فصلنامـه اقتصاد مالی
سال دوازدهم / شماره ٤٢ / بهار ١٣٩٧
صفحه ٢٥ تا ٤٦

# تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی؛

## (با استفاده از مدل VAR-GARCH-BEKK بر پایه موجک )

محمدشریف کریمی[۱]
مریم حیدریان[۲]
شهرام دهقان جبارآبادی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۰۷

**چکیده**

نوسانات قیمت نفت به عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای اقتصاد، از جمله شاخص قیمت سهام را می‌تواند تحت‌تأثیر قرار دهد. در این راستا، مطالعه حاضر در تلاش است با استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره شامل مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت (GARCH-BEKK) بر پایه روش موجک، اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران را به تفکیک دوران قبل از تحریم، بعد از تحریم و بعد از برجام به صورت مقیاس‌های چندگانه مورد بررسی قرار دهد. در این پژوهش از داده‌های قیمت نفت خام اوپک و شاخص کل بازار بورس اوراق بهادار طی دوره زمانی بیست‌وسوم آذرماه ۱۳۸۷ الی نوزدهم بهمن ماه ۱۳۹۶ و به صورت هفتگی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد، تأثیرات سرریز میان بازارها در دوره‌های زمانی متفاوت و با توجه رخدادهای اقتصادی-سیاسی متغیر است و می‌تواند یکطرفه، دوطرفه و یا اصلا وجود نداشته باشد. به طوری که در دوره اول (قبل از شروع تحریم‌های نفتی) به صورت یکطرفه از بازار نفت به بازار بورس، در دوره دوم (دوران تحریم) به صورت دوطرفه در کوتاه‌مدت و در بلندمدت یکطرفه از

۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. (نویسنده مسئول) s.karimi@razi.ac.ir
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. maryamheidarian.1368@yahoo.com
۳- کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. sharam_dehghan_j@ymail.com

بازار نفت به بازار بورس بوده است و در نهایت در دوره سوم (بعد از برجام) دارای رابطه یکطرفه از بازار نفت به بازار بورس بوده است. این نتایج به وضوح به وابستگی اقتصاد ایران به نفت و اثرات آن بر بازارهای مختلف مالی از جمله بورس اوراق بهادار اشاره دارد. لذا به سیاست‌گذاران و سرمایه-گذاران پیشنهاد می‌شود تصمیمات خود را براساس زمان و اتفاقات دوره انجام دهند تا از حداکثر مطلوبیت خود دور نشوند.

**واژه‌های کلیدی:** اثرات سرریز، بازار نفت، بورس اوراق بهادار، موجک، GARCH-BEKK.
**طبقه بندی JEL:** C10, E00, G10

**۱- مقدمه**

تأثیرات سرریز[۱] به انتقال اطلاعات میان بازارهای مالی، که ماهیت آن‌ها انتقال ریسک است، اطلاق می‌شود (نازلیوگلو و همکاران[۲]، ۲۰۱۵). ارتباط هرچه بیشتر میان بازارها در پی توسعه‌های مکرر در جهانی شدن و روند چشمگیر در تکنولوژی تجارت، باعث تسریع انتقال اطلاعات میان بازارهای مالی شده است. با اینکه امکان سرمایه‌گذاری در کشورهای مختلف و بازارهای مالی مختلف وجود دارد، اما عکس‌العمل بازارها به یکدیگر باعث گسترش ریسک میان کشورها و بازارهای مالی شده است که در نهایت به سرایت بحران‌های مالی منتج می‌شود (وانگ و همکاران[۳]، ۲۰۱۶).

در این میان، تقویت بازار سرمایه که تجهیز بیشتر منابع و تخصیص بهینه منابع مالی را در پی دارد، باعث افزایش سرمایه و تخصیص بهینه سرمایه در کشور می‌شود و به رشد و توسعه اقتصادی کمک می‌کند، اما بازار سرمایه برای جذب منابع مالی می‌بایست با سایر بازارهای مالی و دارایی رقابت کند. بازاری که بازدهی بیشتر و همچنین ریسک کمتری داشته باشند، می‌توانند در جذب بیشتر منابع موفق‌تر باشند، بنابراین برای اینکه بازار سرمایه بتواند در تجهیز منابع و تبدیل آن به سرمایه موفق باشد، می‌بایست بازده و ریسک آن مورد بررسی قرار گیرد (عباسی‌نژاد و ابراهیمی، ۱۳۹۲، ۸۴).

عوامل متعددی بر بازده بورس اوراق بهادار اثرگذار است. یکی از عوامل اثرگذار، قیمت نفت و شوک‌های نفتی است. با توجه به تأثیر گسترده نوسان‌های قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت، ارزیابی کارایی سیاست‌های اقتصادی کاهنده آثار منفی نوسان‌های قیمت نفت بر بازار سهام و تحلیل رفتار سرمایه‌گذاران حائز اهمیت است، بالاخص سرمایه‌گذاران نیازمند شناخت دقیق نحوه اثرگذاری نوسان‌های قیمت نفت بر بازار سهام و شناسایی صنایعی هستند که سریعتر و بیشتر از این نوسانات تأثیر می‌پذیرند.

در کشورهای صادرکننده نفت، به دلیل اینکه دولت‌ها مالکیت منابع نفتی را در اختیار دارند، تحولات نفتی هم بر سیاست‌های دولت و هم بر بخش‌های غیردولتی تأثیر می‌گذارد. بازار سهام به دلیل توانایی تبدیل سریع پول نقد سرمایه‌گذاران مالی به اوراق بهادار در مدت زمانی کوتاه حساسیت و تأثیرپذیری بالایی خواهد داشت. بنابراین شناسایی و تحلیل تأثیر نوسانات قیمت نفت بر وضعیت بازار سهام از دید مقامات پولی و مالی دولت‌ها، سرمایه‌گذاران داخلی و حتی سرمایه-گذاران بین‌المللی حائز اهمیت است (فعلی و همکاران، ۱۳۹۵).

بر این اساس، در این مطالعه به بررسی تأثیرات سرریز میان بازارها (بازار نفت و بازار بورس اوراق بهادار) به منظور درک عمیق نوسانات بازارهای مالی در جهت ارائه رهنمودهایی به

سیاست‌گذاران و فعالان اقتصادی در تصمیم‌گیری‌های آن‌ها پرداخته خواهد شد. لذا با استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره[۴] شامل مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت[۵] (BEKK) بر پایه روش موجک[۶] در یک دوره زمانی از بیست‌وسوم آذرماه ۱۳۸۷ الی نوزدهم بهمن ماه ۱۳۹۶ و به صورت هفتگی، اثرات سرریز در این دو بازار مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

این مقاله مشتمل بر شش بخش است که در بخش اول مقدمه ارائه شد، در این بخش به اهمیت پژوهش و اهداف و چارچوب اشاره شد. در بخش سوم، مروری بر مطالعات تجربی انجام گرفته در داخل و خارج خواهد شد و در بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش ارائه می‌شود. در بخش پنجم، یافته‌های تجربی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی در بخش ششم ارائه خواهد شد.

## ۲- مبانی نظری

انتقال وجوه از پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران از کارکردهای کلیدی بازارها و نهادهای مالی در اقتصاد است. نوسان دارایی‌های مالی جزء عادی سازوکار بازار به شمار می‌آید، اما نوسان‌های شدید (در بازده سهام و قیمت نفت) می‌تواند کارکرد مذکور را مختل کرده و اثر معکوس بر این کارکرد مالی در اقتصاد داشته باشد (بت‌شکن و همکاران، ۱۳۹۶، ۱۶۸).

نوسان را می‌توان به عنوان شاخصی از ناکارایی بازار قلمداد کرد، چرا که دارندگان دارایی را در دوره مدنظر به سمت ریسک سوق می‌دهد و استمرار آن با سایر بازارها نشان از یک تهدید بالقوه در ایجاد سازوکارهای بازاری وابسته به یکدیگر در اقتصاد دارد: نوسانات در بازارهای مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است به طوری که بسیاری از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی و مدیریت ریسک بر پایه میزان نوسانات و برآورد از میزان نوسان‌پذیری متغیر، پایه‌ریزی شده‌اند (گنزالز و لی[۷]، ۲۰۰۴). بنابراین شناسایی برهم‌کنش میان نوسانات بازارهای مختلف یکی از مهمترین موضوعات موردتوجه محققان در برهه کنونی است. برخی از پژوهشگران مالی معتقدند که همبستگی متقابل بین نوسانات حتی از همبستگی متقابل میان عایدی‌ها نیز بیشتر است (سوریانو و کلایمنت[۸]، ۲۰۰۶).

یکی از متغیرهای کلان اقتصادی که می‌تواند بر شاخص قیمت سهام و بازده آن تأثیر داشته باشد، قیمت نفت و نوسانات آن است. از نظر تئوریکی تغییرات قیمت نفت از چندین طریق می‌تواند بر بازار سرمایه و در نتیجه بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تأثیرگذار باشد که البته این تأثیر چندجانبه به ارتباط شرکت موردنظر با تولید نفت، و اینکه شرکت موردنظر عمدتاً مصرف‌کننده یا تولیدکننده نفت است، بستگی دارد (توکلیان و همکاران، ۱۳۹۵، ۳۶).

از آنجایی که تقاضای هر کشور برای نفت با پیشرفت و توسعه آن کشور افزایش یافته و عموماً با میزان رشد تولیدات صنعتی همبستگی بالایی دارد، می‌توان گفت تقاضای نفت در اقتصادهای در حال‌توسعه در طی زمان در حال افزایش است. در صورتی که افزایش در تقاضای نفت به وسیله افزایش در عرضه جبران نشور، منجر به افزایش قیمت‌های نفت شده و این قیمت بالاتر هزینه‌های شرکت‌های تولیدی غیرنفتی را افزایش داده، موجب پایین آمدن سود شرکت‌ها می‌شود. افزایش قیمت نفت معمولاً با افزایش قیمت کالاها و خدمات منجر به کاهش تقاضا برای آنها شده و مجدداً سود شرکت‌ها را کاهش داده و در نهایت موجبات کاهش قیمت سهام شرکت‌ها را فراهم می‌آورد (سادروسکی و باشر[۹]، ۲۰۰۶).

نوسان‌پذیری قیمت نفت، ریسک را افزایش داده و نااطمینانی را زیاد می‌کند. این افزایش نااطمینانی، سرمایه‌گذاری در بازار سهام را کاهش داده و در نتیجه اثر منفی بر قیمت سهام می‌گذارد. به دلیل اهمیت تأثیر بی‌ثباتی‌های مالی و نااطمینان‌های اقتصادی ناشی از بازار نفت، اثرات سرریز در طول دوره‌های بحران مالی به ویژه بعد از بحران ۲۰۰۸ اساساً موردتوجه قرار گرفتند (اروری و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۱). پژوهش‌های متعددی (نظیر دیبولد و یلماز[۱۱]، ۲۰۱۲؛ ابورا و چیوالیز[۱۲]، ۲۰۱۵) به تأیید اثرات سرریزی نوسان میان بازارهای سهام و کالا (از جمله نفت) پرداختند.

می‌توان گفت نفت دارای اثرات سرریزی نوسان و همگرایی متنوع در کشورهای مختلف است. برای کشورهای صادرکننده نفت، شوک‌های قیمتی موجب افزایش درآمد ملی، مخارج عمومی و سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین انتشار می‌رود که قیمت سهام افزایش یابد. برخی نیز معتقدند که قیمت نفت تأثیر معناداری بر بازار سهام ندارد. زیرا استدلال می‌شود که سیاست‌های پولی و مالی مؤثر بر تورم و متغیرهای کلان اقتصادی است که در آنها قیمت نفت لحاظ می‌شود (آپرجیس و میلر[۱۳]، ۲۰۰۹). مدلسازی سرریزی نوسان بازار نفت و بورس از چند منظر حائز اهمیت است. اول اینکه نفت محور تحرکات سیاسی و اقتصادی در کشورهای صادرکننده است و در کشورها سازوکارهای انتقال شوک‌های قیمتی نفت به نظر می‌رسد باید متفاوت از یکدیگر باشد. سوم اینکه بازار سهام کشورها دارای تفاوت قابل ملاحظه‌ای نسبت به یکدیگر از منظر حجم، عمق و کارایی دارند. لذا مدلسازی این مهم می‌تواند به سرمایه‌گذاران در اتخاذ تصمیمات مالی مناسب و به سیاستگذاران اقتصادی به اتخاذ تصمیمات کاراتر کمک نماید. بنابراین به‌هم‌پیوستگی نظامات مالی، تسهیل تراکنش‌های مربوط به انتقال جریان‌های نقدی، همگرایی و پویایی روابط مالی، استفاده از فرصت‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری میان بازاری، منطقه‌ای و بین‌المللی و غیره از جمله عواملی است که مدلسازی و تحلیل نوسانات بورس اوراق بهادار را مستلزم داشتن نگرش فراگیر در این

حوزه می‌نماید که می‌تواند در اتخاذ سیاست‌گذاری‌های مالی مناسب و اتخاذ تصمیمات کاراتر کمک نماید.

## ۳- مروری بر مطالعات تجربی

### ۳-۱- مطالعات خارجی

در دهه‌های اخیر، مدل‌سازی میانگین و نوسانات سرریز میان بازارهای مالی مختلف در مرکز توجه محققان قرار گرفته است. تسی[۱۴] (۱۹۹۹) با استفاده از مدل EGARCH دو جانبه نشان داد که جریان انتقالی دو طرفه داده میان شاخص میانگین صنایع داو جونز[۱۵] و شاخص بازارهای آینده وجود دارد.

پاپاپترو[۱۶] (۲۰۰۱) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) به بررسی رابطه پویای میان قیمت نفت، قیمت واقعی سهام، نرخ بهره، فعالیت‌های واقعی اقتصاد و اشتغال پرداخته است. نتایج پژوهش او نشان داد که تغییرات قیمت نفت بر وقایع واقعی اقتصاد و اشتغال تأثیرگذار است در حالی که بازده سهام تأثیری بر این دو متغیر ندارد.

منسی و همکاران[۱۷] (۲۰۱۳)، نرخ ارتباط[۱۸] و سرریز نوسانات میان شاخص S&P500 و شاخص قیمت کالا را با استفاده از مدل VAR-GARCH مورد بررسی قرار داد. لی و همکاران[۱۹] (۲۰۱۴) نیز با استفاده از روش‌های همبستگی شرطی پویا (DCC)، همبستگی شرطی ثابت(CCC) و BEKK به بررسی سرریز نوسان میان بازار بورس کشورهای عضو گروه هفت و قیمت نفت خام WTI پرداخته است.

لیو و همکاران[۲۰] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای به بررسی اثرات تحولات میانگین و تغییرات نوسانات بین بازارهای نفت و سهام در ابعاد زمانی و فرکانسی مشخصی پرداخته‌اند. آنها از قیمت نفت WTI و شاخص S&P500 (ایالات‌متحده آمریکا) و شاخص MICEX (روسیه) در دوره ژانویه ۲۰۰۳ تا دسامبر ۲۰۱۴ و با استفاده از روش GARCH-BEKK مبتنی بر موجک استفاده شده است. در این مطالعه دوره-های زمانی به سه دوره قبل از بحران، دوره بحران و دوره پس از بحران تقسیم شده است. نتایج نشان می‌دهد که اثرات سرریز از لحاظ قدرت و جهت در مقیاس‌های موجک متغیر است. رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام ایالات متحده در کوتاه‌مدت متغیر و در بلندمدت تضعیف شده است، در حالی که همین ارتباط با بازار سهام روسیه بسته به مقیاس‌های چندگانه زمانی است.

### ۳-۲- مطالعات داخلی

صمدی و همکاران (۱۳۸۶) تأثیر شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره‌ی ۱۹۹۷-۲۰۰۶و مدل اقتصادسنجی گارچ ارزیابی کرده‌اند. نتایج تحقیق آنها حاکی از آن است که تأثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است.

ابونوری و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان " ارزیابی پویایی‌های رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام بورس تهران با استفاده از مدل GARCH دومتغیره" پویایی‌های رابطه بین نرخ ارز واقعی مؤثر و شاخص کل بازار سهام ایران را با استفاده از داده‌های ماهانه دوره تیر ۱۳۷۱ تا تیر ۱۳۸۹ به صورت تجربی تحلیل کردند. نتایج نشان داد که هیچ رابطه‌ی بلندمدت معناداری بین نرخ ارز واقعی موثر و قیمت سهام وجود ندارد. علاوه بر این، در این پژوهش پس از بررسی اثر نوسانات بین بازار ارز و بازار سهام، نتیجه گرفته شد که هر دو متغیر از نوسانات خود به طور مستقیم و غیرمستقیم تأثیر پذیرفته‌اند، ولی هیچ یک از این بازارها از بازار دیگر اثر پذیری معناداری نداشته است.

ثقفی و قنبریان (۱۳۹۴) به بررسی رابطه پویا بین قیمت نفت و شاخص‌های بازار سرمایه با استفاده از روش هم‌انباشتگی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۹۲ پرداختند. نتایج پژوهش آنها تأیید رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت نفت اوپک و شش شاخص بازار سرمایه را ارائه می‌دهد.

توکلیان و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به بررسی سرریز تلاطم بازده قیمت نقدی نفت برنت بر شاخص‌های مالی ایران و آمریکا در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۴ با استفاده از داده‌های هفتگی و مدل‌های گارچ چندمتغیره پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که به علت ضرایب معنادار مدل بهینه و وزن سنگین صنایع متأثر از قیمت نفت در شاخص مالی S&P500 و شاخص-های نفتی GSCI با لحاظ نمودن نوسانات قیمت نفت به ویژه در دوره زمانی موردنظر تلاطم بازده قیمت نفت برنت بر بازده شاخص‌های مالی آمریکا سرریز می‌شود.

بت‌شکن و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای به بررسی همبستگی شرطی و سرریز نوسان با استفاده از چهار مدل مشهور گارچ چندمتغیره در دوره زمانی دوازده ساله (از ابتدای ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۵) میان بازار ارز، طلا، نفت و مسکن بر بورس می‌پردازد. نتایج این پژوهش مؤید سرریزی نوسان میان بورس اوراق بهادار با بازار ارز، بازار طلا و بازار نفت است. در حالی که این رابطه با بازار مسکن تأیید نمی‌شود.

مرور ادبیات نظری و پیشینه‌های پژوهش نشان می‌دهد که سرریز میانگین و نوسان میان بازار نفت خام و بازار سهام در طول کل دوره و به صورت کلی مورد بررسی قرار گرفته، که امکان

نادیده‌گیری اطلاعات پویای بازارها در نقاط مختلف دوره در آن‌ها وجود داشته است. مدل‌های خانواده GARCH به خوبی جزئیات بی‌ثباتی و سرریز نوسان میان سری‌های زمانی مالی را به نمایش می‌کشند. به هر حال اکثر پژوهش‌های انجام گرفته با تأکید بر سرریز نوسان بین بازاری در طول بعد زمان، انجام گرفته‌اند و به ویژگی‌های بعد فرکانس (کوتاه‌مدت یا بلندمدت) که جزئی از سری‌های زمانی مالی است توجه نداشته است. علائم و ویژگی‌های موجود در بعد فرکانس به منظور درک اطلاعات بازار از ابعاد مختلف مفید خواهد بود. با توجه به این نکته به منظور تجزیه و تحلیل سرریز از روش موجک که قادر به نمایش اثرات سرریز میان سری‌های زمانی در بعد زمان- فرکانس می‌باشد، استفاده شده است. نوآوری اصلی در پژوهش حاضر، بررسی تحولات ناپایدار سرریز میانگین و نوسان میان بازار نفت و بورس در ابعاد زمانی-فرکانسی است.

## ۴- روش‌شناسی پژوهش (روش VAR-GARCH-BEKK برپایه موجک)

تئوری موجک یکی از ابزارهای مفید به منظور تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی غیرخطی است که قادر است آنالیزهایی چندگانه را ارائه دهد. منظور از آنالیز چندگانه یا چندتایی این است که فرکانس‌های مختلف به وسیله‌ی تفکیک‌های مختلف پردازش خواهد شد. در اینجا دو نوع تبدیل موجک وجود دارد، تبدیک موجک پیوسته[۲۱] و تبدیل موجک گسسته[۲۲]. در مطالعه حاضر از تبدیل موجک گسسته استفاده شده است. تبدیل موجک گسسته(DWT)، سری زمانی یا سیگنال x(t) را با استفاده از دو فیلتر (فیلتر موجک و فیلتر مقیاس) به زیر بخش‌های مختلف تجزیه می‌کند. در اینجا فیلترهای موجک و مقیاس به ترتیب با $h_l$ و $g_l$، $(l = 0, \dots, L-1)$ مشخص شده‌اند. ضرایب موجک $W_{j,t}$ و مقیاس $V_{j,t}$ در ژامین سطح به صورت معادلات (۱) و (۲) تعریف شده‌اند.

$$W_{j,t} = \sum_{l=0}^{L-1} h_{j,l} X(t-1) \quad (۱)$$

$$V_{j,t} = \sum_{l=0}^{L-1} g_{j,l} X(t-1) \quad (۲)$$

با اینکه از روش تبدیل موجک گسسته در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی در شاخه‌های مختلف به صورت گسترده‌ای استفاده شده است، اما دو اشکال اساسی در آن وجود دارد: نیاز به دسته‌هایی با طول دایادیک[۲۳] (دوتایی) دارد و دیگر این حقیقت که ضرایب موجک و مقیاس به خاطر حساسیت آن‌ها به تغییرات ادواری ناشی از عملیات تخریبی به صورت ثابت انتقال نمی‌یابند (گالگاتی و گالگاتی[۲۴]، ۲۰۰۷؛ گالگاتی و همکاران[۲۵]، ۲۰۱۴). روش MODWT نسخه تعمیم‌یافته

روش تبدیل موجک گسسته است. فیلترهای موجک $\tilde{h}_l$ و مقیاس $\tilde{g}_l$ در روش MODWT در سطح ژام تجزیه به صورت معادله (۳) مشخص می‌شوند.

$$\tilde{h}_{j,l} = {h_{j,l}}/{2^{\frac{j}{2}}} \quad \text{and} \quad \tilde{g}_{j,l} = {g_{j,l}}/{2^{\frac{j}{2}}} \qquad (۳)$$

در نتیجه ضرایب موجک و مقیاس به صورت معادلات (۴) و (۵) تعریف خواهند شد:

$$\widetilde{W}_{j,t} = \frac{1}{2^{j/2}} \sum_{l=0}^{L-1} \tilde{h}_{j,l} X(t-1) \qquad (۴)$$

$$\tilde{V}_{j,t} = \frac{1}{2^{j/2}} \sum_{l=0}^{L-1} \tilde{g}_{j,l} X(t-1) \qquad (۵)$$

قابل مشاهده است که طول دسته ضرایب در هر مقیاس با طول سیگنال اصلی (X) برابر است. ضرایب موجک و مقیاس را می‌توان به شکل ماتریسی (۶) نیز نشان داد:

$$\widetilde{W}_j = \widetilde{\omega}_j X \quad \text{and} \quad \tilde{V}_j = \tilde{v}_j X \qquad (۶)$$

در نهایت می‌توان سری زمانی اصلی را از روش MODWT به صورت معادله (۸) بدست آورد:

$$x = \sum_{j=1}^{J} \widetilde{\omega}_j^T \widetilde{W}_j + \tilde{v}_j^T \tilde{V}_J = \sum_{j=1}^{J} \widetilde{D}_j \tilde{S}_J \qquad (۷)$$

پارامتر $\widetilde{D}_j$، جزییات MODWT برای سری زمانی اصلی یعنی X براساس مقیاس j و پارامتر $\tilde{S}_J$ هموارساز MODWT برای سری زمانی X در مقیاس j است. معادله (۷) تعریف ریاضی آنالیز چندتایی بر پایه روش MODWT (MRA)[۲۶] است.

در ادبیات مربوط به انتقال نوسان قیمت‌ها، معمولاً از روش MGARCH به منظور بررسی تأثیر سرریز نوسان استفاده می‌شود زیرا این روش به وضوح مقادیر و منبع تأثیرات سرریز را پارامتربندی می‌کند (باوو و همکاران[۲۷]، ۲۰۰۳؛ افیموا و سرلیتیس[۲۸]، ۲۰۱۴). در مطالعه حاضر از روش GARCH-BEKK دومتغیره که به وسیله انگل و کرونر به منظور بررسی نوسان سرریز میان دو بازار معرفی شده است، استفاده می‌شود (انگل و کرونر[۲۹]، ۱۹۹۵). مزیت اصلی خصوصیت BEKK در این است که هیچگونه محدودیتی بر ساختار همبستگی میان متغیرها اعمال نمی‌کند (کارالی و رامیرز[۳۰]، ۲۰۱۴).

معمولاً از معیارهای AIC و SC در انتخاب وقفه‌های بهینه در فرآیند GARCH استفاده می‌شود. به هر حال، بولرسلو در مطالعه‌ای دریافت که با وجود تعداد کمی از عناصر، فرآیند GARCH(1, 1) به صورت کارآمدی در مدل‌سازی پویایی واریانس سری‌های زمانی متغیرهای مالی مناسب است

(بولرسلو همکاران[۳۱]، ۱۹۹۲). لذا در مطالعه حاضر نیز براساس روند مطالعات گذشته، از یک وقفه برای معادلات میانگین و واریانس استفاده شده است. به طور کلی مدل GARCH(1, 1) دو متغیره به صورت (۸) و (۹) تعریف می‌شود.

$$R_t = X_t\theta + \epsilon_t, \quad \epsilon_t|\Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{۸}$$

$$h_t = a_0 + a_1\epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \tag{۹}$$

متغیر $X_t$، برداری از متغیرهای توضیحی، پارامتر $\theta$ ضریب بردار، $\epsilon_t$ بردار نماینده‌ی توزیع نرمال شرطی جملات خطا و در نهایت $h_t$، بردار واریانس شرطی است. مدل GARCH-BEKK اتخاذ شده در مطالعه به صورت (۱۰) نگاشته می‌شود.

معادله میانگین:

$$R_t(i) = \begin{bmatrix} R_{s,t}(i) \\ R_{o,t}(i) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_s(i) \\ \mu_o(i) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{s,t-1}(i) \\ R_{o,t-1}(i) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{s,t}(i) \\ \epsilon_{o,t}(i) \end{bmatrix} \tag{۱۰}$$

معادله واریانس:

$$H_t(i) = \acute{C}C + A\acute{\epsilon}_t(i)\epsilon_{t-1}(i)A + \acute{B}H_{t-1}(i)B \tag{۱۱}$$

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix},\ A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} and\ B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \tag{۱۲}$$

که در آن $R_t(i)$ برداری (2*1) از سهام (s) و نفت (o) در زمان t برای مقیاس iام موجک است. مقادیر $\mu_s(i)$ و $\mu_o(i)$ اشاره به ضرایب انتقال بلندمدت دارند که به صورت بردارهایی (2*1) هستند. متغیر $\epsilon_t$ برداری از خطاهای تصادفی در زمان t در مقیاس iام موجک است. بردار (2*2) ماتریس واریانس شرطی در مقیاس iام به صورت $H_t(i)$ تعریف شده است. پارامتر C ضریب ثابت ماتریس، A جمله خطای شرطی ماتریس و B ضریب ماتریس کوواریانس شرطی است. اجزای ماتریس‌های A و B ($a_{ij}$ و $b_{ij}$) به انتقال نوسان و سرریز میان بازارهای نفت و بورس اشاره دارند(خالفویی و همکاران[۳۲]، ۲۰۱۵).

با تجزیه ماتریس واریانس شرطی و بسط آن خواهیم داشت:

$$H_t(i) = \begin{bmatrix} h_{s,t}(i) & h_{so,t}(i) \\ h_{os,t}(i) & h_{o,t}(i) \end{bmatrix} \tag{۱۳}$$

در نتیجه خواهیم داشت:

$$h_{s,t}(i) = c_{11}^2 + a_{11}^2\epsilon_{s,t-1}^2(i) + 2a_{11}a_{12}\epsilon_{s,t-1}(i)\epsilon_{o,t-1}(i) + a_{21}^2\epsilon_{o,t-1}^2(i) + b_{11}^2 h_{s,t-1}(i) + 2b_{11}b_{12}h_{so,t-1}(i) + b_{21}^2 h_{o,t-1}(i) \quad (۱۴)$$

$$h_{o,t}(i) = c_{12}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2\epsilon_{s,t-1}^2(i) + 2a_{12}a_{22}\epsilon_{s,t-1}(i)\epsilon_{o,t-1}(i) + a_{22}^2\epsilon_{o,t-1}^2(i) + b_{12}^2 h_{s,t-1}(i) + 2b_{12}b_{22}h_{so,t-1}(i) + b_{22}^2 h_{o,t-1}(i) \quad (۱۵)$$

معادلات (۱۴) و (۱۵) چگونگی انتقال شوک‌ها و نوسانات میان بازارها در مقیاس‌های مختلف موجک را آشکار می‌سازند. مدل به روش حداکثر درستنمایی برآورد شده است و که با استفاده از الگوریتم BHHH، به منظور تخمین ماتریس واریانس-کوواریانس با استفاده از خطای استاندارد بهینه شده است. ساختار درستنمایی لگاریتمی شرطی $L(\theta)$ به صورت معادله (۱۶) تعریف می‌شود.

$$L(\theta) = -Tlog(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} log\,|H_t(\theta)| - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\epsilon_t(\theta)' H_t^{-1}\epsilon_t(\theta) \quad (۱۶)$$

پارامتر T تعداد مشاهدات و θ برداری از پارامترهای ناشناخته را نمایش می‌دهد.

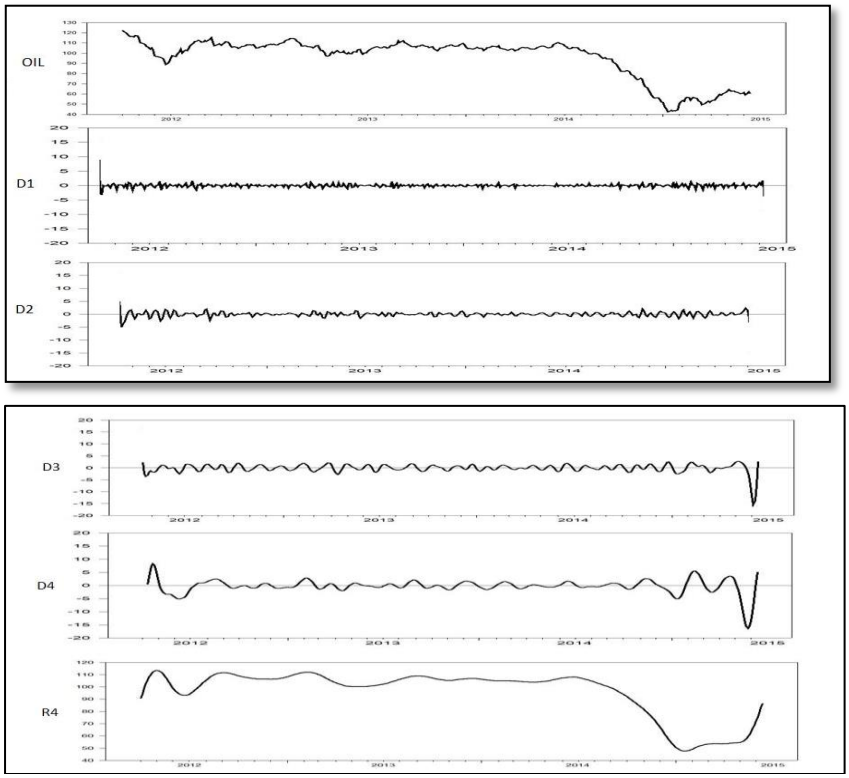
## ۵- یافته‌های تجربی

متغیرهای مورد مطالعه داده‌های سری زمانی دو بازار بورس و نفت در کشور ایران است. نوع نمونه‌گیری داده‌ها به صورت هفتگی و به طور خاص شامل شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و قیمت نفت خام اوپک طی دوره‌ی زمانی بیست و سوم، آذر ماه ۱۳۸۷ الی نوزدهم، بهمن ماه ۱۳۹۶ است. داده‌ها به ترتیب از سایت بورس اوراق بهادار تهران و سایت جهانی اوپک جمع‌آوری شده‌اند. به منظور دوری از مشکلاتی همچون روزهای تعطیلی متفاوت و نبود مشاهدات مربوط به این روزها از میانگین هر سه روز از مشاهدات در تخمین مدل استفاده شده است. سپس داده‌های مورد مطالعه به سه زیر دوره با اثرات سرریز متفاوت شامل از ابتدای دوره‌ی زمانی مورد مطالعه تا دوره‌ی شروع تحریم‌های نفتی علیه ایران(بیست و سوم، آذر ماه ۱۳۸۷ الی سیزدهم، فروردین ماه ۱۳۹۱)، از ابتدای شروع تحریم‌های نفتی تا توافق برجام(چهاردهم، فروردین ماه ۱۳۹۱ الی بیست و پنجم، خرداد ماه ۱۳۹۴) و در نهایت از زمان توافق برجام به بعد(بیست و ششم، خرداد ماه ۱۳۹۴ الی نوزدهم، بهمن ماه ۱۳۹۶)، تقسیم شده است. جدول ۱ آمار توصیفی داده‌ها را با توجه به سه دوره‌ی زمانی نشان می‌دهد. شکل ۱ ترسیمی از داده‌های نفت و تجزیه موجک آن برای دوره‌ی دوم را به نمایش گذاشته است.

**جدول ۱- آمار توصیفی داده‌های مورد مطالعه برای سه دوره زمانی**

| | دوره‌ی اول (قبل از تحریم نفتی) | | دوره‌ی دوم(بعد از تحریم نفتی) | | دوره‌ی سوم(بعد از برجام) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | oil | tse | oil | tse | oil | tse |
| میانگین | ۸۳,۸۷۰۵ | ۱۷۱۱۶,۳۱ | ۹۵,۷۹۴۰ | ۵۶۵۰۱,۰۶ | ۴۷,۱۷۸۶ | ۷۷۰۰۵,۳۱ |
| بیشینه | ۱۲۴,۳۰۰ | ۲۷۰۹۸,۴۰ | ۱۲۲,۱۷ | ۸۹۲۶۱,۰۰ | ۶۸,۲۰۰ | ۹۹۳۵۵,۵۰ |
| کمینه | ۳۴,۸۲۰۰ | ۷۹۶۳,۸۳۳ | ۴۲,۵۲۵ | ۲۳۸۸۱,۱۳ | ۲۳,۳۰۳۳ | ۶۱۱۹۰,۵۵ |
| چولگی | -۰,۰۹۴۷ | ۰,۱۳۸۵۲ | -۱,۴۱۶۳ | -۰,۳۱۲۲۸ | -۰,۱۲۰۶۹ | ۰,۱۱۳۲۹ |
| کشیدگی | ۲,۰۹۹۹ | ۱,۴۶۵۰۳ | ۳,۵۶۳۷ | ۱,۶۰۶۱۲ | ۳,۱۰۷۷۴ | ۳,۰۵۲۶۳ |
| Jarque-Bera | ۱۴,۱۳۶۴ | ۴۰,۶۴۹۰ | ۱۳۵,۵۴۷ | ۳۷,۹۱۰۵ | ۰,۹۳۷۵۶ | ۰,۷۲۵۹۹ |

منبع: یافته‌های پژوهشگر




**شکل ۱- تجزیه موجک قیمت نفت اوپک به دلار برای دوره‌ی زمانی دوم**

آنالیز موجک به منظور بررسی انتقال نوسان در مقیاس‌های متفاوت میان بازار نفت و بازار بورس تهران مورد استفاده قرار گرفته است. داده‌های مورد مطالعه به وسیله روش MODWT و با استفاده از فیلتر حداقل نامتقارن داوبیشز (LA)[۳۳] و طول ۸، به پنج زیر مجموعه‌ی D1، D2، D3، D4 و R4 تقسیم شده است. فیلتر LA یکی از فیلترهای موجک است که در برآوردهای مالی به صورت گسترده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در ادامه با توجه به روند حرکت سرریز کل و سرریز نوسان میان بازارهای نفت و بورس در طول زمان و بر اساس سری‌های تجزیه موجک از روش MGARCH(1,1)-BEKK به منظور بررسی مدل پرداخته می‌شود.

جدول ۲ نمایش نتایج تخمین مدل براساس جز D1 موجک که اشاره به نوسانات کوتاه‌مدت مدل بر اثر رخداد شوک در مدل است. جداول ۳ و ۴ نتایج تخمین مدل بر اساس اجزا D2و D3 موجک(نوسانات مربوط به میان مدت متغیرها) را نمایش می‌دهد و در نهایت

جدول ۵ نوسانات بلندمدت متغیرها را براساس تجزیه D4 موجک نشان می‌دهد. خلاصه این چهار جدول به صورت جدول ۶ ارائه شده است.

**جدول ۲- ضرایب برآوردی مدل MGARCH-BEKK بر اساس مقیاس D1(بازه زمانی کوتاه‌مدت)**

| D1 | | دوره‌ی اول (قبل از تحریم نفتی) | | دوره‌ی دوم(بعد از تحریم نفتی) | | دوره‌ی سوم(بعد از برجام) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| نتایج مربوط به معادله اصلی | $\mu_s$ | -۱,۰۱۷۵۴ | (۰,۳۸۷۱) | ۴,۵۵۸۳۰۵ | (۰,۵۳۰۲) | -۴,۷۱۶۱۴۱۵ | (۰,۳۰۰۴) |
| | $\mu_o$ | -۰,۰۰۹۷۶ | (۰,۶۹۵۲) | -۰,۰۰۴۵۸۹ | (۰,۸۲۹۹) | -۰,۰۱۱۹۰۴۸ | (۰,۵۷۵۰) |
| | $\varphi_{11}$ | ۰,۶۹۷۴۷ | (۰,۰۰۰) * | -۰,۰۰۲۲۰۸ | (۰,۹۹۹۸) | ۰,۶۳۹۱۰۷۷ | (۰,۰۰۹۵) * |
| | $\varphi_{12}$ | ۰,۰۰۴۰۶ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۰۰۰۰۰۴ | (۰,۹۹۹۹) | ۰,۰۰۰۱۲۶۹ | (۰,۶۹۷۸) |
| | $\varphi_{21}$ | -۱,۳۹۲۰۳ | (۰,۸۷۳۵) | -۰,۳۳۶۸۹۲ | (۰,۹۹۹۹) | -۱۲۲,۶۵۹۴۲۱۱ | (۰,۰۰۳۹) * |
| | $\varphi_{22}$ | -۰,۲۳۷۰۴ | (۰,۱۷۳۲) | ۰,۰۰۱۳۲۷ | (۰,۹۹۹۹) | -۰,۲۴۹۳۸۰۹ | (۰,۱۴۰۶) |
| نتایج مربوط به معادله واریانس - کوواریانس شرطی | $c_{11}$ | ۳,۲۳۲۹۷ | (۰,۷۰۱۶) | -۷۹,۱۵۸۰۵۹ | (۰,۰۰۰) * | ۵۴,۵۹۲۵۷۵۷ | (۰,۰۰۰) * |
| | $c_{21}$ | ۰,۲۵۹۶۲ | (۰,۷۹۷۰) | ۰,۰۱۴۶۳۹ | (۰,۷۷۷۵) | ۰,۰۸۷۸۸۹۷ | (۰,۳۸۰۸) |
| | $c_{22}$ | ۰,۰۰۰۰۰ | (۱,۰۰۰) | ۰,۱۲۷۸۷۲ | (۰,۰۱۶۶) * | ۰,۲۱۵۳۶۹۳ | (۰,۰۰۲۴) * |
| | $a_{11}$ | ۰,۹۳۱۲۳ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۸۶۹۸۲۸ | (۰,۰۰۰) * | ۱,۲۰۴۱۰۷۰ | (۰,۰۰۰) * |
| | $a_{12}$ | ۰,۰۰۱۸۵ | (۰,۰۰۰۰) * | -۰,۰۰۰۸۹۷ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۰۰۰۱۲۴۶ | (۰,۴۴۶۲) |
| | $a_{21}$ | -۷,۳۶۸۶۰ | *** (۰,۱۰۱۶) | -۹۷,۵۰۸۱۰۹ | (۰,۰۰۰) * | -۲۹,۹۶۳۶۸۷۸ | (۰,۲۰۸۵) |
| | $a_{22}$ | ۰,۴۷۰۲۳ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۶۲۱۵۳۴ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۳۹۲۶۲۶۶ | (۰,۰۰۰) * |
| | $b_{11}$ | ۰,۶۸۶۱۲ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۶۹۴۱۰۰ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۴۳۳۶۱۲۲ | (۰,۰۰۰) * |
| | $b_{12}$ | -۰,۰۰۰۳۸ | (۰,۱۲۰۴) | ۰,۰۰۰۳۱۹ | (۰,۰۰۰) * | -۰,۰۰۰۰۹۵۳ | *** |

| دوره‌ی سوم(بعد از برجام) | | دوره‌ی دوم(بعد از تحریم نفتی) | | دوره‌ی اول (قبل از تحریم نفتی) | | | D1 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| (۰,۰۸۶۰) | | | | | | | |
| (۰,۳۲۱۵) | -۴۵,۶۲۳۸۱۹۸ | * (۰,۰۱۳۰) | ۳۹,۰۹۶۱۵۴ | (۰,۱۴۹۶) | -۵,۸۷۶۳۶ | $b_{21}$ | |
| * (۰,۰۰۰) | ۰,۷۱۹۹۴۱۶ | * (۰,۰۰۰) | ۰,۸۱۰۳۹۶ | * (۰,۰۰۰) | ۰,۷۹۱۰۷ | $b_{22}$ | |
| اعداد داخل پرانتز نماینده آماره احتمال متغیر مورد نظر در سطح ۵ درصد است.<br>اعداد مشخص شده با علامت‌های ***، **، * نشان‌دهنده‌ی معناداری متغیر به ترتیب در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. | | | | | | | |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

باید در نظر داشت که انتقال سرریز در مدل به دو صورت انجام می‌گیرد، یک انتقال مربوط به انتقال سرریز در کل مدل است و دیگری انتقال سرریز نوسان در مدل است. که در جدول ۶ به صورت خلاصه نمایش داده شده است.

وجود یا عدم وجود انتقال سرریز کل مدل میان بازار نفت و بازار بورس به وسیله معناداری ضرایب $\varphi_{12}$ و $\varphi_{21}$ در مدل نمایش داده می‌شود. جدول ۶ نشان می‌دهد که با توجه به دوره‌های زمانی و مقایس‌های موجک متفاوت، سرریز کل درون مدل به صورت نبود سرریز، سرریز یک‌طرفه و یا سرریز دو طرفه وجود دارد. برای مثال در دوره‌ی اول با توجه به مقایس‌های D1 ، D2و D3 سرریز کل به صورت یکطرفه و از بازار نفت به بازار بورس وجود دارد اما با حرکت به سوی دوره‌های زمانی بلندمدت انتقال سرریز در دوره‌ی اول وجود ندارد. اما در دوره‌ی دوم برخلاف دوره‌ی اول با حرکت به سوی دوره‌های بلندمدت وجود انتقال سرریز کل قابل مشاهده است. باید توجه داشت که در دوران تحریم، کشور ایران به عنوان یکی از عمده تولیدکنندگان نفت خام جهان از این بازار به دور بوده است و دیگر کشورهای صادرکننده در جهت دستیابی به سهمیه ایران اقدام به فروش نفت خام در قیمت‌های پایین‌تر کردند از سوی دیگر کشور ایران به منظور حفظ بازار جهانی و نیاز به منابع مالی، اقدام به فروش غیر رسمی نفت خام در بازارهای جهانی کرد و این روند باعث انتقال نوسانات بازار داخلی به بازارهای جهانی شد. اما همانگونه که مشهود است در بازه‌زمانی بلندمدت در دوره‌ی دوم و بعد از آگاهی دیگر صادرکنندگان از این موضوع و تطبیق خود با شرایط موجود، انتقال سرریز کل به صورت یکطرفه و از بازار نفت به بازار بورس است. در دوره‌ی بعد از تحریم یعنی دوره‌ی سوم، انقال سرریز کل به صورت یکطرفه و فقط در بازه‌ی زمانی کوتاه‌مدت اتفاق افتاده است و در بازه‌های زمانی میان‌مدت و بلندمدت انتقال سرریز کل وجود ندارد. دلیل وجود این انتقال یکطرفه در بازه‌ی کوتاه‌مدت و دوره‌ی زمانی سوم این است که در کوتاه‌مدت به علت ورود ایران به بازارهای جهانی و انجام مذاکرات اولیه، این کشور بر قیمت نفت تأثیرگذار بوده است اما از

انجا که در دوران تحریم عمده سهم بازار نفت ایران به وسیله دیگر رقبا پوشش داده شده است و همچنین ثبات نسبی قیمت نفت در سال‌های اخیر، در بازه‌های زمانی بلندتر هیچ انتقال سرریزی در بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد.

**جدول ۳- ضرایب برآوردی مدل MGARCH-BEKK بر اساس مقیاس D2(بازه زمانی میان‌مدت)**

| D2 | | دوره‌ی اول (قبل از تحریم نفتی) | | دوره‌ی دوم(بعد از تحریم نفتی) | | دوره‌ی سوم(بعد از برجام) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| نتایج مربوط به معادله اصلی | $\mu_s$ | -۰,۲۵۷۰۲۸۴۶ | (۰,۹۱۰۵) | ۳,۵۹۳۶۹۱۲۸ | (۰,۷۴۰۲) | ۴۹,۸۱۵۵۸۱۵ | (۰,۴۹۸۵) |
| | $\mu_o$ | ۰,۰۰۵۴۳۱۹۲ | (۰,۸۸۹۶) | ۰,۰۱۶۴۳۱۵۷ | (۰,۵۱۵۷) | -۰,۰۸۵۷۶۸۴ | (۰,۰۰۲۱) * |
| | $\varphi_{11}$ | ۰,۲۷۷۶۰۶۶۴ | (۰,۳۱۲۲) | -۰,۰۱۵۵۹۹۶۶ | (۰,۹۴۸۳) | ۱,۰۸۴۹۹۴۶ | (۰,۰۰۰) * |
| | $\varphi_{12}$ | ۰,۰۰۱۸۷۷۷۰ | (۰,۰۵۸۱) ** | ۰,۰۰۰۰۱۴۶۸ | (۰,۹۷۰۶) | ۰,۰۰۰۰۸۹۸ | (۰,۷۲۳۰) |
| | $\varphi_{21}$ | -۶,۳۲۷۳۷۰۲۳ | (۰,۵۶۷۵) | -۸۹,۴۲۴۳۲۷۷۸ | (۰,۰۲۲۷) * | -۱۹۷,۴۰۹۲۲۸۷ | (۰,۶۵۲۱) |
| | $\varphi_{22}$ | -۰,۲۳۲۲۱۳۴۲ | (۰,۲۹۵۰) | ۰,۱۴۰۹۲۲۱۲ | (۰,۵۲۶۴) | ۰,۰۲۵۱۱۴۳ | (۰,۹۰۳۰) |
| نتایج مربوط به معادله واریانس-کوواریانس شرطی | $c_{11}$ | -۷,۶۹۴۶۰۷۹۲ | (۰,۳۰۴۸) | -۵۸,۶۷۴۳۸۴۳۴ | (۰,۰۰۰) * | ۱۳۲,۷۹۲۹۳۶۹ | (۰,۸۵۸۰) |
| | $c_{21}$ | -۰,۱۶۴۷۱۵۷۳ | (۰,۶۴۳۲) | -۰,۱۱۳۷۲۰۷۵ | (۰,۱۱۳۶) | ۰,۴۰۴۳۰۸۲ | (۰,۸۳۹۵) |
| | $c_{22}$ | ۰,۴۱۵۵۴۸۵۱ | (۰,۰۰۵۵) * | ۰,۲۴۷۴۸۹۷۴ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۰۰۰۰۲۲۲ | (۰,۹۹۹۹) |
| | $a_{11}$ | ۱,۰۳۸۱۱۶۴۴ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۹۹۲۰۴۴۰۱ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۳۳۴۶۲۵۲ | (۰,۰۰۰)* |
| | $a_{12}$ | ۰,۰۰۱۴۶۳۱۸ | (۰,۰۰۰) * | -۰,۰۰۰۲۴۱۰۴ | (۰,۰۲۳۹) * | -۰,۰۰۰۰۱۲۹ | (۰,۹۴۱۹) |
| | $a_{21}$ | ۱۹,۳۹۸۳۶۹۱۱ | (۰,۰۰۰) * | -۱۵,۷۶۶۳۶۳۵۲ | (۰,۴۷۰۳) | ۱۹۸,۷۷۰۹۵۹۱ | (۰,۲۰۱۲) |
| | $a_{22}$ | ۰,۷۸۹۹۱۷۳۱ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۸۳۳۸۲۹۷۵ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۲۸۱۴۱۵۲ | (۰,۰۰۰)* |
| | $b_{11}$ | ۰,۶۱۶۳۴۱۵۳ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۶۲۳۷۲۴۱۶ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۷۶۱۱۹۱۵ | (۰,۰۰۴)* |
| | $b_{12}$ | -۰,۰۰۰۱۵۶۱۵ | (۰,۵۸۷۹) | ۰,۰۰۰۰۴۳۸۴ | (۰,۵۵۴۴) | ۰,۰۰۰۲۲۵۹ | (۰,۱۵۹۱) |
| | $b_{21}$ | -۱۱,۱۱۱۷۱۹۳۱ | (۰,۰۰۳۳) * | -۲,۲۸۸۰۹۰۵۰ | (۰,۸۹۲۲) | -۹۰۶,۸۴۲۰۷۶۳ | (۰,۲۰۱)* |
| | $b_{22}$ | ۰,۶۰۷۲۷۹۹۶ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۶۴۲۰۵۴۴۴۴ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۳۰۰۴۷۸۹ | (۰,۳۱۲۴) |

اعداد داخل پرانتز نماینده آماره احتمال متغیر مورد نظر در سطح ۵ درصد است.

اعداد مشخص شده با علامت‌های ***، **، * نشان‌دهنده‌ی معناداری متغیر به ترتیب در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در طرف دیگر انتقال سرریز نوسان در مدل به وسیله معناداری ضرایب $a_{12}$، $a_{21}$، $b_{12}$ و $b_{21}$ در مدل نمایش داده می‌شود. مانند سرریز کل مدل، انتقال سرریز نوسان نیز با توجه به دوره‌ی زمانی و مقیاس موجک به سه صورت نبود سرریز، سرریز نوسان یکطرفه و سرریز نوسان دوطرفه قابل مشاهده است. برای مثال انتقال سرریز در دوره‌ی زمانی اول تنها در بازه‌های زمانی میان‌مدت و به صورت یکطرفه از بازار بورس به بازار نفت است که نشان دهنده‌ی قدرت کشور ایران در

قیمت‌گذاری نفت خام قبل از شروع تحریم‌های نفتی علیه ایران است. در دوره‌ی زمانی دوم یعنی بعد از اعمال تحریم‌های نفتی علیه ایران، در کوتاه‌مدت رابطه دوطرفه و در بلندمدت رابطه یکطرفه از بازار نفت به بازار بورس مشهود است. در دوره‌ی زمانی سوم یعنی بعد از برجام، بجز در میان‌مدت (D3) رابطه‌ی یکطرفه میان بازار نفت و بازار بورس قابل ملاحظه است. اما در کوتاه‌مدت این رابطه از بازار نفت به بازار بورس است که اشاره به این موضوع دارد که بعد از برجام تأثیر بازارهای جهانی بر بازارهای داخلی به دلیل عدم انطباق کشور ایران با دنیای خارج همچنان باقی است اما با گذشت زمان و اعمال سیاست‌های مناسب ادواری و ورود ایران به عنوان صادرکننده‌ی نفتی به بازارهای جهانی، نوسانات موجود در بازار بورس به بازار نفت انتقال می‌یابد.

**جدول ۴- ضرایب برآوردی مدل MGARCH-BEKK بر اساس مقیاسD3 (بازه زمانی میان‌مدت)**

| D3 | | دوره‌ی اول (قبل از تحریم نفتی) | | دوره‌ی دوم(بعد از تحریم نفتی) | | دوره‌ی سوم(بعد از برجام) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| نتایج مربوط به معادله اصلی | $\mu_s$ | -۰,۲۵۷۰۲۸۴۶ | (۰,۹۱۰۵) | ۲۳,۹۱۱۴۲۸۰۴ | (۰,۱۱۶۴) | -۱۱,۸۰۷۹۰۳۸۷ | (۰,۳۷۶۷) |
| | $\mu_o$ | ۰,۰۰۵۴۳۱۹۲ | (۰,۸۸۹۶) | -۰,۰۳۷۰۳۱۵۹ | (۰,۳۸۶۰) | -۰,۱۱۲۹۶۸۷۸ | (۰,۰۰۱۶) * |
| | $\varphi_{11}$ | ۰,۲۷۷۶۰۶۶۴ | (۰,۳۱۲۲) | -۰,۱۶۷۱۷۲۲۲ | (۰,۲۴۳۸) | -۰,۳۳۴۷۸۴۰۷ | (۰,۰۰۸۷) * |
| | $\varphi_{12}$ | ۰,۰۰۱۸۷۷۷۰ | (۰,۰۵۸۱) ** | ۰,۰۰۰۲۶۳۲۷ | (۰,۱۲۸۴) | ۰,۰۰۰۰۱۲۳۳ | (۰,۹۱۴۱) |
| | $\varphi_{21}$ | -۶,۳۲۷۳۰۲۳ | (۰,۵۶۷۵) | ۸۶,۶۵۲۷۶۰۸۱ | (۰,۰۰۳۶) * | ۱۱,۱۹۲۳۶۳۷۷ | (۰,۷۹۸۰) |
| | $\varphi_{22}$ | -۰,۲۳۲۲۱۳۴۲ | (۰,۲۹۵۰) | -۰,۱۴۴۹۷۱۶۵ | (۰,۳۳۱۱) | -۰,۳۸۱۹۲۵۳۳ | (۰,۰۲۹۶) * |
| نتایج مربوط به معادله واریانس-کوواریانس شرطی | $c_{11}$ | -۷,۶۹۴۶۰۷۹۲ | (۰,۳۰۴۸) | -۸۶,۵۳۰۵۹۴۸۳ | (۰,۰۰۰) * | ۵۱,۱۲۶۸۵۱۲۲ | (۰,۰۰۵۱) * |
| | $c_{21}$ | -۰,۱۶۴۷۱۵۷۳ | (۰,۶۴۳۲) | -۰,۱۰۹۰۴۹۱۵ | (۰,۱۳۰۵) | -۰,۰۴۲۶۰۷۰۵ | (۰,۶۸۱۶) |
| | $c_{22}$ | ۰,۴۱۵۵۴۸۵۱ | (۰,۰۰۵۵) * | ۰,۲۷۵۵۳۷۹۳ | (۰,۰۰۰) * | -۰,۲۰۵۷۷۸۰۱ | (۰,۰۰۰) * |
| | $a_{11}$ | ۱,۰۳۸۱۱۶۴۴ | (۰,۰۰۰) * | ۱,۱۳۰۸۶۶۶۰ | (۰,۰۰۰) * | ۱,۱۷۶۳۰۳۶۷ | (۰,۰۰۰) |
| | $a_{12}$ | ۰,۰۰۱۴۶۳۱۸ | (۰,۰۰۰) * | -۰,۰۰۰۰۵۷۷۲ | (۰,۳۴۴۴) | -۰,۰۰۰۰۰۳۶۶ | (۰,۹۱۵۹) |
| | $a_{21}$ | ۱۹,۳۶۸۳۶۹۱۱ | (۰,۰۰۰) * | -۷,۶۴۶۶۸۲۸۵ | (۰,۵۴۰۰) | ۱۸,۵۰۱۲۷۷۷۴ | (۰,۱۷۱۲) |
| | $a_{22}$ | ۰,۷۸۹۹۱۷۳۱ | (۰,۰۰۰) * | ۱,۰۷۸۸۳۱۷۱ | (۰,۰۰۰) * | ۱,۰۷۰۵۷۵۵۷ | (۰,۰۰۰)* |
| | $b_{11}$ | ۰,۶۱۶۳۴۱۵۳ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۴۸۴۷۹۹۹۱ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۵۰۱۲۳۷۰۸ | (۰,۰۰۰)* |
| | $b_{12}$ | -۰,۰۰۰۱۵۶۱۵ | (۰,۵۸۷۹) | -۰,۰۰۰۰۶۵۷۱ | (۰,۱۶۰۰) | -۰,۰۰۰۰۰۸۹۲ | (۰,۷۱۹۴) |
| | $b_{21}$ | -۱۱,۱۱۱۷۱۹۳۱ | (۰,۰۰۳۳) * | -۹,۹۳۹۲۸۹۳۸ | (۰,۲۷۱۶) | -۲,۸۶۸۷۶۴۴۳ | (۰,۷۶۴۵) |
| | $b_{22}$ | ۰,۶۰۷۲۷۹۹۶ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۴۵۸۷۵۲۴۴ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۴۷۳۰۶۲۳۹ | (۰,۰۰۰)* |

اعداد داخل پرانتز نماینده آماره احتمال متغیر مورد نظر در سطح ۵ درصد است.

اعداد مشخص شده با علامت‌های ***، **، * نشان‌دهنده‌ی معناداری متغیر به ترتیب در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

**جدول ۵- ضرایب برآوردی مدل MGARCH-BEKK بر اساس مقیاس D4(بازه زمانی بلندمدت)**

| D4 | | دوره‌ی اول (قبل از تحریم نفتی) | | دوره‌ی دوم(بعد از تحریم نفتی) | | دوره‌ی سوم(بعد از برجام) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| نتایج مربوط به معادله اصلی | $\mu_s$ | ۱۱۲,۴۸۱۲۹ | (۰,۷۰۵۱) | ۵۳,۶۰۰۷۵۰۴۳ | (۰,۰۱۰۸) * | ۱۷۰,۸۸۵۹۰۹۶ | *(۰,۰۰۰) |
| | $\mu_o$ | ۰,۵۹۷۴۳ | (۰,۷۴۵۰) | ۰,۶۸۱۵۰۴۷۰ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۶۶۲۶۱۵۴ | *(۰,۰۰۰) |
| | $\varphi_{11}$ | -۰,۱۹۷۱۳ | (۰,۹۵۷۷) | -۰,۰۹۴۷۴۵۷۶ | (۰,۰۶۳۷۷) *** | -۰,۱۰۸۱۷۳۲ | (۰,۳۳۱۰) |
| | $\varphi_{12}$ | -۰,۰۰۰۲۹ | (۰,۹۹۰۷) | ۰,۰۰۰۱۲۳۴۷ | (۰,۰۸۰۱) *** | -۰,۰۰۰۰۴۰۳ | (۰,۴۷۸۷) |
| | $\varphi_{21}$ | ۳۰,۰۶۳۱۵ | (۰,۹۷۰۵) | ۱۱,۷۸۲۷۲۴۵۳ | (۰,۸۶۰۸) | ۲۳,۲۵۳۷۴۳۱ | (۰,۱۴۷۰) |
| | $\varphi_{22}$ | ۰,۰۱۵۵۹ | (۰,۹۹۷۶) | -۰,۰۲۰۳۰۶۹۴ | (۰,۸۸۳۵) | ۰,۱۳۱۸۶۴۷ | (۰,۱۰۷۴) |
| نتایج مربوط به معادله واریانس-کوواریانس شرطی | $c_{11}$ | ۷۴۳,۸۲۹۴۹ | (۰,۱۹۹۳) | ۷۵,۹۵۰۸۱۸۷۷ | (۰,۰۰۰) * | ۵۹,۹۱۳۶۳۳۰ | (۰,۰۰۰) * |
| | $c_{21}$ | ۶,۲۱۲۶۶ | (۰,۶۰۹۴) | -۰,۰۷۳۴۰۸۸۵ | (۰,۰۰۲۹) * | ۰,۰۷۵۲۷۰۷ | (۰,۰۴۸۱) ** |
| | $c_{22}$ | -۰,۰۰۳۱۵ | (۰,۹۹۹۹) | -۰,۰۸۶۳۷۳۵۴ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۰۹۱۴۴۷۵ | (۰,۰۰۰) * |
| | $a_{11}$ | -۰,۱۴۹۰۷ | (۰,۹۱۰۱) | ۱,۲۴۴۵۹۸۱۷ | (۰,۰۰۰) * | ۱,۱۸۷۵۸۷۰ | (۰,۰۰۰) * |
| | $a_{12}$ | -۰,۰۰۱۵۴ | (۰,۸۱۵۱) | ۰,۰۰۰۱۰۹۰۹ | (۰,۰۰۰) * | -۰,۰۰۰۰۱۱۹ | (۰,۳۱۷۴) |
| | $a_{21}$ | ۸۸,۵۹۴۴۱ | (۰,۷۳۱۷) | ۱,۳۰۰۹۳۸۱۰ | (۰,۸۳۲۷) | ۲۵,۷۰۷۷۳۱۰ | (۰,۰۱۲۹) * |
| | $a_{22}$ | ۰,۵۷۱۲۵ | (۰,۶۰۷۵) | ۱,۲۸۴۳۶۴۶۰ | (۰,۰۰۰) * | ۱,۲۷۳۳۶۴۷ | (۰,۰۰۰) * |
| | $b_{11}$ | ۱,۲۶۳۱۴ | (۰,۳۷۷۲) | ۰,۴۳۲۹۱۳۷۷ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۴۰۲۵۲۹۱ | (۰,۰۰۰) * |
| | $b_{12}$ | ۰,۰۰۲۲۹ | (۰,۸۳۳۷) | ۰,۰۰۰۳۶۴۱ | (۰,۰۲۳۷) * | -۰,۰۰۰۰۰۸۷ | (۰,۴۲۸۳) |
| | $b_{21}$ | -۱۰۴,۴۹۳۶۳ | (۰,۸۲۷۹) | ۷,۳۱۶۹۴۲۷۴ | (۰,۱۸۷۸) | ۱۱,۷۲۲۷۴۶۷ | *** (۰,۰۸۹۷) |
| | $b_{22}$ | ۰,۳۱۴۴۷ | (۰,۹۰۷۱) | ۰,۴۳۶۶۵۲۵۶ | (۰,۰۰۰) * | ۰,۴۳۶۱۳۰۴ | (۰,۰۰۰) * |

اعداد داخل پرانتز نماینده آماره احتمال متغیر مورد نظر در سطح ۵ درصد است.
اعداد مشخص شده با علامت‌های ***، **، * نشان‌دهنده‌ی معناداری متغیر به ترتیب در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

**جدول ۶- نمایش سرریز مدل و نوسانات مدل براساس مقیاس‌های مختلف با استفاده از روش GARCH-BEKK**

| | مقیاس موجک | دوره‌ی اول (قبل از تحریم نفتی) | دوره‌ی دوم(بعد از تحریم نفتی) | دوره‌ی سوم(بعد از برجام) |
|---|---|---|---|---|
| سرریز مدل | D1 | $o \rightarrow s$ | N | $o \leftarrow s$ |
| | D2 | $o \rightarrow s$ | $o \leftarrow s$ | N |
| | D3 | $o \rightarrow s$ | $o \leftarrow s$ | N |
| | D4 | N | $o \rightarrow s$ | N |
| نوسانات | D1 | N | $o \leftrightarrow s$ | $o \rightarrow s$ |
| | D2 | $o \leftarrow s$ | N | $o \leftarrow s$ |

| | مقیاس موجک | دوره‌ی اول (قبل از تحریم نفتی) | دوره‌ی دوم(بعد از تحریم نفتی) | دوره‌ی سوم(بعد از برجام) |
|---|---|---|---|---|
| | D3 | $o \leftarrow s$ | N | N |
| | D4 | N | $o \rightarrow s$ | $o \leftarrow s$ |
| حروف o و s به ترتیب نماینده بازار نفت، بازار بورس اوراق بهادار هستند.<br>حرف N اشاره به نبود رابطه علیت میان دو بازار دارد.<br>حرف اشاره به نبود رابطه علیت میان دو بازار و علائم← ، → و ↔ به جهت علیت اشاره دارد. | | | | |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در شرایط کنونی بازارهای مالی و نوسان متغیرهای متعدد و همچنین تأثیر نوسان این متغیرها بر یکدیگر در این بازارها، به ویژه توسط سرریز قیمت نفت به عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند، بررسی این سرریزها جهت شناخت حرکت جریان‌ها و پیش‌بینی مسیر حرکتی متغیرها در بازارهای جهانی ضرورت انجام این تحقیق را دوچندان می‌کند. در این پژوهش از آنالیز موجک به منظور بررسی انتقال نوسان در مقیاس‌های متفاوت میان بازار نفت و بازار بورس تهران استفاده شد. داده‌های مورد مطالعه به وسیله روش MODWT و با استفاده از فیلتر حداقل نامتقارن داوبیشز (LA)[۳۴] و طول ۸، به پنج زیر مجموعه‌ی D1، D2، D3، D4 و R4 تقسیم شدند و در ادامه با توجه به روند حرکت سرریز کل و سرریز نوسان میان بازارهای نفت و بورس در طول زمان و بر اساس سری‌های تجزیه موجک از روش MGARCH(1,1)-BEKK به منظور بررسی مدل استفاده شد.

نتایج آنالیز موجک نشان می‌دهد، تأثیرات سرریز میان بازارها در دوره‌های زمانی متفاوت و با توجه رخدادهای اقتصادی-سیاسی متغیر است و می‌تواند یکطرفه، دوطرفه و یا اصلا وجود نداشته باشد. نتایج به صورت موردی در ادامه خلاصه شده‌اند:

۱) دوره اول: سرریز کل به صورت یکطرفه، در بازه‌های میان‌مدت و از بازار نفت به بازار بورس می‌باشد، که این امر نشان دهنده‌ی قدرت کشور ایران در قیمت‌گذاری نفت خام قبل از شروع تحریم‌های نفتی علیه ایران است.

۲) دوره دوم: در کوتاه‌مدت رابطه دوطرفه و در بلندمدت رابطه یکطرفه از بازار نفت به بازار بورس مشهود است. این امر دلالت بر انزوای ایران در دوران تحریم دارد که موجب افزایش سهم سایر کشورهای صادرکننده از طریق کاهش قیمت نفت خام در بازارهای جهانی شده است.

۳) دوره سوم: در میان‌مدت رابطه‌ی یکطرفه میان بازار نفت و بازار بورس قابل ملاحظه است. اما در کوتاه‌مدت این رابطه از بازار نفت به بازار بورس است. این امر دلالت بر آن دارد که بعد از برجام به علت ورود ایران به بازارهای جهانی و انجام مذاکرات اولیه، این کشور بر قیمت نفت تأثیرگذار بوده، اما از آنجایی که در دوران تحریم عمده سهم بازار نفت ایران به وسیله دیگر رقبا پوشش داده شده است و همچنین ثبات نسبی قیمت نفت در سال‌های اخیر، در بازه‌های زمانی بلندمدت هیچ انتقال سرریزی در بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. اما می‌توان پیش‌بینی کرد، با گذشت زمان و اعمال سیاست‌های مناسب ادواری و ورود ایران به عنوان صادرکننده‌ی نفتی به بازارهای جهانی، نوسانات موجود در بازار بورس به بازار نفت انتقال یابد.

با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان پیشنهادات زیر را در بخش نفت و بورس اوراق بهادار ارائه نمود:

۱) با توجه به اینکه اقتصاد ایران متکی به نفت است و قیمت نفت از طریق کانال‌های متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار می‌باشد، لذا جهت جلوگیری از اثرات نامطلوب نوسانات قیمت نفت، راهکارهای متفاوتی وجود دارد که از جمله آن‌ها می‌توان به کاهش وابستگی اقتصاد ایران به نفت، اتکای بیشتر به صادرات غیرنفتی و نیز تأمین مالی هزینه-های دولت از طریق مالیات و همچنین بهبود عملکرد و نیز پایبندی بیشتر به اهداف صندوق ذخایر ارزی اشاره نمود، که می‌توانند از شدت آثار مخرب نوسانات شدید قیمت نفت بکاهند و به تبع آن بورس اوراق بهادار نیز کمتر محتمل این پیامدها می‌شود.

۲) از سوی دیگر، با گسترش فرهنگ تولید و توجه بیشتر به زیرساخت‌های بخش تولید، کاهش برنامه‌ریزی شده تورم (جهت جلوگیری از انگیزه‌های سفته‌بازی) علاوه بر اینکه می-توان از مزایای رشد اقتصادی بیشتر بهره ببرد، در نتیجه کلیه بنگاه‌های اقتصادی (از جمله بنگاه‌های اقتصادی فعال در بازار بورس اوراق بهادار) نیز با سودآوری بیشتر و رونق اقتصادی همراه خواهند بود.

۳) و نتیجه مهمتر آنکه، با توجه به تأثیرات متغیر سرریز میان بازارها در جهت اعمال تصمیمات صحیح به منظور پیشبرد اهداف و دسترسی به حداکثر سود برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که تصمیمات و سیاست‌گذاری‌ها باید بر اساس زمان و اتفاقات دوره انجام گیرد و استفاده از یک تصمیم خاص یا سیاست خاص برای دوره‌های زمانی مختلف باعث دور شدن از حداکثر مطلوبیت خواهد شد.

## فهرست منابع


۱) ابونوری، اسمعیل، عبداللهی، محمدرضا، و حمزه، مصطفی (۱۳۹۱). ارزیابی پویایی‌های رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام بورس تهران با استفاده از مدل گارچ دو متغیره. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی, ۶۵-۸۶.

۲) صمدی، سعید، شیرانی فخر، زهره و داورزاده، مهتاب (۱۳۸۶). بررسی میزان اثرپذیری شاخص سهام بورس اوراق بهادر تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل‌سازی و پیش‌بینی). فصلنامه بررسی‌های اقتصادی, ۴(۲)، ۵۲-۲۵.

۳) عباسی‌نژاد، حسین و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۲)، اثر نوسان‌های قیمتی بر بازده بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۱(۶۸)، ۱۰۸-۸۳.

۴) فعلی، عاطفه (۱۳۹۵)، بررسی سرریز تلاطم بازده نفت بر بازدهی صنایع منتخب در بازار بورس اوراق بهادار تهران (رویکرد تجزیه واریانس)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته مهندسی سیستم‌های اقتصادی- اجتماعی، دانشگاه خوارزمی.

۵) بت‌شکن، محمدهاشم، صادقی شاهدانی، مهدی، سلیمی، محمدجواد و محسنی، حسین (۱۳۹۶)، سرریز نوسانات بر بورس اوراق بهادار، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۸۴(۲۵)، ۱۸۹-۱۶۵.

۶) ثقفی، علی و قنبریان، رضا (۱۳۹۴)، بررسی رابطه پویا بین قیمت نفت و شاخص‌های بازار سرمایه در ایران. فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۵(۲۰).

7) Bae, K. H., Karolyi, G. A., & Stulz, R. M. (2003). A New Approach to Measuring Financial Contagion. Review of Financial Study, 717-763.

8) Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence. Journals of Econometrics, 5-59.

9) Efimova, O., & Serletis, A. (2014). Energy Markets Volatility Modeling Using GARCH. Energy Economics, 264-273.

10) Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. Econometric Theory, 122-150.

11) Gallegati, M., & Gallegati, M. (2007). Wavelet Variance Analysis of Output in G7 Countries. Study Nonlinear Dynamic Econom .

12) Gallegati, M., Ramsey, J. B., & Semmler, W. (2014). Interest Rate Spreads and Output: A Time Scale Decomposition Analysis Using wavelets. Comput. Statistical Data Analysis, 283-290.

13) Karali, B., & Ramirez, O. A. (2014). Macro Determinants of Volatility and Volatility Spillover in Energy Markets. Energy Economics, 413-421.

14) Khalfaoui, R., Boutahar, M., & Boubaker, H. (2015). Analyzing Volatility Spillovers and Hedging between Oil and Stock Markets: Evidence from Wavelet Analysis. Energy Economics, 540-549.

15) Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., & Managi, S. (2013). Correlations and Volatility Spillovers across Commodity and Stock Markets: Linking energies, food, and gold. Econ. Modell 32, 15-22.
16) Nazlioglu, s., Soytas, U., & Gupta, R. (2015). Oil Prices and Financial Stress: A Volatility Spillover Analysis. Energy Policy 82, 278-288.
17) Papapetrou, E. (2001). Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment in Greece. Energy Econ. 23, 511-532.
18) Wang, L. J., An, H. Z., Liu, X. J., & Huang, X. (2016). Selecting Dynamic Moving Average Trading Rules in Crude Oil Futures Markets Using a Genetic Approach. Appl. Energy 162, 1608-1618.
19) Gonzalez-Rivera, G.; Lee, T. H. and S. Mishra (2004), "Forecasting Volatility: A Reality Check Based on Option Pricing, Utility Function, Value-at-risk, and Predictive Likelihood", International Journal of Forecasting, 20(4), pp. 645-629.
20) Soriano, Pilar and F.G. Climent (2006), "Region versus Industry Effects: Volatility Transmission", Financial Analysts Journal, 62(6), pp. 52-64.
21) Arouri, M.E.H.; Lahiani, A. and D.K. Nguyen (2011), "Return and Volatility Transmission between World Oil Prices and Stock Markets of the GCC Countries", Economic Modelling, 28(4), pp. 1815-1825.
22) Diebold, F. X. and K. Yilmaz (2012), "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers", International Journal of Forecasting, 28(1), pp. 58-66.
23) Aboura, S. and J. Chevallier (2015), "Volatility Returns with Vengeance: Financial Markets vs. Commodities", Research in International Business and Finance. No. 33, pp. 334-354.
24) Apergis, N. and S.M. Miller (2009), "Do Structural Oil-market Shocks Affect Stock Prices?", Energy Economics, No. 31, pp. 569-575.
25) Liu, X., An. H., Huang, Sh., and Wen, Sh., (2017). The evolution of spillover effects between oil and stock markets across multi-scales using a wavelet-based GARCH–BEKK model. Physica A 465 (2017) 374–383.

**یادداشت‌ها**

[1] Spillover Effects
[2] Nazlioglu et al.
[3] Wang et al.
[4] Multivariate GARCH
[5] Baba, Engle, Kraft and Kroner
[6] Wavelet
[7] Gonzalez and Lee
[8] Soriano and Climent
[9] Sadorsky and Basher
[10] Arouri et al.
[11] Diebold and Yilmaz
[12] Aboura and Chevallier
[13] Apergis and Miller

[14] Tse
[15] Dow Jones
[16] Papapetrou
[17] Mensi et al.
[18] Return links
[19] Lee et al.
[20] Liu
[21] Continuous Wavelet Transform
[22] Discrete Wavelet Transform
[23] Dyadic
[24] Gallegati and Gallegati
[25] Gallegati et al.
[26] MODWT-based multi-resolution Analysis
[27] Bae et al.
[28] Efimova and Serletis
[29] Engle and Kroner
[30] Karali and Ramirez
[31] Bollerslev et al.
[32] Khalfaoui et al.
[33] Daubechies least asymmetric
[34] Daubechies Least Asymmetric