأثیرگذار باشد. البته نباید فراموش کرد که شوک‌های قیمت نفت موجب افزایش نااطمینانی در بازارهای مالی می‌شود، اما تأثیر آن وابسته به ماهیت بازارها است (مثبت برای طرف عرضه، و منفی برای طرف تقاضا).

همیلتون استدلال می‌کند که شوک‌های طرف تقاضا برآمده از روند صنعتی‌سازی جهان، به خصوص توسط کشورهایی چون چین، رخ می‌دهد. عدم واکنش سریع به شوک‌های طرف عرضه موجب تغییرات قابل توجه در قیمت نفت می‌شود. این در حالی است که شوک های طرف تقاضا

بیشتر قیمت سهام را در بازارهای مالی و قیمت آتی نفت را در بازارهای نفت تحت تأثیر قرار می‌دهند. برخی نیز معتقدند که قیمت نفت تأثیر معناداری بر بازار سهام ندارد؛ با این استدلال که قیمت نفت در سیاست های پولی و مالی مؤثر بر تورم و متغیرهای کلان اقتصادی لحاظ می شود (آپرگیس و میلر ۲۰۰۹). کشورهای صادرکننده نفت عمدتاً بازارهای سهامی با عمق اندک دارند، اما شواهد بیانگر رابطه بازار سهام این کشورها با بازار نفت است؛ زیرا ارزش سهام وابسته به ارزش فعلی جریانات نقدی آتی آن است و نوسان قیمت نفت در کشورهای صادرکننده را می‌توان یکی از مهمترین مؤلفه‌های کلان حاکم بر بازار در نظر گرفت. در کشورهای وارد کننده نفت، افزایش قیمت نفت به منزله کاهش ارزش انتظاری جریانات نقدی آتی به طور مستقیم و غیرمستقیم خواهد بود. اما در کشورهای صادرکننده، افزایش قیمت نفت باید تأثیر مثبتی بر درآمدهای بودجه دولتی، افزایش در مخارج عمومی دولت و تقاضای کل داشته باشد. اگرچه باید گفت از آنجایی که کشورهای صادرکننده نفت بخش عمده‌ای از کالاهای مورد نیاز خود را از اقتصادهای پیشرفته و نوظهور تأمین می‌کنند، پس افزایش قیمت نفت ممکن است منجر به افزایش هزینه واردات کالای مصرفی و سرمایه ای برای کشورهای صادرکننده نفت شود.

تمرکز بر ارتباط بین بازارهای سهام و قیمت جهانی نفت آثار تجربی جالبی را در بر دارد. نوسانات قیمت نفت یکی از اصلی ترین منابع نوسانات اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت از جمله کشورهای حوزه خلیج فارس است که بر تمامی بخش های اقتصادی و از جمله بر بازارهای مالی این کشورها مؤثر است. تحقیقات زیادی برای مطالعه اثر نوسانات قیمت نفت انجام شده است. مروری بر این تحقیقات نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نفت نه تنها مستقیماً بر قیمت و بازده سهام اثر می‌گذارد بلکه به صورت غیرمستقیم نیز بر بازار سرمایه تأثیرگذار است، علت آن است که نوسانات قیمت نفت عامل اصلی تغییر در بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت کی‌باشد که این متغیرها خود بر بازار سرمایه تأثیرگذارند (میرزائیان و انباردان، ۱۳۹۰).

۲-۲- تحقیقات پیشین

دهیرو ابالله[۴] (۲۰۱۷) سرریزهای نوسان بازدهی سهام در بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته را با استفاده از مدل‌های چندمتغیره MGARCH[۵] مورد بررسی قرارداده‌اند. همچنین، آنها اثرات بحران مالی جهانی (۲۰۰۹-۲۰۰۷) بر تعاملات نوسان بازار سهام را با استفاده از مدل‌های MGARCH را با قراردادن متغیرهای دامی بحران مالی برای ارزیابی اثر آنها بر نوسان‌پذیری و سرریز برآورد کردند. نتایج مطالعات آنها بیانگر همبستگی کمتر بین بازارهای نوظهور در مقایسه با بازارهای توسعه یافته

است و این موضوع در طول بحران مالی افزایش پیدا می‌کند. علاوه بر این، سرریزهای نوسان داخلی بیشتر از سرریزهای نوسان مقطعی برای بازارهای توسعه‌یافته است همچنین رفتار عدم تقارن در بازارهای توسعه‌یافته معنادار می‌باشد، درحالیکه شواهد ضعیفی برای عدم تقارن در بازارهای نوظهور وجود دارد.

پاتریک اولفمی آدیه و همکاران[۶] (۲۰۱۸) به بررسی اثر بحران مالی جهانی بر رفتار بازارهای سهام نوظهور با ارائه شواهدی از کارایی و نوسان‌پذیری بازار سهام نیجریه در دوره‌های زمانی مختلف پرداخته است. بازه زمانی مورد مطالعه جولای ۲۰۰۴ و دسامبر ۲۰۱۴ است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که قیمت در همه دوره‌های فرعی یک مارتینگل است، به جز دوره قبل از بحران. اما در کل دوره، قیمت یک مارتینگل نیست، که بیانگر این است که بازار سهام نیجریه از نظر کارایی ضعیف نیست. همچنین، شواهدی از تداوم بلندمدت نوسان قیمت در دوره های بحران، بعد از بحران و کل دوره وجود داشت. به لحاظ تاریخی، این تحقیق دریافت که بحران مالی جهانی باعث کاهش قیمت سهام شده، اما تاثیر معناداری روی نوسان قیمت در بازار سهام نیجریه نداشته است.

ویزل ارازلن[۷](۲۰۱۸) به بررسی همبستگی‌های پویا بین قیمت نفت برنت و شاخص‌های بازار سهام با استفاده از مدل DCC در مدت ژانویه ۱۹۹۸ تا فوریه ۲۰۱۶ با در نظر گرفتن بحران مالی جهانی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی‌ها بعد از بحران مالی ۲۰۰۸ افزایش معناداری پیدا کرده‌اند و قیمت‌های نفت با شاخص‌های بازار سهام کشورهای صادرکننده نفت همبستگی بیشتری دارند و نوسان قیمت‌های نفت به بازارهای سهام کشورهای صادرکننده نفت بیشتر منتقل می‌شود. همبستگی‌های کشورهای صادرکننده نفت مداوم‌تر و بیشتر از کشورهای واردکننده نفت در شرایط بحران مالی است. در زمان نوسان زیاد، سطح همبستگی بالا برای کشورهای نوظهور و سطح همبستگی پایین برای اغلب کشورهای توسعه یافته مشخص گردیده است. افزایش همبستگی‌ها می‌تواند نشانه‌ای برای سرمایه‌گذاران باشد تا وزن سهام بازار نوظهور را در پرتفوی خود کاهش داده و به سمت سهام بازارهای توسعه یافته حرکت کنند.

ولید منسی[۸](۲۰۱۹) به بررسی بحران مالی جهانی و تغییرات همزمان پویا بین قیمت نفت و صنایع مختلف بازار سهام عربستان با استفاده از رویکرد موجک و مقیاس ارزش در معرض خطر (VaR[۹]) پرداخته‌است. نتایج حاکی از تغییرات همزمان معنادار بین نفت خام و صنایع مختلف بورسی در طول زمان و با فرکانس‌های مختلف است. همچنین این تغییرات همزمان در نتیجهٔ بحران مالی جهانی ۲۰۰۹-۲۰۰۸ شدت پیدا می‌کند. در بین ۱۵ بخش، پتروشیمی بیشتر و صنایع هتلداری و گردشگری کمتر تحت تاثیر تغییرات قیمت نفت مطلوب قرار می‌گیرد. همچنین،

بخش‌های بانکداری، کشاورزی و صنایع غذایی، مخابرات و رسانه و نشر تحت تاثیر سقوط اخیر قیمت نفت بعد از اواسط سال ۲۰۱۴ قرار نگرفتند.

مالیک و هاموده[۱۰] (۲۰۰۷) مکانیزم سرایت تلاطم میان سهام ایالات متحده و سهام خلیج فارس و بازارهای جهانی نفت خام را به کمک مدل MGARCH و با استفاده از داده‌های روزانه سال‌های ۱۹۹۴تا ۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. آنها نتیجه گرفتند که بازار نفت به صورت غیرمستقیم توسط اخبار تولیدشده از بازارهای سهام آمریکا و عربستان متأثر می‌شود. در مورد بازار عربستان، سرریز تلاطم معناداری به سمت بازار جهانی نفت مشاهده شد که تأکیدی بر نقش برتر آن کشور بر بازار جهانی نفت به‌عنوان بزرگترین صادرکننده نفت است؛ از طرف دیگر بازار سهام خلیج فارس، گیرندگان تلاطم از بازار جهانی نفت هستند.

سین لی و همکاران[۱۱] (۲۰۱۴) مکانیزم همبستگی‌های پویا و سرریزهای نوسان بین بازدهی‌های نفت خام و شاخص قیمت سهام گروه هفت (G7) را از ۲ ژانویه ۱۹۹۸ تا اول مارس ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار دادند. آنها سرریز نوسان بین قیمت سهام و قیمت نفت را با همبستگی شرطی پویا (DCC)، همبستگی شرطی ثابت (CCC[۱۲]) و مدل‌های BEKK مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه بررسی‌های آنها نشان می‌دهد که کارآمدی پوشش ریسک با مدل DCC بهتر از مدل CCC و مدل های BEKK است.

مایره و الکندری [۱۳] (۲۰۰۷) اثر قیمت نفت بر بازار سهام کشورهای صادرکننده نفت را بررسی کردند. آنها بیان کردند یافته‌های پیشین که عدم وجود رابطه بین قیمت نفت و قیمت سهام این کشورها را نشان می‌داد، در پیدا کردن رابطه خطا داشتند چون فقط رابطه خطی را در نظر می گرفتند. این دو، گزینه دیگری را هم آزمودند که توسط آن رابطه همگرای غیرخطی بین قیمت نفت و بازار سهام را در کشورهای GCC [۱۴] بررسی کردند. یافته‌های آنان با یافته‌های برخی از محققان پیشین از جمله مورک (۱۹۸۹)، و همیلتون (۱۹۹۶و ۲۰۰۰) سازگار بود.

پارک و راتی[۱۵] (۲۰۰۸) با استفاده از مدل خود توضیح برداری چندمتغیره، تأثیر شوک‌های نفتی را بر بازار سهام آمریکا و ۱۳ کشور اروپایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج برای دوره زمانی ژانویه ۱۹۸۶ تا دسامبر ۲۰۰۵ نشان داد که افزایش قیمت نفت در نروژ منجر به افزایش بازده واقعی سهام می‌شود، در حالی‌که در اغلب کشورهای اروپایی این موضوع اتفاق نمی‌افتد. البته در آمریکا نیز همانند نروژ افزایش قیمت نفت تأثیری مثبت بر بازده واقعی سهام داشته است.

اروری و رالت[۱۶] (۲۰۰۹) با استفاده از روش داده‌های ترکیبی، عکس‌العمل بازار سهام کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس (بحرین، عمان، کویت، عربستان سعودی، قطر و امارات متحده عربی) را برای داده‌های ماهانه بازه زمانی ژوئن ۲۰۰۵ تا اکتبر ۲۰۰۸ و داده‌های هفتگی ژانویه

۱۹۹۶ تا دسامبر ۲۰۰۷ را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج آزمون علیت گرنجری نشان داد که رابطه دوسویه علی و معلولی در مورد عربستان صادق است در حالیکه این رابطه در سایر کشورهای عضو GCC مشاهده نمی‌شود.

فانگ[۱۷] (۲۰۱۰)، برای اقتصادهای نوظهور شامل روسیه، چین و هند تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر قیمت سهام را با مدل خودتوضیح برداری ساختاری[۱۸] مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان داد که افزایش قیمت نفت در روسیه منجر به افزایش قیمت سهام می‌شود. با بررسی توابع واکنش آنی، تأثیر شوک عرضه جهانی نفت بر قیمت سهام در هر سه کشور بی معنی است. شوک تقاضای جهانی در روسیه تأثیری مثبت و معنی‌دار بر قیمت سهام داشته ولی در چین و هند بی‌معنی بوده است. تأثیر شوک تقاضای نفت در هند معنی‌دار نبوده ولی در روسیه و چین معنی‌دار و به صورت افزایشی است. در هند تأثیر هیچ یک از شوک‌ها معنی‌دار نیست که علت آن می‌تواند جدا بودن بازار سهام هند از جهان باشد.

برداستاک و فیلیس[۱۹] (۲۰۱۴)، با استفاده از روش همبستگی متغیر در طول زمان، ارتباط بین قیمت نفت و بازده سهام برای دوکشور آمریکا و چین در دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ را بررسی نموده و نتیجه گرفتند که همبستگی بین این دو متغیر واضح و در طول زمان متغیر است. البته چین نسبت به آمریکا انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به شوک های نفتی دارد.

عبدالله فیاض، کوین دلی[۲۰] (۲۰۱۱)، به بررسی رابطه بین قیمت نفت و بازده بورس اوراق بهادار بهادار برای هفت کشور (کویت، عمان، امارات متحده عربی، بحرین، قطر، انگلستان و ایالات متحده آمریکا) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) پرداختند. در طول این دوره قیمت نفت، مازاد حساب جاری در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس به میزان سه برابر ایجاد کرد، در حالی که در کشورهای انگلستان و آمریکا افزایش کسری حساب جاری را به وجود آورد. در این پژوهش از داده‌های روزانه طی دوره سپتامبر ۲۰۰۵ تا فوریه ۲۰۱۰ استفاده شده است. نتایج تجربی پژوهش نشان داده است که قدرت پیش‌بینی نفت برای بازدهی بازار سهام پس از افزایش قیمت نفت و در طول بحران مالی جهانی (GFC)[۲۱] افزایش یافت و همچنین پاسخ به شوک نفت در در طول بحران مالی جهانی افزایش یافت. قطر و امارات متحده عربی از کشورهای شورای همکاری خلیج فارس و انگلستان در کشورهای توسعه یافته پاسخ بیشتری به شوک های نفتی نسبت به بازار کشورهای دیگر نشان دادند.

مقیره[۲۲](۲۰۰۴)، رابطه بین شوک قیمت نفت و بازدهی سهام را در تعدادی از کشورهای نوظهور مطالعه کرده است. وی قیمت روزانه نفت برنت و شاخص‌های قیمت سهام کشورهای فوق را مورد استفاده قرار داده است. نتایج تجزیه واریانس نشان داد که فقط در چهار کشور ترکیه، مالزی،

آفریقای جنوبی و کره جنوبی شوک‌های قیمت نفت بیش از ۲درصد شاخص‌های سهام را توضیح می‌دهدو این عدد برای ۱۵کشور دیگر کمتر از ۱درصد بود. نتایج او با نتایج مطالعات تجربی قبل سازگار نبود زیرا بازار سهام این کشورها تا این حد کارا نبودند که اطلاعات جدید بازار نفت را انتقال دهند و به همین دلیل بازدهی سهام این کشورها به طور منطقی نسبت به تغییرات قیمت نفت عکس العمل نشان نمی داد.

مَلیک و حموده[۲۳] (۲۰۰۷) انتقال شوک و نوسان بین بازار نفت وست تگزاس اینترمدیت (WTI) و سه بازار سهام GCC یعنی عربستان سعودی، کویت و بحرین را بررسی کردند. مطالعه آنها با رویکرد GARCH چندمتغیره و پارامترسازی بابا، اِنگل، کرونر و کِرافت (BEKK) و استفاده از داده‌های روزانه در دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۱ انجام شده‌است. نتایج تجربی آنها نشان داد در هر سه بازار سهام GCC، نوسان‌پذیری از بازار نفت خام WTI اثر مربوطه را اعمال می‌کند. همچنین، نتایج آنها ثابت کرد انتقال نوسان از بازار سهام عربستان سعودی به بازار نفت WTI وجود دارد.

حموده و لی[۲۴] (۲۰۰۸) با توجه به پنج بازار سهام GCC (بحرین، کویت، عمان، عربستان و امارات)، تغییرات در نوسان‌پذیری آنها را بررسی کردند. آنها از الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری (ICSS) برای داده‌های هفتگی استفاده کردند که دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۱ را پوشش می‌داد. یافته‌های آنها نشان داد بازارهای سهام GCC تغییرات بزرگی را در نوسان‌پذیری خود تجربه کرده‌اند که احتمالاً به علت ارتباط آنها با بازارهای نفت است.

آروری و همکاران[۲۵] (۲۰۱۱) از داده‌های روزانه جدیدتری در دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ برای شش کشور عضو منطقه شورای همکاری خلیج فارس استفاده کردند تا سرریز نوسان بین این بازارهای سهام و قیمت نقدی نفت برنت را بررسی کنند. آنها در تحلیل تجربی خود از مدل VAR-GARCH استفاده کردند. نتایج تجربی آنها نشان داد: ۱) شواهدی از سرریز نوسان بین بازار نفت و بازارهای سهام GCC دیده می‌شود که عمدتاً در دوره بحران برجسته‌تر است؛ ۲) افزایش نوسان بازار نفت در نتیجهٔ (عرضه و تقاضا) شوک‌های نفتی نوسان بازارهای سهام GCC را افزایش داده است. دوم اینکه، تحقیقات دیگر متمرکز بر تغییرات در قیمت‌های نفت و اثر و رابطه آنها با بازارهای سهام در منطقه GCC بوده‌اند.

موهانتی و همکاران[۲۶] (۲۰۱۱) رابطه بین قیمت‌های نفت خام (WTI) و بازدهی‌های سهام را در چهار کشور GCC (بحرین، کویت، عمان و قطر) با استفاده از بازدهی سهام در سطح کشور و صنعت بررسی کردند. تحلیل‌های تجربی براساس داده‌های هفتگی در دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹ بود و از رویکرد رگرسیون به‌ظاهر نامربوط (SUR) استفاده می‌کردند. یافته‌های آنها اکیداً حاکی از وجود رابطه مثبت بین قیمت‌های نفت خام WTI و بازارهای سهام GCC در سطح کشوری به استثنای

کویت است، اما در سطح صنعت، تنها ۱۲ صنعت از ۲۰ صنعت فهرست‌شده در این بازارها ارتباط مثبتی با قیمت‌های نفت دارند.

آروری و رالت[۲۷] (۲۰۱۲) تلاش کردند روابط بلندمدت بین چهار بازار سهام GCC یعنی بحرین، کویت، عمان، عربستان، و قیمت‌های نقدی اوپک را بررسی کنند. آنها با استفاده از روش همجمعی پانل بوت‌استرپ و تکنیک‌های رگرسیون به‌ظاهر نامربوط (SUR) برای داده‌های ماهانه از ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ به بررسی روابط پرداخت اند. نتایج، وابستگی‌های بلندمدت بین بازارهای سهام و نفت GCC را نشان داد. همچنین، نتایج SUR نشان داد هرچه قیمت‌های نفت بالاتر باشد، تاثیر مثبتی روی بازارهای سهام GCC به استثنای عربستان، دارد.

محمد شریف کریمی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود به بررسی اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک دوران قبل از تحریم، بعد از تحریم و بعد از برجام به صورت مقیاس های چندگانه مورد پرداخته‌اند .نتایج نشان داده که تأثیرات سرریز میان بازارها در دوره‌های زمانی متفاوت و با توجه به رخدادهای اقتصادی – سیاسی متغیر است و می‌تواند یکطرفه، دوطرفه و یا اصلا وجود نداشته باشد.

فتاحی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه خود به بررسی رابطه همبستگی شرطی ثابت و پویا بین بازارهای ارز، سکه و سهام با تأکید بر اثر حافظه بلندمدت و عدم تقارن آنها پرداخته‌اند. نتایج بیانگر وجود رابطه همبستگی شرطی مثبت و معنادار بین شاخص‌های سهام صنعت و ۵۰ شرکت و وجود رابطه همبستگی شرطی مثبت و معنادار بین متغیرهای ارز و سکه می‌باشد.

سیدمحمد میرهاشمی دهنوی (۱۳۹۴) در مطالعه خود نشان داده که قیمت نفت اثر معناداری بر شاخص قیمت سهام کشورهای صادرکننده نفت داشته و شوک‌های قیمت نفت آثار نامتقارنی بر بازدهی سهام کشورهای ایران، امارات، عمان، قطر و کویت داشته‌اند.

مهدی صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی که انجام داده‌اند تقاضای احتیاطی نفت که عمدتاً برآمده از نااطمینانی در عرضه نفت است، در بازارهای آتی از ماه‌ها قبل نمود می‌یابد، و بنابراین تغییری در روند بازارهای مالی ایجاد نمی‌کند.

۳- روش‌شناسی

۳-۱- مدل همبستگی پویا

مدل DCC که توسط اِنگل (۲۰۰۲)و مدل ADCC که توسط کاپیلو و همکاران (۲۰۰۶) ارائه گردید برای بررسی نامتقارن بودن همبستگی‌های پویا بین شاخص‌های بازدهی نفت خام و بازدهی بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس به کار می‌روند. از این رو با استفاده این مدل ها به این

سوال پاسخ داده می شود که آیا همبستگی‌های شرطی بین بازدهی‌های دارایی در بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس در طول زمان تغییر می‌کند یا خیر، و آیا ممکن است این بازارها در طول دوره‌هایی با نوسان بالاتر بر اثر شوک‌های نفتی افزایش پیدا کنند یا خیر.

اِنگل (۲۰۰۲) مدل همبستگی‌های شرطی پویا (DCC) را طراحی کرد که دربرگیرنده مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) بولرسلوف (۱۹۹۰) بوده و فرض می‌کند همبستگی‌های شرطی، وابسته به زمان هستند. ویژگی این مدل این است که می‌توان آن را حتی برای مجموعه داده‌های چند بعدی با استفاده از رویه دومرحله‌ای برآورد کرد. در مرحله اول، واریانس‌های شرطی با برآورد دنباله‌ای از مدل‌های GARCH تک‌متغیره بدست می‌آیند. در مرحله دوم، ضرایب عرض از مبداء همبستگی‌های شرطی برآورد می‌شوند.

فرض کنید n×1 بردار$\{y_t\}$ یک فرآیند تصادفی چندمتغیره، و y_t لگاریتم بازدهی‌های شاخص‌های سهام و لگاریتم بازدهی‌های شاخص قیمت نفت باشد.

فرآیند نوآوری میانگین شرطی$\varepsilon_t \equiv y_t - \mu_t$، n×n ماتریس کوواریانس شرطی H_t دارد:

$$
\begin{aligned}
&y_t = \mu_t + \varepsilon_t \\
&\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t \\
&z_t \sim f(z_t, o, l, v) \\
&H_t = \sigma(H_{t-1}, H_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots)
\end{aligned}
\qquad (1)
$$

که در آن $E_{t-1}(y_t) \equiv \mu_t$ نشان‌دهنده میانگین y_t در زمان $t-1$ یعنی I_{t-1} است. z_t یک فرآیند با بردار n×1 است به‌طوری‌که$f(z_t; O, I, v).I.E(z_t z_t') =$ تابع چگالی − استودنت چندمتغیره را نشان می‌دهد:

$$
f(z_t; o, l, v) = \frac{r(\frac{v+n}{2})}{r(\frac{v}{2})(\pi(v-2))^{n/2}} \left(1 + \frac{z_t' z_t}{v-2}\right)^{\frac{v+2}{2}} \qquad (2)
$$

که در آن $\Gamma(.)$ تابع گاما و v درجه آزادی برای v>2 است. توزیع t استفاده می‌شود چون امکان مدلسازی با دنباله ضخیم را می‌دهد.

مدل DDC-GARCH پیشنهادی اِنگل (۲۰۰۲) را می‌توان به طور موفقیت‌آمیز برای ماتریس کوواریانس‌های بزرگ وابسته به زمان تخمین زد. این ماتریس کوواریانس مدل DCC-GARCH را می‌توان اینگونه تجزیه کرد:

$$H_t = \sum_t^{1/2} C_t \sum_t^{1/2}, \qquad (3)$$

که در آن $\sum_t^{1/2}$ ماتریس قطری است، و در امتداد قطرها، انحراف‌های استاندارد شرطی وجود دارد، یعنی:

$$\sum_t^{1/2} = diag(\sigma_{1,t}, \sigma_{2,t}, \dots, \sigma_{n,t}), \qquad (4)$$

و c_t ماتریس همبستگی‌های شرطی است. روش برآورد از دو مرحله تشکیل می‌شود. در مرحله اول، واریانس‌های شرطی σ_{it} برای دارایی‌های i=1,…,n با استفاده از مدل GARCH(1,1) تک متغیره که توسط بولرسلوف (۱۹۸۶) پیشنهاد گردیده است برآورد می‌گردد:

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + a_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + b_i \sigma_{i,t-1}^2, \qquad (5)$$

که در آن پارامترهایی ω_i, a_i و b_i باید برآورد گردد.
در مرحله دوم، با استفاده از باقیمانده‌های استانداردشده که از مرحله اول بدست آمده است، همبستگی‌های شرطی مورد برآورد قرار می‌گیرد. به‌ویژه، ماتریس همبستگی متغیر با زمان که شکل زیر را دارد:

$$C_t = Q_t^{*-1/2} Q_t Q_t^{*-1/2}, \qquad (6)$$

و ماتریس همبستگی$Q_t = (q_{ij,t})$ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha(z_{t-1}\acute{z}_{t-1}) + \beta Q_{t-1}, \qquad (7)$$

در معادله فوق z_t باقیمانده‌های استاندارد سازی‌شده توسط انحراف معیار شرطی است، یعنی $\bar{Q}; (z_{1,t}, z_{2,t}, \dots, z_{n,t})' = \left(\varepsilon_1 \sigma_{1,t}^{-1}, \varepsilon_2 \sigma_{2,t}^{-1}, \dots, \varepsilon_{n,t} \sigma_{n,t}^{-1}\right)' z_t$ باقیمانده‌های استانداردسازی‌شده کوواریانس غیرشرطی، و $Q_t^{*-1/2}$ ماتریس قطری متشکل از ریشه‌های معکوس درایه‌های قطری Q_t است، یعنی. $Q_t^{*-1/2} = diag\left(q_{1,1,t}^{-1/2}, q_{2,2,t}^{-1/2}, \dots, q_{n,n,t}^{-1/2}\right)$ بنابراین، ضرایب همبستگی، ρ_{ijt} ، به صورت زیر ارائه می‌شوند:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ij,t} q_{jj,t}}} \quad , i, j = 1,2, \dots, n \; and \; i \neq j, \qquad (8)$$

از آنجا که در معادلات ۶ و ۷ عدم تقارن در نظر گرفته نمی‌شود، کاپیلو و همکاران (۲۰۰۶) مدل DCC را بسط دادند تا امکان اثرگذاری اثر اهرمی بر همبستگی‌های شرطی بازدهی‌های دارایی و منحنی اثرِ اخبار ویژه دارایی بوجود آید. مدل DCC تعمیم‌یافته نامتقارن (AG-DCC) اینگونه بیان می‌شود:

$$Q_t = (\bar{Q} - A'\bar{Q}A - B'\bar{Q}B - G'\bar{N}G) + A'z_{t-1}z'_{t-1} + G'n_{t-1}n'_{t-1} + B'Q_{t-1}B, \qquad (9)$$

که در آن تابع شاخص n×1، یعنی $n_t = I[z_t < 0] \circ z_t(I[0])$ ، وقتی مقدار ۱ می‌گیرد که این استدلال درست باشد، و در غیراین صورت مقدار صفر می‌گیرد. علامت «$\circ$» نشان‌دهنده ضرب آدامارد و $\bar{Q}$ و $\bar{N}$ نشان‌دهنده ماتریس‌های همبستگی غیرشرطیz_t و n_t هستند. برای$= \bar{N}$ $[n_t n'_t]$ ، درصورتی Q_t با احتمال ۱ همیشه مثبت می‌شود که$(\bar{Q} - A'\bar{Q}A - B'\bar{Q}B - G'\bar{N}G)$ همیشه مثبت باشد. اگر ماتریس‌های A, B, G با اسکالرهای α، β و γ جایگزین شود، A-DCC(1,1) از مدل AG-DCC(1,1) مجزا می‌شود. این تحقیق تنها روی اثر نامتقارن متمرکز بوده و اثر اخبار مختص به دارایی را درنظر نمی‌گیرد.

۳-۲- الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکرارشونده (ICSS)

مدل‌سازی شکست‌های ساختاری در اقتصاد کلان و مالیه موردتوجه بوده است. به دلیل اهمیت تشخیص صحیح تعداد و زمان تغییرات ساختاری در واریانس سری‌های زمانی مالی، روش‌های متعددی برای این منظور ارائه شد. رایج‌ترین روش به‌کاررفته برای تشخیص درون‌زای نقاط شکست در واریانس، الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکرارشونده (ICSS) است که توسط اینکلان و تیائو[۲۸] (۱۹۹۴) مطرح شد. الگوریتم ICSS به دنبال یافتن تغییرات معنادار در واریانس است که براثر بروز یک شکست ساختاری در فرآیند تولید نوسان سری زمانی حاصل‌شده است. این الگوریتم بر این فرض مبتنی است که سری زمانی موردمطالعه شامل تعداد T مشاهده بوده که به‌طور نرمال، مستقل و یکنواخت توزیع‌شده‌اند (آراگو و فرناندز[۲۹]، ۲۰۰۷).

فرض می‌شود که سری زمانی تحت بررسی، در طی یک دوره زمانی اولیه دارای واریانس غیرشرطی مانا است تا اینکه براثر وقوع یک رویداد جدید مالی، اقتصادی یا سیاسی ناگهانی، بزرگ و غیرمنتظره، تکانه‌ای به سیستم وارد می‌شود که واریانس سری زمانی را دچار یک تغییری ساختاری می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، با وقوع این تکانه، میزان انحراف واریانس جاری از واریانس گذشته به‌اندازه‌ای بالا می‌رود که بر تغییر ساختاری نوسانات بازار دلالت دارد. سپس، واریانس غیرشرطی

دوباره در سطحی جدید به وضعیت مانا برمی‌گردد تا اینکه براثر تکانه بعدی، تغییر ساختاری دیگری را تجربه نماید. این فرآیند در طول زمان تکرار می‌شود و یک سری زمانی با تعداد N_T نقطه شکست در واریانس غیرشرطی به دست می‌آید. (کانگ و همکاران[۳۰]، ۲۰۱۱)

الگوریتمICSS واریانس بین هر دونقطه شکست را ثابت و کشیدگی را معمولی در نظر می‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر، اولاً این الگوریتم برای حالتی تعریف‌شده است که همسانی واریانس شرطی وجود داشته باشد؛ اما شواهد تجربی زیادی نشان می‌دهند که اغلب سری‌های زمانی اقتصادی و مالی عمدتاً دارای واریانس متغیر هستند. بنابراین، الگوریتم متعارف ICSS در صورت وجود یک فرآیند وابسته نظیر فرآیند گارچ مناسب نیست. (مالیک و همکاران[۳۱]، ۲۰۰۵؛ اوبینگ و مالیک[۳۲]، ۲۰۱۳)

ثانیاً این الگوریتم فرض می‌کند که سری زمانی دارای توزیع نرمال است، درحالی‌که سری‌های زمانی مالی اغلب دارای توزیع‌های دم‌کلفت[۳۳] و دارای کشیدگی اضافی (کشیدگی بزرگ‌تر از ۳) می‌باشند. (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷). سانسو و همکاران[۳۴] (۲۰۰۴) برخی فروض اضافی روی ε_t اعمال نمودند و نشان دادند که برای داده‌های مالی که اغلب توزیع غیر نرمال بوده و ناهمسانی واریانس شرطی دارند اعتبار نتایج آزمون IT زیر سؤال می‌رود و اگر مقادیر بحرانی به‌درستی تعدیل نشوند این احتمال وجود دارد که فرضیه صفر اشتباهاً رد شود. به‌عبارت‌دیگر، ممکن است برخی از شکست‌های شناسایی‌شده در الگوریتم ICSS جعلی بوده و تعداد شکست‌های ساختاری واقعی در واریانس ازآنچه الگوریتم متعارف ICSS اعلام می‌کند کمتر باشد. بدین ترتیب، آن‌ها آزمون اینکلان و تیائو را اصلاح نمودند تا وقتی جملات خطا را فرآیندی نا مستقل نظیر گارچ تبعیت می‌کنند قابل‌استفاده باشد (مالیک و همکاران، ۲۰۰۵).

تعداد تغییرات ساختاری حاصل از به‌کارگیری روش سانسو و همکاران نسبت به روش اینکلان و تیائو به مراتب کمتر است (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷)

۳-۳- مدل سرایت بحران

در این مطالعه جهت بررسی سرایت شوک نفتی همزمان با بحران مالی ۲۰۰۸ از روش چیانگ، جئون و لی (۲۰۰۷) استفاده شده است. مدل مزبور براساس سیستم معادلاتی است که خط سیر بازدهی‌های دارایی را توصیف می‌کنند:

$$R_t = \gamma_0 + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 R_{t-1}^{O} + \varepsilon_t \qquad (10)$$

که در آن R_t بردار بازدهی‌های بازار سهام است که بحران می‌توانسته در زمان t به آن منتقل شود، و R_{t-1}^{O} بردار بازدهی‌های کشوری است که بحران از آنجا نشات گرفته است. سرانجام بردار باقیمانده‌ها در زمان t توزیع شرطی دارد مانند یک متغیر نرمال با بردار میانگین صفر و ماتریس واریانس-کواریانس H_t. ماتریس واریانس-کواریانس H_t طبق مدل DCC تعیین می‌شود:

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (11)$$

وقتی همبستگی‌ها برآورد گردید، می‌بایست سرایت را آزمون نمود. چیانگ، جئون و لی (۲۰۰۷) پیشنهاد استفاده از متغیرهای ساختگی برای نمونه‌های مختلف را می‌دهند، که برای بررسی ویژگی دینامیک تغییرات همبستگی وابسته به مراحل مختلف بحران مفید است. مدل رگرسیون به قرار زیر است:

$$\rho_{ij,t} = \sum_{p=1}^{P} \phi_p \rho_{ij,t-p} + \sum_{k=1}^{3} \alpha_k DM_{k,t} + \varepsilon_{ij,t} \qquad (12)$$

که $\rho_{ij,t}$ ضریب همبستگی بین شاخص i ام (که بحران نشات گرفته) و شاخص j ام (که وجود مدرک سرایت تائید شده) است و P طول تاخیر است که با AIC تعیین می‌شود و امکان ملاحظه همزمان واریانس تشریح شده با رگرسیون وتعداد تاخیرات را فراهم میکند. سرانجام $DM_{k,t}$ که k=1,2,3 متغیرهای ساختگی هستند که دوره‌های قبل از بحران، بحران و بعد از بحران را شناسایی می‌کنند. فراتر از تحلیل سطح بازدهی‌های دارایی‌ها، چیانگ، جئون و لی (۲۰۰۷) رفتار معادلات نوسانات را برای شناسایی مدرک سرایت بررسی می‌کنند. فرض اصلی این است که نوسانات یک مدل GARCH(1,1) را دنبال می‌کند که شامل سه متغیر ساختگی $DM_{k,t}$ می‌شود که مانند قبل k=1,2,3:

$$h_{ij,t} = A_0 + A_1 h_{ij,t-1} + B_1 \varepsilon_{ij,t-1}^2 + \sum_{k}^{3} DM_{k,t} \qquad (13)$$

دو نکته مهم با مقایسه این روش با روش فربز و ریگوبون ظاهر می‌شود. اولاً مدل همبستگی ثابت آنها نمی‌تواند ماهیت همبستگی متغیر با زمان را نشان دهد، و ازاین رو، قادرنیست شرایط بازار پویا را منعکس کند. ثانیاً ضریب برآورد شده برای مدل همبستگی ثابت، حتی با تعدیل ناهمگونی، وابسته به حجم نمونه است. مدل چیانگ، جئون و لی (۲۰۰۷) متنوع‌سازی پرتفوی را مورد تحلیل قرار می‌دهند، که یکی از کلاسیکی‌ترین نتایج نظریه مالی است؛ اگر بازارها بسیار

همبسته باشند، مزایای متنوع‌سازی در سطح بین‌المللی کمتر اهمیت پیدا می‌کند زیرا بازارها در معرض همان منابع ریسک‌های سیستماتیک هستند (سیمونا بوفلی و همکاران[۳۵] ۲۰۱۶).

۴- بررسی داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های هفتگی بازار بورس ایران(TEDPIX)، بازار بورس اوراق بهادار ابوظبی (ADX)، بازار مالی دوبی (DFM)، بازار بورس قطر (QE)، بازار بورس مسقط (MSM)، بازار بورس سهام عربستان(TADXWUL)، بازار بورس سهام بحرین (BSE) و شاخص‌های قیمت نفت خام برنت (نماینده شاخص نفت خام جهانی) و اوپک (نماینده شاخص داخلی برای کشورهای عضو اوپک) در مقطع زمانی ژانویه ۲۰۰۴ تا اوت ۲۰۱۹ استفاده شده است. با توجه تفاوت هفته‌های شمسی با میلادی و گزارش داده های اصلی بصورت روزانه،در این تحقیق آغاز هفته شمسی چهارشنبه در نظر گرفته شده است. بنابراین روزهای تعطیل آخر هفته شمسی با روزهای آخر هفته میلادی منطبق می‌شود ،بنابراین پس از میانگین‌گیری در طول هفته مشکل عدم انطباق تعطیلات برطرف می‌شود.

در اکثر تحقیقات مالی، عموماً به جای قیمت‌ها بر روی بازدهی قیمت متمرکز می‌شوند، چرا که سری بازدهی قیمت خواص آماری مناسب‌تری نسبت به سری قیمت نشان می‌دهد و برای اکثر سرمایه‌گذاران، معیاری کامل و بدون مقیاس به منظور بررسی یک فرصت سرمایه‌گذاری است (نوشین بردبار و همکاران ۱۳۹۵). در این پژوهش به منظور محاسبه بازدهی قیمت، از تفاضل لگاریتم قیمت‌های متوالی شاخص قیمت سهام استفاده شده است. لگاریتم طبیعی بازدهی قیمت خالص به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

برای انجام آزمون DCC و ADCC بر روی داده‌ها، دانستن مقطع شروع و اتمام بحران برای داده‌های شاخص FTSE100،S&P500 ، Oil Price Brent و Oil Price OPEC لازم است. نقطه شروع و اتمام بحران را می‌توان با بررسی داده‌های مذکور بدست آورد. روش‌های اقتصاد سنجی متنوعی برای شناسایی نقطه شکست ساختاری وجود دارد که در این تحقیق از روش ICSS اصلاح شده، که در بخش ۳-۲ ارائه گردید، استفاده شده است و نتایج آن در جدول ۴-۲ قابل ملاحظه می‌باشد.

جدول ۴-۱- نتایج آزمون ریشه واحد

	دیکی فولر	دیکی فولر دارای نقطه شکست
ADX	-26.12***	-26.41***
BRENT	-29.23***	-29.23***
BSE	-16.49***	-26.41***
DFM	-23.84***	-25.04***
MSM	-27.31***	-28.26***
OPEC	-26.29***	-26.78***
QE	-27.19***	-27.93***
TADXWUL	-27.70***	-28.98***
TIPPX	-17.026***	-17.74***

توضیح: آزمون ریشه واحد برای بازده هفتگی محاسبه شده است. *** در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار می‌باشد.

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴-۲- نتایج آزمون شکست ساختاری ICSS اصلاح شده

	SP&500	FATSE100	Oil Price Brent	Oil Price OPEC
شروع بحران	2008/09/24	2008/02/13	2008/03/12	2008/09/03
پایان بحران	2009/03/25	2009/12/16	2009/03/18	2009/10/21

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

آزمون‌های شکست ساختاری نقطه اوج بحران را تخمین می‌زنند و در حقیقت نقطه‌ای را که بیشترین تغییرات در شاخص اتفاق افتاده است را نتیجه می‌دهند. دوره بحران دوره‌ای است که شامل همه شوک‌های بحران می‌شود. برای دقت بیش‌تر تخمین، بهتر است که دوره بحران از چند دوره زمانی زودتر در نظر گرفته شود. از سوی دیگر موسسات بین المللی و بانک جهانی دوره شروع بحران و اوج شکل‌گیری بحران را مقطع زمانی ۱۵ سپتامبر و همزمان با ورشکستگی شرکت لمن برادرز[۳۶] در ۱۳ سپتامبر می دانند[۳۷]. برای افزایش دقت مدل و در نظر گرفتن تمام شوک‌های بحران نقطه شروع بحران ۳ سپتامبر ۲۰۰۸ و نقطه پایان بحران ۲۱ اکتبر ۲۰۰۹ فرض شده است.جدول ۴-۳- خلاصه‌ای از خصوصیات آماری مربوط به متغییرهای مورد استفاده در این مطالعه را نشان می‌دهد:

جدول ۴-۳- آماره‌های توصیفی بازدهی‌های سهام و نفت

	Mean	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	JarqueBera	ARCH
Persian Gulf Stock Markets								
ADX	0.06	6.17	-9.12	1.23	-0.95	11.97	2905.5***	19.30***
BSE	0.01	2.47	-3.68	0.61	-0.49	7.05	600.5***	3.57***
DFM	0.05	6.80	-12.33	1.66	-1.01	10.74	2209.9***	21.28***
MSM	0.02	5.38	-8.52	1.03	-1.49	16.68	6767.7***	22.26***
QE	0.05	6.52	-9.98	1.48	-0.55	9.43	1470.8***	36.90***
TADAWUL	0.03	5.98	-10.35	1.53	-1.35	10.50	2194.9***	34.10***
TEPIX	0.18	5.92	-2.69	0.83	1.18	7.92	1028.4***	20.09***
Oil Markets								
BERENT	0.04	8.73	-12.90	1.94	-0.57	6.65	504.3***	39.76***
OPEC	0.04	8.36	-10.98	1.89	-0.50	5.71	287.4***	30.56***

توضیح: چولگی، کشیدگی و آماره جارک برا برای بازده هفتگی محاسبه شده است. *** در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار می‌باشد.

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴-۳ آماره‌های توصیفی بازدهی سهام کشورهای حوزه خلیج فارس، نفت اوپک و نفت برنت را گزارش می‌کند. تمام بازدهی‌های سهام میانگین مثبت دارند و بالاترین رقم برای ایران است که این رقم نشات گرفته از نرخ رشد فزآینده تورم و ارز طی سنوات گذشته می‌باشد. اثرگذاری رشد نرخ دلار بر شاخص بورس ایران را از چند منظر می‌توان مورد بررسی قرار داد؛ از یک سوی افزایش بهای دلار و به موازات آن کاهش ارزش ریال سبب می‌شود تا انتظارات تورمی تقویت شود. شاخص بورس ایران که همواره در دوره‌های تورمی با رشد اسمی قیمت‌ها همراه شده است از روند نرخ دلار نیز متاثر شده است. در واقع افزایش شاخص ارزی کشور به معنای کاهش بیشتر ارزش ریال است و در این شرایط سرمایه‌گذاران برای فرار از کاهش بیشتر ارزش سرمایه‌هایشان به سمت دارایی‌های نظیر سهام شرکت‌ها روی می‌آورند که سبب تشدید تقاضای عمومی سهام می‌گردد و از سوی دیگر به افزایش تقاضا و همچنین رشد قیمت‌ها در بورس‌کالا منجر می‌شود. نرخ محصولات عرضه شده از سوی شرکت‌های سهامی در بورس‌کالا طی سال‌های اخیر روندی افزایشی داشته است. بزرگترین رقم انحراف معیار، مربوط به بازدهی سهام دبی می‌باشد که می‌تواند به این دلیل باشد که بازار سهام دبی بحران مالی و بدهی را پشت سر گذاشته است. شاخص نفت خام برنت میانگین بازدهی نسبتاً بالایی دارد و بی‌ثبات‌تر از شاخص نفت اوپک است. این تفاوت‌ها در آماره‌های بازدهی برنت و اوپک در تحلیل رفتار بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس درمقابل بی‌ثباتی‌های این بازارها حائز اهمیت است. هنگام مشاهده ارقام چولگی و کشیدگی، شواهد واضحی از عدم تقارن دیده می‌شود و همچنین با توجه به ارقام مذکور

بازدهی‌ها دم پهن می‌باشند. نتایج آزمون ARCH نشان می‌دهد اثرات ARCH در سری‌های مورد مطالعه وجود دارد. درمجموع، بازدهی‌های سهام کشورهای حوزه خلیج فارس و نفت بیانگر عدم تقارن و دم‌های کلفت هستند که ویژگی‌های استاندارد بازدهی‌های مالی را تایید می‌کند. در جدول ۴-۳ همبستگی‌های غیرشرطی بازدهی‌های مورد مطالعه گزارش شده است. بالاترین همبستگی مربوط به بازارهای سهام دبی و ابوظبی است و بازار سهام ایران بیشترین همبستگی مثبت را با بازار سهام ابوظبی و بیشترین همبستگی منفی را با بازار سهام قطر دارد. متوسط همبستگی بین بازارهای سهام حوزه خلیج فارس و بازارهای نفت خام پائین می‌باشد. بازار نفت اوپک در مقایسه با بازار نفت برنت ضرایب همبستگی نسبتاً بالاتری با بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس نشان می‌دهد.

جدول۴-۴- همبستگی غیرشرطی بین بازدهی‌های سهام و نفت

	Persian Gulf Stock Markets							Oil Markets	
	ADX	**BSE**	**DFM**	**MSM**	**QE**	**TADAWUL**	**TEPIX**	**OPEC**	**BERENT**
ADX	1.00								
BSE	0.34	1.00							
DFM	0.79	0.39	1.00						
MSM	0.54	0.36	0.54	1.00					
QE	0.53	0.32	0.51	0.44	1.00				
TADAWUL	0.44	0.29	0.47	0.37	0.41	1.00			
TEPIX	0.07	0.02	0.08	0.07	0.03	0.00	1.00		
OPEC	0.15	0.18	0.16	0.14	0.15	0.19	0.10	1.00	
BERENT	0.13	0.01	0.18	0.18	0.17	0.11	0.05	0.02	1.00

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

۵- برآورد الگوی پژوهش

این بخش به بیان و شرح نتایج تجربی می‌پردازد؛ در مرحله اول مدل‌های GARCH چندمتغیره DCC و ADCC برای تحلیل تقارن و عدم‌تقارن در محرک‌های همبستگی شرطی بین بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس و شاخص‌های نفت اوپک و برنت برآورد می‌شوند. در مرحله دوم همبستگی‌های شرطی متغیر با زمان بین بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس و نفت از این مدل‌ها استخراج می‌گردد.

جداول ۵-۱، ۵-۲ و ۵-۳ نتایج برآورد مدل های همبستگی شرطی پویای متقارن(DCC) و نامتقارن(ADCC) بین بازدهی‌های سهام کشورهای حوزه خلیج فارس و بازدهی نفت برنت و اوپک را به ترتیب ارائه می‌دهد. در هر دو جدول، کشورهای حوزه خلیج‌فارس به دو گروه تقسیم می‌شوند: اعضای اوپک و اعضای غیراوپک. این دسته‌بندی به دلیل بررسی این مسئله است که آیا بازارهای سهام این کشورها واکنش متفاوتی به بی‌ثباتی‌های ناشی از دو شاخص نفت نشان می‌دهند یا خیر. با توجه به اینکه تنها، کشورهای عضو اوپک بر نوسانات قیمت نفت کنترل دارند لذا مدل‌های فوق به‌صورت مجزا برای کشورهای عضو اوپک و غیر اوپک برآورد گردیده است.

جدول ۵-۱- نتایج تخمین مدل های همبستگی بین بازدهی‌های سهام و نفت اوپک

Persian Gulf Stock Markets		DCC			ADCC				
		a	β	H(5)	a	β	γ	H(5)	SC
OPEC Members	ADX	0.0008	0.83***	22.58	0/015	0/99**	0/0087	22/09	0/131
		(0.018)	(0.35)	[0.20]	0/041	0/1266	(0/016)	[0/22]	
	DFM	0.012	0.92***	13.08	0/021*	0/95***	0/036*	26/19	0/141
		(0.015)	(0.065)	[0.79]	(0/015)	(0/02)	(0/022)	[0/10]	
	QE	0.027	0.72***	26.13	0/017	0/96***	0/026	26/06	0/119
		(0.028)	(0.22)	[0.16]	(0/01)	(0/016)	(0/018)	[0/11]	
	TADAWUL	0.066*	0.53***	22.32	0/012	0/93***	0/069	17/21	0/130
		(0.039)	(0.031)	[0.21]	(0/025)	(0/023)	(0/057)	[0/51]	
	TIPEX	0.009	0.89***	17.22	0/042*	0/75***	0/12**	27/64	0/137
		(0.021)	(0.12)	[0.51]	(0/023)	(0/074)	(0/048)	[0/08]	
Non-OPEC Members	MSM	0.05*	0.79***	23.04	0/03	0/90***	0/006	19/17	0/138
		(0.031)	(0.14)	[0.16]	(0/10)	(0/030)	(0/08)	[0/46]	
	BSE	0.012	0.92***	13.08	0/004	0/91***	0/043	18/15	0/128
		(0.015)	(0.065)	[0.79]	(0/03)	(0/097)	(0/066)	[0/44]	

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۵-۲- نتایج تخمین مدل‌های همبستگی بین بازدهی‌های سهام و نفت برنت

Persian Gulf Stock Markets		DCC			ADCC				
		a	β	H(5)	a	β	γ	H(5)	SC
OPEC Members	ADX	0.007	0.96	25.86	0.0042	0.96***	0.018	19.08	0.146
		(0.012)	(0.091)	[0.10]	(0.017)	(0.041)	(0.03)	[0.39]	
	DFM	0.047*	0.85***	15.22	0.009	0.94***	0.017	25.74	0.171
		(0.028)	(0.10)	[0.49]	(0.14)	(0.04)	(0.02)	[0.11]	
	QE	0.057*	0.71***	24.71	0.064	0.65***	0.0003	26.32	0.178
		(0.033)	(0.15)	[0.13]	(0.044)	(0.22)	(0.094)	[0.093]	
	TADAWUL	0.01	0.96***	24.77	0.000	0.97***	0.024*	27.19	0.154
		(0.01)	(0.037)	[0.131]	(0.00)	(0.022)	(0.0148)	[0.08]	

Persian Gulf Stock Markets		DCC			ADCC				
		a	β	H(5)	a	β	γ	H(5)	SC
	TIPEX	0.00	0.88***	21.28	0.000	0.08	0.000	16.13	0.172
		(0.00)	(0.22)	[0.26]	(0.00)	(1.020)	(0.04)	[0.58]	
Non-OPEC Members	MSM	0.013	0.94***	13.97	0.036	0.44	0.00	14.06	0.161
		(0.015)	(0.077)	[0.55]	(0.052)	(0.94)	(0.12)	[0.55]	
	BSE	0.016	0.90***	17.73	0.021	0.81**	0.023	24.21	0.152
		(0.014)	(0.062)	[0.47]	(0.031)	(0.40)	(0.039)	[0.14]	

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۵-۳ میانگین ضرایب همبستگی شرطی پویا بین بازارهای سهام و قیمت نفت برنت و اوپک

Correlation Coefficients					
		DCC Model		ADCC Model	
		Brent	OPEC	Brent	OPEC
OPEC Members	ADX	0.007	0.13	-0.021	0.074
		(0.013)	-0.039	-0.11	(0.053)
	DFM	0.129***	0.108***	0.10**	0.11***
		(0.05)	(0.038)	(0.04)	(0.025)
	QE	0.17***	0.12***	0.169***	0.121***
		(0.042)	(0.041)	(0.044)	(0.026)
	TADAWUL	0.13**	0.14***	0.125***	0.05
		(0.048)	(0.043)	(0.024)	(0.077)
	TIPEX	0.027	0.066*	0.0029	0.065**
		(0.032)	[0.037]	(0.034)	(0.027)
Non-OPEC Member	MSM	0.13***	0.086*	0.104**	0.082
		(0.04)	(0.047)	(0.04)	(0.061)
	BSE	0.0043	0.121***	0.009	0.068
		(0.046)	(0.0398)	(0.034)	(0.063)

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

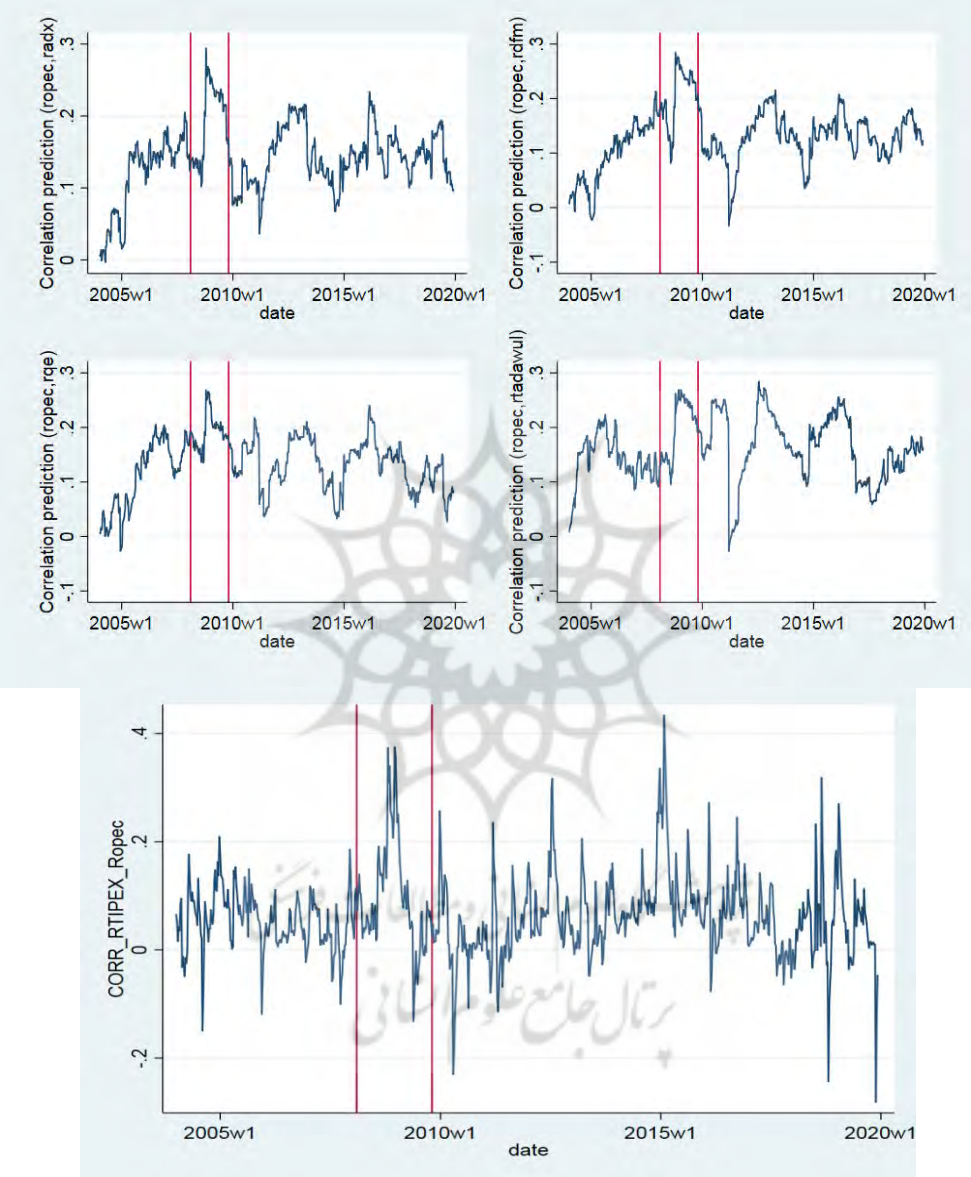
طبق جدول ۵-۱ و ۵-۳ ضرایب α، β و ضریب همبستگی پویا نفت اوپک در مدل DCC تنها برای بازار سهام عربستان سعودی معنادار است، درحالی‌که برای بازارهای دیگر فاقد معناداری هستند. برای بازارهایی که همبستگی متقارن را نشان می‌دهند (عربستان)، می‌توان استدلال کرد این نتیجه عمدتاً به خاطر ظرفیت مازاد تولید نفت خام این کشورها برای کنترل نوسانات قیمت نفت است.

طبق جدول ۵-۲ و ۵-۳ ضرایب α، β و ضریب همبستگی پویا نفت برنت در مدل DCC در بازار سهام دبی و قطر معنادار است، درحالی‌که برای بازارهای دیگر فاقد معناداری است. برای بازارهایی که همبستگی متقارن با نفت برنت را نشان می‌دهند (دبی و قطر)، می‌توان استدلال کرد

که این بازارها تحت تاثیر ریسک سیستماتیک ناشی از نوسانات قیمت نفت می‌باشند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام عربستان همبستگی نامتقارن کاملاً معناداری با شاخص نفت دارد؛ با توجه به اینکه پارامترهای نامتقارن γ، مقادیر مثبت دارند بیانگر این نکته هستند که وقتی بازار تحت‌تاثیر اخبار منفی قرار می‌گیرد بازارهای مذکور و شاخص نفت برنت همبستگی بیشتری پیدا می‌کنند در نتیجه این بازارها معمولاً در دوران سقوط همبستگی بالاتری دارند. علاوه‌براین، تداوم شوک‌ها در مورد همبستگی بین شاخص نفت برنت و بازار سهام عربستان بسیار بیشتر از شاخص نفت اوپک است؛ بنابراین سرمایه‌گذاری در این بازار نیز پرریسک می‌باشد، چون حساسیت ویژه‌ای به نوسانات خارجی قیمت‌های نفت دارند که بیانگر ریسک سیستماتیک در این بازار است. بقیه بازارها در مدل ADCC هیچ همبستگی معناداری با شاخص نفت برنت را نشان نمی‌دهند.

اما نتایج جدول ۵-۵ نشان می‌دهد که تنها بازار سهام ایران و دبی همبستگی نامتقارن کاملاً معناداری با شاخص نفت اوپک دارند؛ با توجه به اینکه پارامترهای نامتقارن γ مقادیر مثبت دارند بیانگر این نکته هستند که وقتی بازار تحت‌تاثیر اخبار منفی قرار می‌گیرد بازارهای مذکور و شاخص نفت اوپک همبستگی بیشتری پیدا می‌کنند در نتیجه این بازارها معمولاً در دوران سقوط، همبستگی بالاتری دارند. علاوه‌براین، تداوم شوک‌ها در مورد همبستگی بین شاخص نفت اوپک و بازار سهام دبی بسیار بیشتر از شاخص نفت برنت است؛ بنابراین سرمایه‌گذاری در این بازارها می‌تواند کاملاً پرریسک باشد، چون حساسیت ویژه‌ای به نوسانات خارجی و داخلی قیمت‌های نفت دارند. بقیه بازارها در مدل ADCC هیچ همبستگی معناداری با شاخص نفت اوپک را نشان نمی‌دهند. همچنین، فرآیند رفتار توده‌ای می‌تواند توضیح دیگری برای انتقال شوک و نوسان‌پذیری در دوران استرس بازار در این بازارها باشد (بالکیار[۳۸] ۲۰۱۳). از آنجا که مشخصه اصلی بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس پاسخ معنادار سرمایه‌گذاران به افق‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت است، قیمت‌گذاری سهام اغلب به رفتار سرمایه‌گذارانی بستگی دارد که دارایی‌ها را به سرعت خرید و فروش می‌کنند تا بازدهی بالایی بدست آورند.

نکته قابل تامل در بازار سهام ایران نسبت به سایر بازارها این است که نرخ ارز در سایر بازارها در دوره مورد بررسی تقریبا ثابت بوده است در حالی که نرخ ارز در بازار ایران پرتلاطم بوده و بخش عمده ای از ریسک سیستماتیک بازار ایران ناشی از نرخ ارز می باشد که در بحث متنوع سازی بازارها باید آن را در نظر گرفت.



شکل ۵-۱- همبستگی‌های شرطی متغیر با زمان بازار سهام کشورهای عضواوپک با قیمت نفت اوپک

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

شکل ۵-۱ همبستگی‌های شرطی متغیر با زمان بازار سهام کشورهای عضواوپک با قیمت نفت اوپک را نشان می‌دهد. نمودارهای فوق بیانگر همبستگی بازارهای قطر، دبی، ابوظبی و عربستان و نفت اوپک در طول بحران مالی جهانی برجسته‌تر است. نمودار مربوط به همبستگی بازار ایران و نفت اوپک در طول بحران مالی ۲۰۰۸ و شوک نفتی سال ۱۳۹۴ برجسته‌تر می‌باشد. به بیان دقیق‌تر، اگر بازارها بسیار همبسته باشند، مزایای متنوع سازی در سطح بین‌المللی کمتر اهمیت پیدا می‌کند زیرا بازارها در معرض همان منابع ریسک‌های سیستماتیک هستند.

در مرحله آخر جهت بررسی سرایت شوک نفتی همزمان با بحران مالی ۲۰۰۸ از روش چیانگ، جئون و لی (۲۰۰۷) استفاده می‌کنیم که نتایج به شرح جدول ۵-۷ می‌باشد.

جدول ۵-۷- نتایج آزمون سرایت شوک نفتی همزمان با بحران مالی ۲۰۰۸

ksmirnov	Smaller group	D	احتمال	نتیجه
corr_ropec_radx	حالت اول	0.5572	0.000	وجود سرایت
	حالت دوم	0.0000	1.000	
	Combined K-S	0.5572	0.000	
corr_ropec_rdfm	حالت اول	0.7542	0.000	وجود سرایت
	حالت دوم	0.0000	1.000	
	Combined K-S	0.7542	0.000	
corr_ropec_rqe	حالت اول	0.6183	0.000	وجود سرایت
	حالت دوم	0.0000	1.000	
	Combined K-S	0.6183	0.000	
corr_ropec_rtadawul	حالت اول	0.5273	0.000	وجود سرایت
	حالت دوم	0.0000	1.000	
	Combined K-S	0.5273	0.000	
corr_ropec_tipex	حالت اول	0.5312	0.000	وجود سرایت
	حالت دوم	0.0000	1.000	
	Combined K-S	0.5312	0.000	

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

در آزمون بررسی سرایت بحران مالی سه فرضیه وجود دارد که؛ حالت اول نشان می‌دهد که توزیع گروه اول تحت تسلط توزیع گروه دوم است، درحالی‌که حالت دوم آزمون می‌کند که آیا توزیع گروه دوم به طور تصادفی تحت تسلط توزیع گروه اول می‌باشد و سرانجام آماره K-S برابری دو توزیع را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج جدول ۵-۷ بیانگر این است که توزیع ضرایب

همبستگی طی دوره بحران بر همبستگی‌ها طی دوره قبل از بحران مالی بین شاخص نفت اوپک و بازار سهام ابوظبی و بین شاخص نفت اوپک و بازار سهام دبی و بین شاخص نفت اوپک و بازار سهام قطر، بین شاخص نفت اوپک و بازار سهام عربستان و بین شاخص نفت اوپک و بازار سهام ایران غالب است که حضور سرایت را تایید می‌کند.

۶- نتیجه‌گیری

این مقاله رابطه بازارهای نفت خام برنت و اوپک با هر یک از بازدهی‌های بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس را با تاکید بر اثر نامتقارن در نوسان‌پذیری شرطی و همبستگی‌های شرطی مورد بررسی قرار داده است. در مرحله اول مدل متقارن و نامتقارن همبستگی شرطی پویا برای شناسایی همبستگی متقارن یا نامتقارن بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با شاخص‌های خارجی (برنت) و داخلی (اوپک) نفت خام به کار رفته است. در مرحله دوم، مدل همبستگی شرطی پویا متقارن برای بررسی همبستگی بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس در طول زمان، مخصوصاً در دوران نوسان‌پذیری زیاد قیمت‌های نفت برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد بازارهای سهام کشورهای دبی و قطر همبستگی متقارنی با بازار نفت خارجی (برنت) دارند، درحالی‌که بازار سهام عربستان همبستگی‌های نامتقارنی با بازار نفت خارجی (برنت) و همبستگی متقارنی با بازار داخلی (اوپک) دارد. بازار سهام دبی و ایران نیز همبستگی متقارنی با بازارهای داخلی (اوپک) دارند که بیانگر این نکته است که در دوران سقوط بازار، همبستگی نزولی مداوم‌تر از همبستگی صعودی است. همچنین نتایج نشان می‌دهد تمام بازارهای سهام مورد بررسی‌شده معمولاً همبستگی شرطی پویا در مدت نوسانات بالای قیمت نفت و در دوره بحران مالی جهانی بیشتر افزایش یافته است. بنابراین، قیمت‌های نفت را می‌توان فاکتور ریسکی برای بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس در نظر گرفت.

نتایج این مطالعه دارای تفسیر اقتصادی و مالی مهمی است از جمله اینکه همبستگی‌های متقارن و نامتقارن بین شاخص بازدهی نفت برنت و بازدهی‌های سهام بازارهای دبی، قطر و عربستان حاکی از این است که مدیران ریسک باید کاملاً نسبت به این حقیقت آگاه باشند که این بازارها در مقابل شوک‌های خارجی مصونیت ندارند؛ همبستگی کم بین برخی از بازدهی‌های بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس می‌تواند نشانه مهمی برای آن دسته از سرمایه‌گذارانی باشد که می‌خواهند سود خود را بیشینه کنند و استراتژی پرتفوی مناسب را ارائه دهند؛ کشورهای حوزه خلیج فارس می‌توانند خود را از وابستگی به نفت خام رها کنند تا هرگونه ریسک بالقوه ناشی از

شوک‌های نفتی کاهش پیدا کند؛ سیاست‌گذاران با تنظیم مقررات بیشتر می‌توانند وارد عمل شده تا بدین وسیله بی‌ثباتی در بازارها کاهش یابد.

فهرست منابع

۱) امام وردی، قدرت اله و سیده محبوبه جعفری، اثر بحران های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه یافته و ایران، فصلنامه اقتصادمالی، سال سیزدهم، شماره ۴۷، تابستان۱۳۹۸، صفحه ۶۳ تا ۸۴.

۲) بردبار، نوشین، حیدری، ابراهیم (۱۳۹۵)، اثر نوسانات قیمت جهانی نفت بر بازده سهام صنایع انرژی بر در ایران، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی

۳) بت شکن، محمدهاشم (۱۳۹۶)، سرریز نوسان و همبستگی پویای شرطی نرخ ارز بر شاخص سهام گروه بانکی، فصلنامه پژوهش های پولی – بانکی، سال دهم، شماره ۳۱، بهار ۱۳۹۶.

۴) پایتختی اسکویی، سیدعلی، شافعی، احسان (۱۳۹۴)، بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تغییرات شاخص قیمت سهام در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دهم، شماره ۴۳، زمستان ۱۳۹۳، صفحات ۲۲۹-۲۰۵.

۵) خطیب سمنانی، محمدعلی، شجاعی، معصومه و غیاثی خسروشاهی، مسعود (۱۳۹۳)، بررسی اثر نوسانات قیمت نفت خام بر شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار تهران.

۶) فتاحی، شهرام و مرتضی سحاب خدامرادی ومیثاق ایوتوند، بررسی رابطه همبستگی شرطی بین بازارهای مالی ایران با تأکید بر اثر حافظه بلندمدت و عدم تقارن، فصلنامه اقتصادمالی، سال یازدهم، شماره ۴۰، پائیز ۱۳۹۶، صفحه ۲۵ تا ۵۱.

۷) فطرس، محمدحسن، هوشیدری، مریم (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چندمتغیره، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، سال پنجم، شماره ۱۸، صفحات ۱۷۷-۱۴۷.

۸) صرافی زنجانی، محمد، مهرگان، نادر (۱۳۹۷)، اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز بر شاخص سهام صنایع صادرات محور با استفاده از مدل NARDL،فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، شماره ۳۳، پاییز۹۷

۹) صادقی شاهدانی، مهدی (۱۳۹۴)، تعامل پویای بازار سهام و نفت: شواهدی از کشورهای منتخب، فصلنامه پژوهش های سیاستگذاری و برنامه ریزی انرژی، سال اول، شماره ۱، زمستان ۹۴، صفحات ۱۸۴-۱۵۷.

۱۰) کریمی، محمدشریف و مریم حیدریان و شهرام دهقان جبارآبادی، تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار در طول مقیاس های چندگانه زمانی؛ (با استفاده از مدل VAR-GARCH-BEKK بر پایه موجک)، فصلنامه اقتصادمالی، سال دوازدهم، شماره ۴۲، بهار ۱۳۹۷، صفحه ۲۵ تا ۴۶.

۱۱) گل خندان، ابوالقاسم (پاییز ۱۳۹۵)، تأثیر تکانه های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام در ایران (آیا این اثرگذاری نامتقارن است؟)، فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، سال چهارم، شماره ۱۵، پاییز ۱۳۹۵، صفحات ۱۱۴-۸۹.

۱۲) عباسی، ابراهیم، هادی نژاد، منیژه و کریمی، جعفر (زمستان ۱۳۹۴)، فصلنامه روند، سال بیست و دوم، شماره ۷۲، صفحات ۱۲۷-۱۰۵.

۱۳) میرهاشمی دهنوی، سیدمحمد (پاییز ۱۳۹۴)، آثار نامتقارن شوک های قیمت نفت بر بازار سهام: مطالعه موردی کشورهای صادرکننده نفت، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، سال سوم، شماره ۱۱، صفحات ۱۰۸-۸۵.

14) Akoum, l., Graham, M., Kivihaho, J., Nikkinen, J. and Omran, M. (2012) 'Comovement of oil and stock prices in the GCC region: A wavelet analyses, The Quarterly Review of Economics and Finance, 52(4), pp. 385-394.

15) Arouri, M.E. H., Lahiani, A., & Nguyen, D.K. (2011). Return and Volatility transmission between world oil prices and stock marks of the GCC Countries. Economic Modeling. 28(4), pp. 1815-1825.

16) Arouri, M.E.H and Rault, C. (2012) 'Oil prices and stock markets in GCC Countries: empirical evidence from panel analysis', International Journal of Finance and Economics, 17(3), pp.242-253.

17) Arouri, M. E. H., & Ngunyen, D. k. (2010). Oil prices, stock markets and portfolio investment: evidence from sector analysis in Europe over the last decade. Energy Policy, No.38, pages 4528-4539.

18) Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007), "Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European Empirical Stud", Journal of Multinational Financial Management, 17(1), PP. 112-124.

19) Apergis, N., and Miller, S.M. (2009) 'Do structural oil- market shocks affect stock prices? Energy Economics, 31(4), pp. 569-575.

20) Balli, F., Basher, S. A. and Louis, R. J. (2013) 'Sectorial equity returns and portfolio diversification opportunities across the GCC region', Journal of International Financial
Markets, Institutions and Money, 25, pp.33–48.

21) Balcilar, M. and Genc, I. (2010) 'The links between crude oil prices and GCC stock markets: The time varying Granger causality tests', EMU Economic Research Center Working Papers, (2010-001).

22) Bernanke, S.B. (2006), "The Economic Outlook. Remarks before the National Italian American Foundation", New York, November28.

23) Bollerslev, T. (1990) 'Modeling the coherence in short- run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model', The Review of Economics and Statistics, pp. 498-505.
24) Broadstock. D.C., Filis, G. (2014), Oil price shocks and stock market returns: New evidence from the United States and China, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 33, 417-433.
25) Bjornlan, C.H. (2009), "Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country", Scottish Journal of Political Economy, Vol. 2(5), pp. 232-254.
26) Boffelli, s. URGA, G. "Financial Econometrics Using Stata", Stata press, Stata Crop LP College Station, Texas (2016)
27) Cappiello, L., Engle, R.F. and Sheppard, K. (2006) 'Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns', Journal of Financial econometrics, 4(4), pp. 537-572.
28) Ciner, C. (2012) 'Oil and stock returns: Frequency domain evidence', Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 23, pp.1-11.
29) Chiou, Jer-Shino & Lee, Yen-Hsien (2009), Jump dynamics and volatility: Oil and the stock markets, Energy. pp 788-796.
30) Chiang, T. C., Jeon, B. N. and Li, H. (2007) 'Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets', Journal of International Money and Finance, 26(7), pp. 1206-1228.
31) Dahiru Abdullahi, (2017) 'Stock markets volatility spillovers during financial Crises: A DCC -MGARCH with skewed-t density approach, Journal of Borsa Istanbul Review 17(1), pp25-48.
32) Ewing, B.T., & Malik, F. (2013), "Volatility transmission between gold and oil futures under structural breaks" International Review of Economics and Finance, 25(3), PP.113–121.
33) Fang, C.R. (2010), The Impact of oil Price Shocks on the Three BRIC Countries Stock Price, Department of Economics, National Cheng – Chi University, Taiwan, 1-27.
34) Engle, R. (2002) 'Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models', Journal of Business and Economic Statistics, 20(3), pp. 339-350.
35) Filis, G., Degiannakis, S. and Floros, C. (2011)'Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries', International Review of Financial Analysis, 20(3), pp.152-164.
36) Fayyad, A., and Daly, K. (2011). The Impact of Oil Price Shocks on Stock Market Returns: Comparing GCC Countries with the UK and USA. Emerging Markets Review, Vol 12, Issue1, pp61-78.
37) Gupta, R. and Donleavy, G. (2009) 'Benefits of diversifying investments into emerging markets with time-varying correlations: An Australian perspective', Journal of Multinational Financial Management, 19(2), pp.160-177.
38) Gupta, R. and Guidi, F. (2012) 'Conintegration relationship and time varying comovements among Indian and Asian developed, stock markets', International Review of Financial Analysis,21, pp. 10-22.

39) Hamilton, J.D.(2011a) 'Nonlinearities and the macroeconomic effects of oil prices', Macroeconomic Dynamics, 15(3), pp. 364-378.
40) Hamilton, J. D. (2011b) 'Historical oil shocks', (No. w16790). National Bureau of Economic Research.
41) Hamilton, J. D. (1983) 'Oil and the macro economy since world war II', The Journal of Political Economy, 91(2), pp.228-248.
42) Hammoudeh, S. and Li, H. (2008) 'sudden changes in volatility in emerging markets: the case of Gulf Arab stock markets. International Review of Financial Analysis', 17(1), pp. 47-63.
43) Hammoudeh, S. and Aleisa, E. (2004) 'Dynamic relationships among GCC Stock markets and NYMEX oil futures', Contemporary Economic Policy, 22(2), pp.250-269.
44) Inclan, C., and Tiao, G.C. (1994) 'Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance', Journal of the American Statistical Association, 89(427), pp.913-923.
45) Kang, S.H., & Cheong C., & Yoon, S.M. (2011), "Structural changes and volatility transmission in crude oil markets", Physical A, 390(4), PP. 4317-4324.
46) Leblanc, M. & D.M. Chinn (2004), "Do High Oil Prices Presage Inflation? The Evidence from G5 Countries", Business Economics, Vol. 34, pp. 38-48.
47) Lee, Yen-Hsien., Huang, Ya-Ling. and Chun-Yu Wu. (2014) 'Dynamic Correlations and Volatility Spillovers between Crude Oil and Stock Index Returns: The Implications for Optimal Portfolio Construction', Applied econjournals, vole 4, pp.327-336
48) Magheyereh, A., and Al-Kandari, A. (2007). Oil Prices and Stock Markets in GCC Countries: New Evidence from Nonlinear Cointegration Analysis. Managerial Finance, Vol.33, Issue.7, pp449-460.
49) Maghyereh, A. (2004) 'Oil price shocks and emerging stock markets: a generalized VAR approach', International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies, 1(2), pp.27-40.
50) Malik, F. and Hammoudeh, S. (2007) 'Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets', International Review of Economics and Finance, 16(3), pp. 357-368.
51) Mohanty, S. K, Nandha, M., Turkistani, A. Q. and Alaitani, M.y. (2011) 'Oil price movements and stock market returns: Evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) Countries' Global Finance Journal, 22(1), pp. 42-55.
52) Park, J., Ratti, R.A. (2008), Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries, Energy Economics30, 2587-2608.
53) Patrick Olufemi Adeyeye(2018), "The Global Financial Crisis and Stock Price behavior: time evidence from Nigeria", Global Business and Economics Review 20(3), pp 373-387.
54) 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), PP. 32–53.
55) Veysel Eraslan. (2018) ' Volatility of Dynamic Correlations between Brent Oil and Stock Prices', Borsa İstanbul, vol 2

56) Walid Mensi . (2019) 'Global financial crisis and co-movements between oil prices and sector stock markets in Saudi Arabia: A VaR based wavelet' Borsa Istanbul, Review 19-1, pp. 24 _ e38

یادداشت‌ها

[1] Dynamic Conditional Correlation
[2] Asymmetric Dynamic Conditional Correlation
[3] OPEC Annual Statistical Bulletin
[4] Dahiru A. Bala
[5] Multivariate GARCH
[6] Patrick olufemi Adeyeye
[7] Veysel Eraslan
[8] Walid Mensi
[9] Value at risk
[10] Malik and Hammouded
[11] Yen Hsien Lee
[12] Constant Conditional Correlation
[13] Maghyereh and AL-kandary
[14] Gulf Corporation Councilf
[15] Park & Ratti
[16] Arouri & Rault
[17] Fang
[18] Impulse Response Function
[19] Broadstock & Filis
[20] Abdollah Fayyad and Kevin Daly
[21] Global Financial Crises
[22] Maghyereh
[23] Malik, F. and Hammoudeh, S.
[24] Hammoudeh, S. and Li, H.
[25] Arouri, M.E. H., Lahiani, A., & Nguyen, D.K.
[26] Mohanty, S. K, Nandha, M., Turkistani, A. Q. and Alaitani, M.y.
[27] Arouri, M.E.H and Rault, C
[28] Inclan and Tiao
[29] Arago, V., & Fernandez, M.A
[30] Kang, S.H., & Cheong C., & Yoon, S.M.
[31] Malik, F., & Ewing, B. T., & Payne, J. E.
[32] Ewing, B.T., & Malik, F.
[33] Fat Tail Distribution
[34] Sanso et al.
[35] Boffelli, s. URGA, G
[36] Lehman Brothers
[37] http://rru.worldbank.org/documents/CrisisResponse/Note1
[38] Balcilar, M. and Genc, I.