فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ششم، شماره‌ی ۲۲، تابستان ۱۳۹۶
صفحات: ۱۷۱-۱۹۵
DOI: 10.22084/aes.2017.11581.2261

بررسی میزان اثرپذیری نوسانات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و دوبی از نوسانات قیمت جهانی نفت خام (WTI)

محمدحسن فطرس[۱]
مریم هوشیدری[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۲/۳۰

چکیده

از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که بازار متشکل رسمی خرید و فروش سهام تحت قوانین خاص است. نوسان به‌عنوان یک عامل مؤثر در تعیین ریسک سرمایه‌گذاری، می‌تواند نقش مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران ایفا کند. تخمینی مناسب از نوسانات قیمت سهام در یک دوره سرمایه‌گذاری، نقطه آغازین بسیار مهمی در کنترل ریسک سرمایه‌گذاری است. یکی از عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام قیمت نفت و نوسانات نفتی است. نفت و فرآورده‌های آن مهمترین منبع انرژی در فرآیندهای تولیدی جهان است. از این‌روی، نوسان‌ها در قیمت نفت بر هزینه تولید و سودآوری شرکت‌های تولیدی اثرگذار است. ازسوی‌دیگر، عواید فروش نفت برای برخی کشورهای صادرکننده مهمترین منبع درآمدی است و قیمت نفت و نوسان‌های آن می‌تواند بر بازار سرمایه آن‌ها اثر بگذارد، به‌طوری‌که در بسیاری از کشورها که مدیریت درآمد نفتی مناسبی ندارند افزایش قیمت نفت با افزایش درآمد دولت و افزایش پایه پولی همراه می‌شود که آثار تورمی دارد. این مقاله با روش اقتصادسنجی گارچ چندمتغیره، به بررسی میزان اثرپذیری نوسانات شاخص قیمت سهام تهران و شاخص سهام دوبی از قیمت جهانی نفت خام با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۶ پرداخته‌است. براساس نتایج پژوهش، نوسانات قیمت جهانی نفت خام اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات شاخص بورس دوبی و بر نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران داشته‌است. از سوی‌دیگر، نوسانات شاخص بورس دوبی اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران داشته‌است.

کلیدواژه‌ها: نوسانات قیمت جهانی نفت خام، نوسانات شاخص بورس تهران، شاخص سهام دبی، گارچ چند متغیره.

طبقه‌بندی JEL: C58, G1, G15.

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا **Email:** fotros@basu.ac.ir
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا (*نویسنده مسئول) **Email:** maryam70.1990@gmail.com

۱. مقدمه

صنعت نفت در اقتصاد کشورها نقش مالی داشته‌است و کارکرد اصلی آن تأمین ارز مورد نیاز کشورها بوده است. حال اقتصاد کشورهایی که تا حد بالایی متکی به درآمد نفت و ارز حاصل از آن است، نوسانات قیمتی نفت که از تحولات برونزا سرچشمه می‌گیرند و از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی خارج‌اند، منبع بزرگ اختلال در اقتصاد کشورها محسوب شده، درآمدهای نفتی کشورها را با نوسانات زیادی مواجه می‌کنند. درآمدهای ناپایدار عامل اصلی انتقال بی‌ثباتی و نااطمینانی به اقتصاد کشورها هستند. یکی از بخش‌های مهم اقتصاد که می‌تواند تحت تأثیر این نوسانات قرار گیرد بازار سرمایه است.

بازارهای مالی با توجه به سهم و ارزش آن‌ها در اقتصاد و حجم معاملاتشان، از اهمیت خاصی در میان سایر بازارها برخوردار است. اما اهمیت این بازارها فقط در حجم بالای معاملات و ارزش بالای آن نیست، بلکه از آن جهت برای مدیران مالی بااهمیت است که این بازار، امکان تهیه و تأمین وجوه مورد نیاز اشخاص را از منابع مختلفی همچون مؤسسات از طریق ابزار مالی فراهم می‌آورد. در دهه‌های اخیر نقش بازار سرمایه و گسترش آن ارتباط نسبتاً بالایی با رشد اقتصادی کشورها داشته است. از مهم‌ترین عوامل مؤثر در افزایش سرمایه‌گذاری و رشد و توسعه اقتصادی، داشتن بازارهای سرمایه قوی و کارآمد همراه با سازمان‌های مالی مناسب و فعال در این بازارهاست. بازار بورس اوراق بهادار از اجزاء تشکیل‌دهنده بازار سرمایه است و به‌عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن است. چنان‌چه این بازار رابطه‌ای منطقی با سایر بخش‌ها نداشته باشد، معضلات و کاستی‌هایی در عملکرد آن پیش خواهد آمد. در بازار سرمایه نوسانات گسترده موجب ورود و خروج انبوه سرمایه می‌شود. تحمل این حرکت سرمایه حتی در اقتصادهای توسعه‌یافته که در آن‌ها روابط ساختاری به نسبت منظمی برقرار است، دشوار به نظر می‌رسد. در کشورهای در حال توسعه، ضربه‌های وارد شده بر اقتصاد به‌دلیل ضربه‌های بازار بورس، در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته عمق بیشتری دارد؛ زیرا نگرانی از افت ارزش سرمایه با نگرانی‌های ناشی از بی‌ثباتی‌های مشهود در اقتصاد همراه می‌شود. تغییر بازده ریسک سرمایه‌گذاری ناشی از نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی، می‌تواند گزینه‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد (پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۸: ۲۲).

در بررسی عملکرد بورس معمولاً شاخص قیمت سهام آیینه تمام نمای بورس تلقی می‌شود چرا که به‌عنوان متغیر پایه در بسیاری از پژوهش‌های اقتصادی مدنظر قرار می‌گیرد. از آن‌جا که افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق قرضه، طلا ارز را نگهداری می‌کنند، تغییرات حجم پول، نفت، نرخ ارز، نرخ سود بانکی و نرخ تورم تقاضای افراد برای نگهداری هر یک از این اجزا ازجمله تقاضا برای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد که به نوبه خود قیمت سهام را متأثر می‌سازد.

بنابراین، آگاهی از کارایی واقعی بورس تهران و دوبی با در نظر گرفتن اثرات ناشی از نوسانات قیمت جهانی نفت خام بر نوسانات شاخص قیمت سهام در سال‌های اخیر می‌تواند راه‌های تازه‌ای را پیش روی سیاست‌گذاران و سرمایه‌داران قرار دهد.

از آن‌جا که متغیرهای کلان اقتصادی مانند نوسانات قیمت نفت، نرخ ارز و ... بر بازار سهام تأثیر می‌گذارند، لذا مشخص بودن رابطه بین متغیرهای اقتصادی و بازار سهام می‌تواند راهگشایی برای مدیران و سرمایه‌گذاران آتی جهت تصمیم‌گیری محسوب شود. این مقاله درپی شناخت و سنجش رابطه و جهت این متغیر بر بازارهای سهام (تهران و دوبی) هست ومی‌کوشد راهکارهایی در جهت پیشرفت و تداوم بازارهای سرمایه ارائه دهد. قیمت جهانی نفت خام به دلیل اهمیت استراتژیک آن در سطح دنیا، بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان را به‌طور قابل‌ملاحظه تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این‌روی، مطالعه تأثیرات آن بر بخش‌های دیگر اقتصاد مهم است. هدف این مطالعه بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس تهران و بورس دوبی از قیمت جهانی نفت خام است.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. بررسی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر قیمت سهام

پژوهش‌های بسیاری در بازارهای توسعه‌یافته نشان می‌دهند که قیمت سهام با تغییر در متغیرهای اقتصاد کلان نوسان می‌کند، پس، شاخص قیمت سهام با متغیرهای اقتصاد کلان ارتباط قوی دارد. دلیل نظری برای بررسی چنین ارتباطی آن است که قیمت سهام می‌تواند به‌عنوان جریان نقدی آتی تنزیل شده در نظر گرفته شود. این رابطه می‌تواند به‌صورت زیر بیان شود:

$$P_0 = \sum_{n=1}^{0} [\mathrm{E\ (Dn)}/(1+\mathrm{i})\mathrm{n}]$$

در رابطه فوق، P بیانگر قیمت سهام، E نشان‌دهنده ارزش مورد انتظار، i نرخ مناسب تنزیل و D پرداخت نقدی در پایان دوره t است. روشن است هر متغیر اقتصادی که بر جریان نقدی مورد انتظار یا نرخ تنزیل تأثیر بگذارد، بر قیمت سهام نیز تأثیر خواهد گذاشت (کنگ [1] و همکاران، ۲۰۰۸: ۳۵۴۹).

اولین و مهم‌ترین عامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام است. از این رو، آگاهی از عوامل مؤثر بر قیمت سهام با اهمیت است. به‌طور طبیعی، عوامل زیادی در شکل‌گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و نهایتاً قیمت سهام شرکت‌ها مؤثر هستند. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی در خارج از محدوده‌ی اقتصاد

1. Cong

داخلی است. بر این اساس، عوامل مؤثر بر قیمت سهام به عوامل داخلی و عوامل بیرونی قابل‌طبقه‌بندی است.

۱) عوامل داخلی در برگیرنده‌ی عوامل مؤثر بر قیمت سهام در ارتباط با عملیات و تصمیمات شرکت است این عوامل شامل عایدی هر سهم (EPS)[1]، سود تقسیمی هر سهم (DPS)[2] و نسبت قیمت بر درآمد (P/E)[3]، افزایش سرمایه‌ی تجزیه سهام و عوامل درون شرکتی دیگر است.

۲) عوامل بیرونی شامل عوامل خارج از اختیارات مدیریت شرکت است که به‌گونه‌ای فعالیت شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این عوامل آن دسته از وقایع، حوادث و تصمیمات خارج از شرکت و مؤثر بر قیمت سهام است .در حالت کلی این عوامل به دو بخش زیر قابل تقسیم است:

الف) عوامل سیاسی مانند جنگ، صلح، قطع رابطه سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی و روی کار آمدن احزاب سیاسی رقیب است.

ب) عوامل اقتصادی که رونـق و رکود اقتصادی بورس را به‌شدت متـأثر می‌سازد، به‌طوری‌که در دوره‌ی رونق اقتصادی، با افزایش سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های دارای رشد، قیمت سهام آن‌ها افزایش خواهد یافت و در وضعیت رکود، کاهش قیمت سهام شرکت‌ها را در پی خواهد داشت؛ زیرا در این شرایط، سرمایه‌گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت به سرمایه‌گذاری در سهام عادی برتری دارد.

شاخص قیمت جهانی نفت و طلا از مهم‌ترین شاخص‌های تأثیرگذار بر عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی در هر کشور است. قیمت جهانی نفت به‌عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند، تحت تأثیر قرار دهنده‌ی بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، ازجمله شاخص قیمت سهام است. از سویی دیگر، قیمت جهانی طلا نیز به عنوان متغیری با اهمیت، معرف بسیاری از تحولات پولی و مالی بین‌المللی است؛ اگرچه این نقش به مـرور زمان تا حـــدودی تقلیل یافته است. تبیین چنـین رابطه‌ای راهنمای سیاست‌گذاران در جهت‌گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶: ۲۸).

به‌طورکلی نوسانات قیمت نفت از کانال‌های مختلف، قیمت سهام را در کشورهای صادرکننده نفت متأثر می‌کند. نخستین کانال، کانال خلق نقدینگی (افزایش حجم پول) است. به این صورت که با افـزایش قیمت نفت، ارز حاصـل از درآمـدهای ناشی از فـروش نفت به حسـاب ذخیره ارزی واریز می‌شود. در صورت عدم تقاضای کافی برای ارز در قیمت مورد هدف، بانک مرکزی مجبور به خرید ارز شده و آن را تبدیل به منابع ریالی برای بودجه می‌نماید. این سیاست باعث افزایش خالص دارایی خارجی بانک مرکزی و افزایش پایه پولی کشور می‌شود. در صورت کاهش قیمت نفت نیز چون

1. Earning Per Share
2. Dividends Per Share
3. Price/Earning Per Share

دولت از هزینه‌های خود نمی‌کاهد، کسری بودجه ایجاد شده و دولت به ناچار بخشی از آن را از بانک مرکزی استقراض می‌کند .بنابراین خالص بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش‌یافته و این به‌نوبه خود باعث تقویت پایه پولی می‌شود. بنابراین هم در حالت افزایش قیمت نفت و هم در شرایط کاهش آن، سیاست مالی دولت ممکن است موجب افزایش حجم پول شود (ابراهیمی و شکری، ۱۳۹۱: ۳۶).

افزایش حجم پول نیز، هم به‌عنوان یک متغیر سیاستی در سطح کلان و هم به‌عنوان بخشی از سبد دارایی فرد می‌تواند شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد. وقتی عرضه پول افزایش می‌یابد افراد متوجه می‌شوند که بیش از نیازشان وجه در اختیار دارند و مخارج مصرفی خود را افزایش می‌دهند و یکی از جاهایی که پول خود را خرج می‌کنند، بازار سهام است که در نتیجه افزایش تقاضا برای سهام، قیمت آن افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، نقدینگی مازاد در سبد خانوار برای کسب سود بیشتر و حتی صیانت از ارزش پول در مقابل تورم، جذب بازار سرمایه می‌شود که سهام جزئی از آن است. از دیدگاه سبد دارایی نیز می‌توان رابطه قیمت و پول را توضیح داد. با فرض تعادل بازار پول به‌عنوان یک دارایی در سبد دارایی‌ها، فرد یا بنگاه با ایجاد تنوع در ترکیب نگهداری دارایی‌ها، سعی در حداکثر کردن بازدهی دارایی‌های خود دارند و بنابراین با توجه به اثر جانشینی دو دارایی پول و سهام در سبد دارایی‌های اشخاص، اگر حجم پول در این سبد افزایش یابد، سهم سهام کاهش می‌یابد. با کم شدن تقاضای سهام و در صورت تغییر نکردن عرضه آن، قیمت سهام کاهش می‌یابد. در مورد نخست رابطه بین قیمت سهام و عرضه پول مثبت است، درحالی‌که در مورد آخر این رابطه منفی و معکوس است. پس به‌طورکلی نمی‌توان در مورد اثر نهایی تغییرات در حجم پول بر قیمت سهام اظهارنظر قطعی داشت (حسن‌زاده و کیاوند، ۱۳۹۳: ۴۰).

کانال دوم تأثیرگذاری قیمت نفت بر قیمت سهام، از طریق اثر ارزی است. از آن‌جا که مبالغ پرداختی حاصل از درآمدهای نفتی به پول خارجی پرداخت می‌گردد، افزایش قیمت نفت باعث می‌شود که درآمدها و ذخایر ارزی افزایش یابند (که نتیجه آن افزایش ارزش پول ملی در مقابل پول خارجیان خواهد بود). افزایش نرخ ارز از یک‌سو، منجر به افزایش درآمد شرکت‌های صادرکننده کالاها و در نتیجه افزایش قیمت سهام آن‌ها شده (بعد تقاضا) و از سوی دیگر، منجر به کاهش سود شرکت‌های واردکننده نهاده‌های واسطه‌ای و کاهش قیمت سهام آن‌ها می‌گردد (بعد عرضه) (مورلی و پنکاست، ۲۰۰۰: ۹).

خریداران سهام علاوه بر سود سهام به تغییرات ارزش ذاتی شرکت نیز توجه می‌کنند. صنایعی که ایجاد و راه‌اندازی آن‌ها مستلزم تهیه ماشین‌آلات از خارج می‌باشد، در اثر تغییر نرخ ارز، ارزش ذاتی آن تحت تأثیر قرار می‌گیرد. درصورتی‌که شرکتی ماشین‌آلات مورد نیاز خود را با قیمت‌های پایین نرخ ارز وارد کرده باشد، با افزایش نرخ ارز، ارزش ذاتی شرکت مربوطه نیز افزایش خواهد یافت و

این افزایش ذاتی زمانی تشدید می‌گردد که تأسیس شرکت مشابه به دلیل بالا بودن نرخ ارز امکان‌پذیر نباشد و اگر محصولات شرکت به‌صورت انحصاری باشند، تقاضا برای آن افزایش یافته و سود شرکت نیز در طول زمان افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر، سهم هزینه استهلاک ماشین آلات در بهای تمام شده کالای تولیدی کاهش پیدا می‌کند.

با در نظر گرفتن موارد فوق توسط سرمایه‌گذاران، تقاضا برای سهم این شرکت‌ها افزایش یافته و این موضوع باعث افزایش قیمت سهام این کشورها خواهد گردید. به‌علاوه، اگر نرخ ارز در طول زمان کاهش یابد، نتیجه معکوس برای این شرکت‌ها برجای خواهد گذاشت (ابراهیم، ۱۹۹۹).

ازجمله عوامل دیگر که باید به آن توجه نمود، ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی کشور است. درصورتی‌که نرخ ارز افزایش یابد و میزان دارایی ارزی شرکتی بیشتر از بدهی ارزی آن باشد، سود ناشی از تسعیر ارز موجود عملاً باعث افزایش سود هر سهم گردیده و قیمت سهام این شرکت‌ها افزایش می‌یابد. همچنین، درصورتی‌که بدهی‌های ارزی بیشتر از دارایی‌های ارزی باشد، زیان ناشی از تسعیر ارز عملاً موجب کاهش سود هر سهم گردیده و قیمت سهام این شرکت‌ها کاهش می‌یابد (موسایی و همکاران، ۱۳۸۹: ۷۷).

با توجه به این مباحث، ملاحظه می‌گردد که تأثیر نوسانات قیمت نفت از کانال نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام می‌تواند مثبت و یا منفی باشد.

کانال سوم تأثیرگذاری قیمت نفت بر قیمت سهام، از طریق اثر انتظارات است. با افزایش قیمت نفت و بالتبع درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت، انتظارات خوش‌بینانه در مورد ایجاد رونق و افزایش فعالیت‌ها در سطح اقتصاد کشور شکل خواهد گرفت. شکل‌گیری این انتظارات برای شرکت‌های حاضر در بورس و انتظار افزایش سودآوری آن‌ها باعث خواهد شد که ارزش فعلی جریان نقدی آتی و در نتیجه شاخص سهام با رشد مثبت مواجه شود (میلر و شوفنگ، ۲۰۰۱).

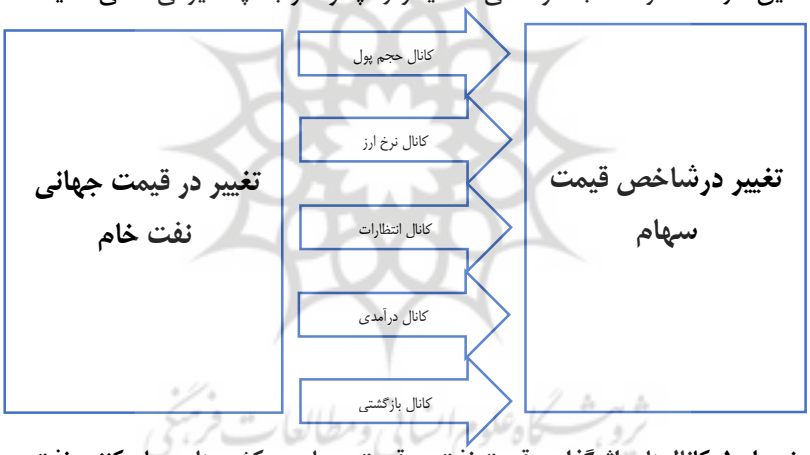
البته باید در نظر داشت که با افزایش قیمت نفت، هزینه تولید برای شرکت‌های وابسته به نفت نیز افزایش می‌یابد. این رخداد ممکن است با تأثیر بر انتظارات، تصمیم سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در سهامی خاص را تحت تأثیر قرار دهد که منجر به کاهش تقاضا و در نتیجه کاهش قیمت‌های سهام می‌شود.

کانال چهارم تأثیرگذاری قیمت نفت بر قیمت سهام از طریق اثر درآمدی می‌باشد. قیمت‌های نفت بالاتر به معنای انتقال ثروت از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت است. اثر این تغییر قیمت بستگی به این دارد که دولت با این افزایش درآمد ناشی از افزایش قیمت نفت چه می‌کند. اگر این افزایش درآمد در جهت خرید کالاها و خدمات داخلی باشد، می‌تواند باعث افزایش ثروت عمومی گردد. همچنین با افزایش تقاضا برای کار و سرمایه، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و تجاری زیادی را فراهم خواهد نمود. بنابراین اثر مثبت بر جریان نقدی آتی بنگاه‌ها دارد. اما از

سوی دیگر، افزایش قیمت نفت به‌عنوان یکی از نهاده‌های تولید به معنای افزایش هزینه و کاهش درآمدهای بنگاه‌ها خواهد بود و اثـر منفی بر جریان نقدی آتی خـواهد داشت. در نتیجه کاهش قیمت‌های سهام را به دنبال خواهد داشت (حسن‌زاده و کیاوند، ۱۳۹۳: ۳۷).

قیمت نفت می‌تواند از طریق کانال پنجمی نیز به نام اثر بازگشتی، قیمت سهام را در کشورهای صادرکننده نفت تحت تأثیر قرار دهد. از آن‌جا که افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام شده محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی می‌شود و چون اغلب کشورهای صادرکننده نفت به دلیل عدم توانایی و نداشتن فناوری لازم برای فرآوری نفت خام، واردکننده محصولات و مشتقات نفتی هستند، این امر منجر به افـزایش ارزش پولی واردات و اثر منفی بر جریان نقدی آتی برای بنگاه‌ها در این کشورها و در نتیجه کاهش قیمت سهام می‌شود (راولت و آروری، ۲۰۰۹).

نمودار (۱) کانال‌های اثرگذاری شوک‌های قیمتی نفت بر قیمت سهام را در کشورهای صادرکننده نفت نشان می‌دهد .به هر حال اثر کلی شوک‌های قیمت نفت بر قیمت سهام نامشخص بوده و بستگی به این دارد که اثرات مثبت و منفی همدیگر را چگونه و به چه میزانی خنثی نمایند.



نمودار ۱: کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت بر قیمت سهام در کشورهای صادرکننده نفت

۳. پیشینه پژوهش

جوانگ جو و سونگ پارک[1] (۲۰۱۷)، این مقاله به بررسی ارتباط بین قیمت نفت و بازار سهام و اثرات نااطمینانی با استفاده از واریانس شرطی شاخص سهام و بازده قیمت نفت می‌پردازد. در این پژوهش از شاخص قیمت سهام ایالات متحده آمریکا، ژاپن ، کره و هنگ کنگ طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۶ استفاده شده است. به منظور بررسی تأثیرات نااطمینانی متغیر قیمت نفت بر شاخص‌های سهام از مدل گارچ دو متغیره پویا (DCC) استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهدکه یک رابطه منفی و معنی‌دار در طول زمان و در برخی دوره‌های کوتاه مدت وجود دارد.

[1] Young C. Joo, Sung Y. Park

خلفاوی[1] و همکاران (۲۰۱۵)، این مقاله به بررسی ارتباط بین بازار نفت خام (WTI) و بازارهای سهام کشورهای G-7 می‌پردازد. در این پژوهش میانگین و نوسانات سرریز قیمت نفت و بازارهای سهام در افق‌های زمانی مختلف با استفاده از رویکرد تلفیقی گارچ دو متغیره (GARCH-BEKK) و آنالیز موجک به‌منظور مقایسه ویژگی‌های چند مقیاسی میانگین و سرریز نوسانات بین سری‌های زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاکی از شواهدی قوی بین نوسانات نفت و بازارهای سهام و همچنین همبستگی متغیر با زمان برای جفت‌های مختلف بازار وجود دارد.

چایبی و گومز[2] (۲۰۱۳)، در این مقاله به بررسی نوسانات بین قیمت نفت و بازدهی بازارهای سهام می‌پردازد. در این مقاله از داده‌های هفتگی طی دوره فوریه ۲۰۰۸ تا فوریه ۲۰۱۳ استفاده شده است. مدل مورد استفاده در این پژوهش BEKK-GARCH(1,1) می‌باشد. در این پژوهش با تخمین میانگین و واریانس شرطی بین بازارهای سهام و قیمت‌های نفت متوجه سرایت معنادار شوک‌ها و نوسان‌ها بین قیمت‌های نفت و برخی بازارهای سهام مورد مطالعه و نیز اثر سرریز دو سویه در برخی موارد شدند.

فیاد و دالی[3] (۲۰۱۱)، اثر شوک‌های قیمت نفت بر بازدهی سهام کشورهای GCC، آمریکا و انگلیس را با هم مقایسه کردند. در این مطالعه از داده‌های روزانه شاخص سهام کشورهای کویت، عمان، امارات، بحرین، قطر، انگلستان و آمریکا و قیمت نفت خام برنت دریای شمال استفاده شده است. آن‌ها در مطالعه خود از مدل خود رگرسیون برداری (VAR) استفاده کردند و به نتایج زیر دست یافتند:

- قدرت پیش‌بینی قیمت نفت در بازار سهام پس از یک افزایش در قیمت نفت و در طول بحران جهانی افزایش‌یافته است.
- واکنش نسبت به شوک‌های نفتی در دوره بحران جهانی افزایش پیدا کرده است.
- قطر و امارات در کشورهای GCC و انگلستان واکنش بیشتری به شوک‌ها نسبت به کشورهای دیگر در این مطالعه داشته‌اند.

فیلیس[4] و همکاران (۲۰۱۱)، کشورهای کانادا، مکزیک، برزیل را به‌عنوان صادرکننده و کشورهای ایالات‌متحده آمریکا، آلمان و هلند را به‌عنوان واردکننده در نظر گرفتند تا ارتباط میان بازارهای این کشورها و قیمت نفت را مورد بررسی قرار دهند. در این پژوهش از دو مدل چندمتغیره GJR -GARCH و DCC و داده‌های ماهانه از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۹ استفاده شد و نتایج حاصل نشان‌دهنده سرایت نامتقارن بین کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت بود. همچنین

1. Khalfaoui, Boutahar, Boubaker
2. Anissa Chaibi & Mathieu Gomes
3. Fayyad and Daley
4. Filis

این پژوهش نشان داد که شوک‌های بخش عرضه قیمت نفت، تأثیری بر ارتباط بین بازارهای این کشورها نمی‌گذارد. اما شوک‌های ناشی از تقاضا (یعنی تغییر چرخه‌های تجاری یا جنگ) تأثیر بیشتری بر کشورها نسبت به شوک‌های ناشی از عرضه (کاهش تولیدات اعضای OPEC) دارند. فیلیس همچنین با مطالعه همبستگی وقفه‌دار سری‌های زمانی این کشورها نشان داد که قیمت‌های نفت بدون توجه به منشأ ایجاد تلأطم، اثر منفی بر تمام بازارهای سهام اعمال می‌کنند و در دوره‌های بحران، بازار نفت جایگاه مطمئنی برای جلوگیری از ریسک بازار سهام نمی‌باشد.

محمد و جولین[1] (۲۰۰۹)، رابطه کوتاه‌مدت بین قیمت نفت و بازار سهام کشورهای GCC را بررسی کردند. در مطالعه آن‌ها برای بررسی رابطه خطی و غیرخطی بین این دو متغیر، از داده‌های هفتگی قیمت نفت خام اوپک و شاخص‌های سهام کشورهای عضو GCC، از هفته اول ژوئن ۲۰۰۵ تا هفته سوم اکتبر ۲۰۰۸ استفاده شد. نتایج آن‌ها نشان داد که بین دو متغیر یاد شده در کشورهای قطر، عمان و امارات رابطه معنی‌دار وجود دارد و بازار سهام این کشورها واکنش مثبتی نسبت به افزایش قیمت نفت نشان می‌دهد. اما در کشورهای بحرین، کویت و عربستان سعودی قیمت نفت هیچ تأثیری بر بازدهی سهام این کشورها نداشته است.

سلیمی‌فر و فلاحی (۱۳۹۴)، در این پژوهش رابطه بین قیمت نفت و تغییرات آن با شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران در دوره زمانی تیرماه ۱۳۷۹ تا آذرماه ۱۳۸۹ بررسی شده و برای این منظور از روش خودرگرسیون برداری VAR، توابع واکنش به ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی با سه متغیر کنترل نقدینگی، شاخص قیمت مسکن و قیمت سکه استفاده شد. بررسی آثار نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام نیز با استفاده از تعاریف مورک (۱۹۸۹) و همیلتون (۱۹۹۶) نشان‌دهنده این است که نوسانات قیمت نفت آثار نامتقارن بر شاخص قیمت سهام دارد و در هر دو تعریف، کاهش قیمت نفت نسبت به افزایش قیمت نفت، سهم بیشتری را در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران دارد.

صمدی (۱۳۹۳)، در پژوهشی به بررسی ارتباط بازدهی و سرایت نوسان‌ها بین بازارهای نفت و سهام در منتخبی از کشورهای عضو اوپک (OPEC) با استفاده از یک مدل گارچ چندمتغیره (Full-VECH) و داده‌های روزانه در بازه زمانی می ۲۰۱۰ تا ژانویه ۲۰۱۳، بررسی کرده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، سرایت شایان توجه بازدهی و نوسان‌های قیمت جهانی نفت به بازار سهام کشورهای عضو اوپک وجود دارد. بورس اوراق بهادار تهران کمترین تأثیرپذیری و بورس کشور کویت بیشترین تأثیرپذیری را در مقابل شوک‌های نفتی و نوسانات بازار جهانی نفت دارد؛ همچنین بازدهی بازار نفت با یک وقفه تأثیر مثبت و معناداری بر بازدهی بازار سهام همه کشورها به جز ایران دارد.

1. Mohamed El Hedi Arouri, Julien Fouquau

حسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲)، در بررسی سرایت تلأطم با استفاده از مدل‌های GARCH چندمتغیره بر روی ایران، امارات و شاخص قیمت جهانی نفت و با بیان این‌که عوامل زیادی در شکل‌گیری انتقال اطلاعات و سرایت تلاطم میان شاخص‌های مالی مؤثر بوده است. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی خارج از محدوده اقتصاد داخلی هستند. قیمت جهانی نفت را می‌توان به‌عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصاد، ازجمله شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد. در این پژوهش به بررسی سرایت تلاطم بین شاخص‌های بورس تهران، بورس دبی و شاخص قیمت جهانی نفت با استفاده از سه مدل GARCH چند متغیره در بازه زمانی دسامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ پرداخته شده است. همچنین داده‌های به‌کار گرفته شده روزانه بوده و مدل‌های به‌کار گرفته شده عبارتند از مدل VEC، BEKK و CCC که عمدتاً در مطالعات و پژوهش‌های مالی مورد استفاده قرار گرفته است و دارای پایه‌های نظری قوی می‌باشند. نتایج تحقیق در این پژوهش حاکی از سرایت تلأطم از بازار جهانی نفت به بازار دبی و بازار تهران بود. همچنین سرایت تلأطم از بازار دبی به تهران نیز به‌طور معناداری مشاهده شد، این در حالی است که اثر سرایت به‌طور معکوس مشاهده نگردید.

جعفر عبدی (۱۳۸۹)، برای بررسی اثرات سرریز تلأطم یا انتقال اطلاعات از مدل FIGARCH دومتغیره برای بازدهی‌های بازار سهام تهران و دوبی استفاده کردند. نتایج حاکی از آن بود که اثر سرریز تلأطم یا انتقال اطلاعات از بازار سهام تهران به سمت بازار سهام دوبی وجود دارد. یعنی متلأطم شدن بازار سهام دوبی از طریق انتقال اطلاعات و یا به‌عبارت دیگر از طریق تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران، موجب متلأطم شدن بازار سهام تهران می‌گردد. اما این امکان وجود دارد که این دو بازار سهام، متأثر از تلأطم‌های بازار دیگری باشند. برای آزمون این ادعا، بازار جهانی طلا را به مدل MFIGARCH اضافه کردند و در نتیجه از فضای دومتغیره وارد فضای سه متغیره شدند. نتایج مدلFIGARCH سه متغیره، بیانگر وجود اثرات سرریز تلأطم، یکی از طرف بازار سهام دوبی به سمت بازار سهام تهران و دیگری از طرف بازار جهانی طلا به سمت بازار سهام دوبی بود. اما برای تصدیق ادعای فوق، لازم بود که تلأطم‌های بازار جهانی طلا علاوه بر بازار سهام دوبی، به بازار سهام تهران نیز سرریز داشته باشد. بنابراین، صحت ادعای فوق مبنی بر اینکه تلأطم بازارهای سهام تهران و دوبی متأثر از تلأطم‌های بازار جهانی طلا می‌باشد، تأیید نشد. در نتیجه اثر سرریز تلأطم میان بازارهای سهام مذکور، متأثر از بازارهای دیگری همچون بازار جهانی طلا نمی‌باشد.

هدف اساسی تحقیق حاضر، استفاده از یک مدل ناهمسان واریانس شرطی چند متغیره (MGARCH) برای ارزیابی پویایی‌های بین قیمت جهانی نفت و شاخص قیمت سهام در ایران و امارات است. همان‌طور که مشاهده خواهد شد این پژوهش به بررسی اثرگذاری نوسانات قیمت

جهانی نفت خام بر نوسانات شاخص قیمت بورس ایران و دبی پرداخته است در حالی‌که پژوهش‌های ذکر شده به بررسی نوسانات قیمت نفت بر روی خود شاخص سهام پرداخته‌اند.

۴. روش پژوهش

۴-۱. معرفی الگو

نااطمینانی شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتند مشخص و معلوم نیست یا اینکه اگر پیشامدها مشخص و معلوم باشند، احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست و زمانی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل شده و از این رو فضای نااطمینانی بر تصمیم‌ها حاکم می‌گردد. بنابراین نااطمینانی فضایی است که در آن تصمیم‌گیرنده‌ها و عاملین اقتصادی نسبت به میزان و جهت تغییر متغیرها مطمئن نیستند. نااطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم‌های عاملین اقتصادی می‌شود که این تصمیم‌ها در نهایت بر روی فعالیت‌های واقعی آن‌ها تأثیر می‌گذارد. با در نظر گرفتن دیدگاه گالوب[1] (۱۹۹۴)، نااطمینانی ناشی از نوسانات متغیرها دو نوع اثر اقتصادی دارد: نخست این‌که موجب می‌شود تا عاملین اقتصادی اعم از بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان تصمیم‌های اقتصادی را اتخـاذ کنند که متفاوت از آن چیزی باشد که انتظار داشته‌اند. تحلیل‌گران این نوع اثرها را اثرهای ex-ante می‌نامند. چون در این نوع تصمیم‌ها مقدار متغیر پیش‌بینی‌شده در نظر گرفته می‌شود. دسته دوم اثرها در جریان بعد از اخذ تصمیم جای می‌گیرند که اثر ex-post نام دارند و این موقعی اتفاق می‌افتد که مقدار واقعی متغیر از آنچه پیش‌بینی شده بود، متفاوت باشد. برای ارزیابی عدم‌قطعیت و بی‌ثباتی در متغیرها چندین روش وجود دارد، اما روش متداول و مسلط در اکثر مطالعات اقتصادسنجی، استفاده از مدل‌های GARCH می‌باشد. این روش که توسط بلرسلو[2] (۱۹۸۶) پیشنهاد شد، یک مدلسازی مبتنی بر واریانس متغیر در طول زمان است. مدل‌های GARCH در یک طبقه‌بندی کلی و بر اساس تعداد متغیرهای موجود در مدل، به مدل‌های تک‌متغیره و مدل‌های چند متغیره تقسیم می‌شوند. مدل‌های GARCH تک متغیره محدودیت‌هایی دارند که کاربرد آن‌ها را دچار مشکل می‌نماید: ازجمله فرض می‌کنند واریانس شرطی هر سری مستقل از تمام سری‌های دیگر است. علاوه بر این به کوواریانس بین سری‌ها به‌عنوان یک عامل مهم در بررسی نوسانات متغیرها، توجهی ندارند. این محدودیت‌ها باعث می‌شوند که این مدل‌ها در بسیاری از موارد غیرقابل تشخیص شوند. در مقابل مدل‌های چندمتغیره GARCH[3] بسیار شبیه مدل‌های تک‌متغیره هستند و از این‌رو

1. Golob
2. Bollerslev
3. Multivariate GARCH

تخمین آن‌ها شبیه مدل‌های تک متغیره GARCH ساده می‌باشد با این تفاوت که علاوه بر معادلات قبلی، معادلات مشخصی برای بیان چگونگی حرکت کوواریانس در طول زمان دارند (حیدری و بشیری[1]، ۲۰۱۱).

مـدل گارچ چند متغیره برای تحلـیل هم حرکتی نوسـان‌ها و آثار اهرمی بین بـازارهای سهـام بین‌المللی و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسان‌ها در میان بازارهای سهام مختلف را چو و همکاران (۱۹۹۹)، بروکز و همکاران (۲۰۰۰) و لی (۲۰۰۷) به کار گرفته‌اند. ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۱)، بیشترین تصریحات مدل گارچ چند متغیره که تاکنون استفاده شده است، مـــدل گارچ برداری (VECH) بلرسلو و همکاران (۱۹۸۸)، خودهمبستگی شرطی ثابت (CCC) بلرسلو (۱۹۹۰) و مدل (BEKK) بابا، انگل، کرافت و همکاران (۱۹۹۰) و انگل و همکاران (۱۹۹۳) هستند.

از آن‌جا که هدف اصلی این مقاله بررسی انتقال نوسانات از بازار جهانی نفت به بازارهای سهام تهران و دبی است، برای مدل‌سازی نوسانات، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس، از یک مدل گارچ چندمتغیره استفاده شده است.

پارامترهای معادله میانگین برای متغیرهای مورد مطالعه بر پایه مدل سه متغیره زیر ارائه می‌شود:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \emptyset_1 & \emptyset_2 & \emptyset_3 \\ \emptyset_4 & \emptyset_5 & \emptyset_6 \\ \emptyset_7 & \emptyset_8 & \emptyset_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 \\ \theta_4 & \theta_5 & \theta_6 \\ \theta_7 & \theta_8 & \theta_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \\ y_{3,t-2} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} \rho_1 & \rho_2 & \rho_3 \\ \rho_4 & \rho_5 & \rho_6 \\ \rho_7 & \rho_8 & \rho_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{1t} \\ \sigma_{2t} \\ \sigma_{3t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

فرض می‌شود که ε_{3t} ، ε_{2t} ، ε_{1t} دارای توزیع نرمال و واریانس شرطی متغیر در طول زمان هستند. رهیافت‌های متفاوتی از مدل‌های چندمتغیره GARCH در ادبیات اقتصادی وجود دارد که به‌عنوان نمونه می‌توان به رهیافت‌های VECH, CCC ,BEKK اشاره کرد.

در این تحقیق از رهیافت قطری BEKK برای تخمین مدل چند متغیره GARCH استفاده می‌شود:

$$H_t = \acute{C}_0 C_0 + \acute{A}_{11} \varepsilon_{t-1} \acute{\varepsilon}_{t-1} A_{11} + \acute{B}_{11} H_{t-1} B_{11} \quad (۲)$$
$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \approx N(0, H_t)$$

که در آن H_t ماتریس واریانس کوواریانس شرطی ۳×۳ می‌باشد که همیشه قطعی مثبت است . ε_t یک بردار اخلال ۱×۳ ، ψ_{t-1} نشان‌دهنده مجموعه اطلاعات در زمان t-1 ، C ماتریس پایین مثلثی ۳×۳ از پارامترها، A، B ماتریس‌های قطری می‌باشند .به‌منظور درک بهتر از چگونگی رهیافت BEKK در تخمین مدل MGARCH، پارامترها به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

1. Heidari and Bashiri

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} \quad , \quad C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}$$
$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix} \quad , \quad A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \quad , \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

که در آن $h_{11,t}$، $h_{12,t}$، $h_{13,t}$ واریانس شرطی باقیمانده‌ها در زمان t هستند که به‌عنوان نااطمینانی متغیرهای مورد مطالعه در نظر گرفته می‌شوند بر این اساس مدل قطری BEKK توسط معادلات زیر نشان داده می‌شود:

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{1,t-1} \\ h_{22,t} &= c_{21}^2 + c_{22}^2 + c_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}^2 h_{2,t-1} \\ h_{33,t} &= c_{31}^2 + c_{32}^2 + c_{33}^2 + a_{33}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{33}^2 h_{3,t-1} \\ h_{12,t} &= c_{11} c_{21} + a_{11} a_{22} \varepsilon_{1,t-1}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11} b_{22} h_{12,t-1} \\ h_{13,t} &= c_{11} c_{31} + a_{11} a_{33} \varepsilon_{1,t-1}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{11} b_{33} h_{13,t-1} \\ h_{23,t} &= c_{21} c_{31} + c_{22} c_{32} + a_{22} a_{33} \varepsilon_{2,t-1}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{22} b_{33} h_{23,t-1} \end{aligned} \qquad (۴)$$

تحت فرض نرمال مشروط، پارامترهای مدل GARCH فوق با کاربرد رهیافت BEKK را می‌توان به‌وسیله حداکثرسازی تابع راستنمایی زیر برآورد نمود:

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} (\log |H_t| + \acute{\varepsilon}_t H_t^{-1} \varepsilon_t) \qquad (۵)$$

که در آن θ تمام پارامترهای نامعلوم تخمین زده شده، N تعداد متغیرها (تعداد سری‌ها در مجموعه) و T تعداد مشاهدات است.

۴-۲. معرفی داده‌ها

در تحقیق جاری، از داده‌های ماهانه شاخص‌های قیمت بورس اوراق بهادار ایران[1] (تهران)، امارات[2] (دوبی) و قیمت ماهانه جهانی نفت خام در مدلسازی‌ها، برآوردها و آزمون‌ها استفاده می‌شود. بازه زمانی مورد تحقیق نیز برای داده‌های ماهانه از ژانویه ۲۰۰۴ تا پایان دسامبر ۲۰۱۶ در نظر گرفته شده است.

در شاخص کل بورس تهران تمامی سهام پذیرفته شده، گنجانده شده و به هر شرکت به اندازه نسبت تعداد سهامی که دارد، وزن داده شده است .نحوه محاسبه این شاخص به‌صورت رابطه زیر است:

1. Tehran Exchange Price Index
2. Dubai Financial Market

$$TEPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it} q_{it}}{D_t} \times 10$$

p_{it} = قیمت شرکت iام در زمان t

q_{it} = تعداد سهام منتشره شرکت iام در زمان t

D_t = عدد پایه در زمان t که در زمان مبدأ برابر $\sum p_{i0} q_{i0}$ بوده است.

p_{i0} = قیمت شرکت iام در زمان مبدأ

q_{i0} = تعداد سهام منتشره شرکت iام در زمان مبدأ

n = تعداد شرکت‌های مشمول شاخص

شاخص قیمت سهام فقط برای سنجش سود سرمایه‌ای برخاسته از تغییرات قیمتی اوراق سهام طراحی‌شده و از نمایش روند بازده واقعی سهام موجود در سبد شاخص یا از نمایان ساختن علت حرکت‌های قیمتی ناتوان است. همچنین شاخص DFM به‌عنوان شاخص کل بورس دوبی در نظر گرفته شده است. نحوه محاسبه شاخص کل بورس دوبی همانند بورس تهران می‌باشد و به همین دلیل امکان گنجاندن این دو شاخص در یک مدل اقتصادسنجی وجود دارد. در مورد قیمت نفت نیز از شاخص جهانی قیمت نفت خام در دوره زمانی مورد مطالعه استفاده شده است.

داده‌های این پژوهش برگرفته شده از سایت‌های بورس اوراق بهادار[1]، یاهو فاینانس[2] و سایت سازمان مطالعات انرژی[3] می‌باشد.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی داده‌ها به همراه نتایج آزمون جارک-برا

شرح	TEPIX	DFM	OIL
میانگین	۳۱۲۶۳/۴۷	۳۲۳۷/۷۵۵	۷۳/۶۱۱۰۹
میانه	۱۵۶۱۵/۱۲	۳۱۷۷/۶۴۰	۷۱/۹۰۰۰۰
پیشینه(ماگزیمم)	۸۷۳۸۹/۱۹	۸۲۳۶/۸۸۰	۱۴۰/۰۰۰۰
کمینه(مینیمم)	۸۱۳۱/۳۱۸	۱۰۹۲/۸۸۰	۳۳/۰۵۰۰۰
انحراف معیار.	۲۶۳۳۷/۰۷	۱۷۰۲/۷۲۳	۲۳/۴۶۴۱۲
چولگی	۰/۸۶۴۴۵۳	۰/۷۵۰۳۰۴	۰/۱۶۷۳۵۸
کشیدگی	۲/۰۵۳۹۳۶	۲/۸۵۸۶۱۷	۲/۱۴۳۸۶۵
جارک برا	۲۵/۲۴۷۰۰	۱۴/۷۶۶۸۰	۵/۴۹۲۵۰۵
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶

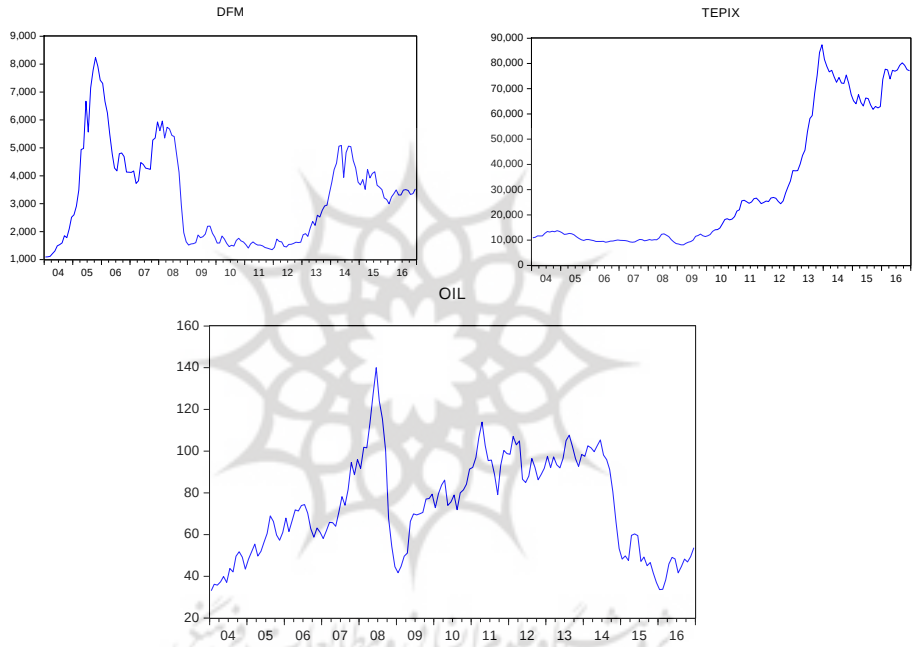
منبع: نتایج پژوهش

جدول ۱ آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای شاخص کل بازار سهام تهران(TEPIX)، شاخص کل بازار سهام دوبی (DFM) و قیمت جهانی نفت خام (OIL) را به تصویر می‌کشد.

1. www.tse.ir
2. www.yahoo finance.com
3. www.tonto.eia.doe.gov

همان‌طور که مشاهده می‌کنید متوسط شاخص کل بازار سهام تهران بیشترین مقدار و متوسط قیمت جهانی نفت کمترین مقدار را دارا می‌باشد .انحراف معیار شاخص کل بازار سهام تهران نسبت به متغیرهای شاخص کل بازار سهام دوبی و بازدهی قیمت جهانی نفت خام بیشتر می‌باشد. همچنین نتایج آماره جارک- برا نشان‌دهنده رد فرض صفر نرمال بودن برای همه سری‌های زمانی می‌باشد.

نمودار ۲ روند متغیرهای شاخص بورس دوبی، شاخص بورس تهران و قیمت جهانی نفت را به تصویر کشیده است همان‌طور که از نمودار مشخص است نوسانات شاخص بورس دوبی و قیمت جهانی نفت خام نسبت به شاخص بورس تهران بیشتر است.



نمودار ۲: روند تغییرات سری زمانی شاخص بورس تهران و دوبی و قیمت جهانی نفت خام

۵. نتایج آزمون‌های مانایی و شکست ساختاری

در داده‌های سری زمانی قبل از تخمین مدل باید حتماً ایستایی (مانایی) سری زمانی مورد بررسی قرار گیرد، زیرا غالباً در رگرسیون‌های مبتنی بر سری زمانی R^2 بالایی مشاهده می‌شود هر چند که رابطه معنی‌داری بین متغیرها وجود ندارد این شرایط را رگرسیون ساختگی[1] می‌نامند. این شرایط ناشی از آن است که متغیرهای سری زمانی (متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی) تمایل شدیدی نسبت به زمان

1. Spurious regression

(حرکت‌های صعودی و نزولی) نشان می‌دهند و بنابراین R^2 بالایی که مشاهده می‌شود ناشی از وجود متغیر زمان می‌باشد نه به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها.

برای بررسی ایستایی متغیرها عموماً از آزمون‌های ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF[1]) و فیلیپس– پرون (PP[2]) استفاده می‌شود. برای تشخیص ایستایی متغیرها آماره آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون متغیر مورد بررسی با مقادیر بحرانی مکینون مقایسه می‌شود. اگر مقدار قدر مطلق آماره به‌دست آمده از آزمون، از مقادیر بحرانی مکینون بیشتر باشد، نتیجه گرفته می‌شود که متغیر مورد بررسی ایستا می‌باشد.

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی–فولر و فیلیپس–پرون بر سطح

شرح	نوع آزمون	TEPIX	DFM	OIL
با عرض از مبدأ	ADF	−۷/۸۷۳۱۰۰	−۵/۶۲۷۶۰۵	−۹/۳۴۵۵۵۳
	Prob	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
با عرض از مبدأ و روند	ADF	−۷/۹۴۰۳۲۲	−۵/۶۲۳۷۹۲	−۹/۳۷۴۹۰۸
	Prob	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
با عرض از مبدأ	PP	−۷/۸۳۵۲۳۵	−۱۱/۹۸۳۱۲	−۹/۳۹۱۴۴۳
	Prob	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
با عرض از مبدأ و روند	PP	−۷/۸۹۹۶۳۸	−۱۱/۹۷۱۱۸	−۹/۴۱۷۰۱۵
	Prob	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: نتایج پژوهش

نتایج آزمون دیکی–فولر که هم از نوع با عرض از مبدأ و هم از نوع با عرض از مبدأ و روند ارائه شده است نشان‌دهنده این می‌باشد که هر سه متغیر در سطح دارای ریشه واحد می‌باشند و هر سه متغیر با یک با تفاضل‌گیری مانا شده‌اند به‌عبارت‌دیگر هر سه متغیر I(1) می‌باشند، نتایج آزمون فیلیپس–پرون نیز در راستای آزمون دیکی–فولر می‌باشد و هر سه متغیر با یک با تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

۶. بررسی نااطمینانی متغیرها

برای برآورد الگو و محاسبه همزمان نااطمینانی قیمت نفت، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام و همچنین کوواریانس شرطی بین این سه متغیر با استفاده از مدل GARCH سه متغیره، ابتدا باید از وجود ناهمسانی واریانس و وجود اثر ARCH بین باقی‌مانده‌های مدل وجود اطمینان حاصل شود. بدین منظور، همان‌طور که انگل(۱۹۸۲) پیشنهاد کرده است، برای تشخیص ناهمسانی واریانس در اجزا اخلال از آزمون ضریب لاگرانژ ARCH(LM) استفاده می‌شود. این آزمون دارای دو آماره F و

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Philips-Perron test

$obs * R - squared$ و احتمالات مربوط به این آماره‌ها می‌باشد. در این آزمون پس از انجام محاسبات لازم، مقدار آماره $n^*.R^2 = obs * R - squared$ به‌دست می‌آید که دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی q است(q بیانگر تعداد تأخیرهای مربع جملات پسماند می‌باشد). آماره به‌دست‌آمده با آماره $\chi^2_{a,q}$ جدول مقایسه می‌شود. اگر $n^*.R^2$ با فرض $n^* = n - q$ کوچک‌تر از $\chi^2_{a,q}$ جدول باشد فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در داده‌ها پذیرفته می‌شود. در غیر این صورت اگر $n^*.R^2$ بزرگ‌تر از $\chi^2_{a,q}$ جدول باشد فرضیه H_0، رد شده و می‌توان گفت که بین اجزا اخلال ناهمسانی واریانس وجود دارد. نتایج حاصل این آزمون در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون آرچ

	TEPIX	DFM	OIL
F-statistic	۱۳/۳۹۶۴۳	۲۷/۶۵۵۳۲	۱۲/۴۲۹۵۶
Prob	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۶
Obs*R-squared	۲۳/۱۸۷۰۶	۵۴/۵۵۸۵۹	۱۱/۶۴۱۱۷
Prob	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۶

منبع: نتایج پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود آماره $n^*.R^2 = (LM\ test)$ حاصل برای متغیرهای موردنظر بزرگ‌تر از $\chi^2_{a,q}$ جدول می‌باشند یا به عبارتی با توجه به این‌که p-value آزمون کمتر از ۵ درصد شده است بنابراین فرضیه H_0، مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس بین اجزا اخلال رد شده و لذا می‌توان نتیجه گرفت که اثر ARCH در باقیمانده‌ها وجود دارد.

۷. یافته‌های پژوهش

پس از انجام آزمون‌های مربوط به ایستایی متغیرها و سپس آزمون نااطمینانی متغیرها و مشاهده وجود نااطمینانی در باقیمانده‌های مدل به تخمین مدل می‌پردازیم. این مقاله برای تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کوواریانس متغیرهای شاخص کل بازار سهام تهران، شاخص بازار سهام دوبی و قیمت جهانی نفت خام از یک مدل گارچ چند متغیره استفاده می‌کند. رهیافتی که برای برآورد پارامترها استفاده می‌گردد رهیافت BEKK با روش تخمین حداکثر راست‌نمایی می‌باشد. همچنین نرم‌افزار مورد استفاده در این پژوهش Eviews8 می‌باشد. جدول ۴ پارامترهای برآوردشده، انحراف معیار و آماره Z برای مدل موردنظر را نشان می‌دهد.

جدول ۴: نتایج برآورد مدل

	Coefficient	Std.Error	Z-statistic	Prob
C(۱)	۳۹/۴۱۰۵۲	۱۲۱/۴۴۹۴	۰/۳۲۴۵۰۲	۰/۷۴۵۶
C(۲)	۱/۳۱۲۵۴۹	۰/۰۰۰۱۰۱	۱۳۰۵۰/۲۸	۰/۰۰۰۰
C(۳)	−۰/۳۱۳۲۳۹	۰/۰۰۰۲۹۱	−۱۰۷۶/۶۳۰	۰/۰۰۰۰
C(۴)	۲۰۲۲/۵۹۱	۳۶۰/۸۴۱۳	۵/۶۰۵۲۱۰	۰/۰۰۰۰
C(۵)	۵۵۹۷۸۷/۳	۲۲۹۹۲۰/۴	۲/۴۳۴۷۰۱	۰/۰۱۴۹
Variance Equation Coefficients				
C(۶)	۴۵/۹۸۷۳۱	۴/۴۱۸۵۸۰	۱۰/۴۰۷۷۱	۰/۰۰۰۰
C(۷)	۵۴۳/۶۱۷۳	۱۶۱/۷۳۸۰	۳/۳۶۱۰۹۹	۰/۰۰۰۸
C(۸)	۷۶۳/۳۳۵۱	۶۷۸/۲۸۴۷	۱/۱۲۵۳۹۰	۰/۰۲۶۰
C(۹)	۱۲۰۸۹۳/۶	۶۵۱۸/۹۴۸	۱۸/۵۴۴۹۶	۰/۰۰۰۰
C(۱۰)	۶۲۶۶/۲۱۹	۲۹۸۷۷/۲۰	۰/۲۰۹۷۳۳	۰/۰۰۸۳
C(۱۱)	۸۶۸۶۸/۷۴	۲۰۵۶۵/۶۶	۴/۲۲۳۹۷۰	۰/۰۰۰۰
C(۱۲)	۰/۰۴۱۵۴۴	۰/۰۲۰۸۱۹۵	۰/۱۹۹۵۴۴	۰/۸۴۱۸
C(۱۳)	−۰/۰۴۱۴۱۸	۰/۱۰۵۲۲۷	−۰/۳۹۳۶۰۵	۰/۶۹۳۹
C(۱۴)	۴/۸۵۰۸۳۹	۰/۱۳۷۶۷۵	۳۵/۲۳۴۱۰	۰/۰۰۰۰

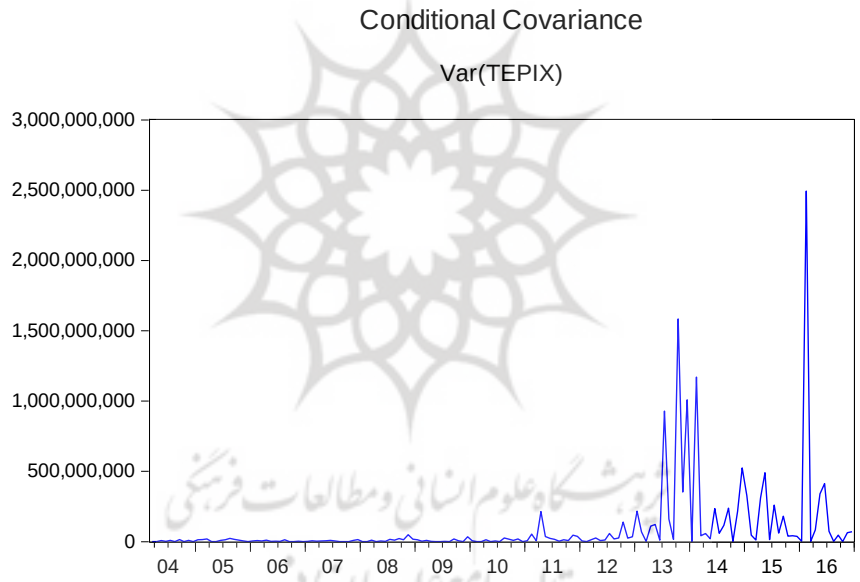
منبع: نتایج پژوهش

نتایج ارائه شده در جدول ۴ (با وارد کردن دو مرتبه جمله خودهمبستگی برای رفع خودهمبستگی) بیانگر این مطلب می‌باشد که مدل در نظر گرفته شده روابط پویای بین نااطمینانی سری‌ها را به‌خوبی نشان می‌دهد. جدول ۴ از دو قسمت تشکیل شده است قسمت اول معادله میانگین و قسمت دوم معادله واریانس را نشان می‌دهد نتایج بر اساس معادله واریانس نشان می‌دهد که نوسانات قیمت جهانی نفت خام اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات شاخص بورس دوبی دارد که این اثر توسط C(۷) نشان داده شده است. همچنین نوسانات قیمت جهانی نفت خام اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران دارد و این اثر توسط C(۸) نشان داده شده است. از سویی نوسانات شاخص بورس دوبی (DFM) اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) دارد که این اثر توسط C(۱۰) نشان داده شده است که بیانگر سرایت تلأطم از بازار بورس دوبی به بازار بورس تهران می‌باشد که این میزان سرایت قابل توجه می‌باشد، همچنین سرایت تلأطم از بازار جهانی نفت به هر دو بازار بورس دوبی و تهران مشاهده شد که این میزان تأثیرپذیری بازارهای سهام نیز قابل توجه می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود شاخص بورس اوراق بهادار تهران نسبت به شاخص بورس دبی بیشتر تحت تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت خام قرار دارد.

نمودارهای ۳ تا ۵ به ترتیب واریانس شرطی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، شاخص بورس دوبی و قیمت جهانی نفت خام را نشان می‌دهد و نمودارهای ۶ تا ۸ به ترتیب کوواریانس شرطی بین قیمت جهانی نفت خام و شاخص بورس دوبی، قیمت جهانی نفت خام و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و آخرین نمودار شاخص بورس دوبی و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد.

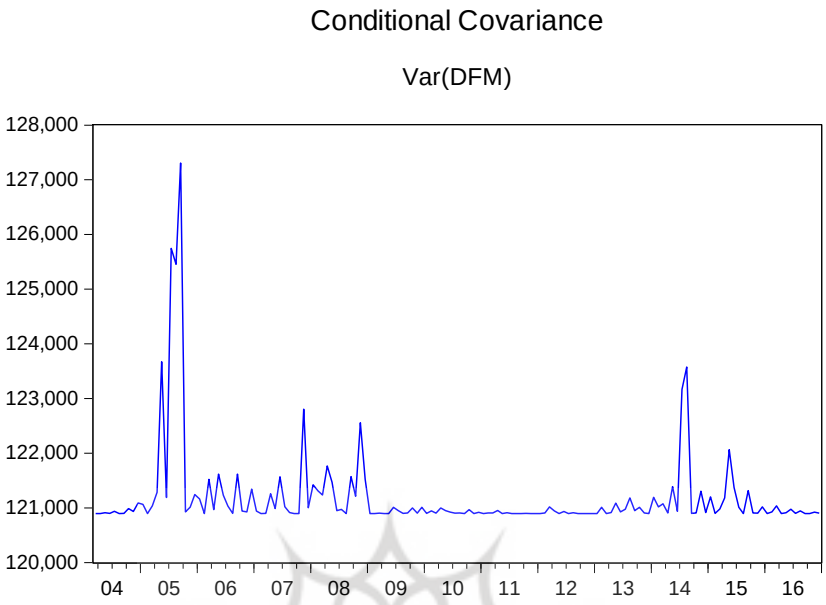
نمودارهای ۳ تا ۵ واریانس شرطی سری‌های موردنظر را به‌صورت جداگانه نمایش می‌دهند. این نمودار نمایانگر این نکته است که نااطمینانی قیمت نفت نوسان بیشتری نسبت به نااطمینانی شاخص قیمت سهام دوبی و شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران دارد.

نوسانات شدید در نمودارها، مربوط به دوره‌هایی می‌شود که یا در این دوران شرایط خاص سیاسی بر کشور حاکم و یا اینکه اقتصاد کشور شاهد شرایط نامساعدی بوده است. در سال ۱۳۸۱ نظام نرخ ارز یکسان، جای سیستم چند نرخی را گرفت. درآمدهای نفتی ایران نیز از این سال تا نیمه اول سال ۱۳۸۷، روند صعودی و نسبتاً باثباتی داشته است. اما پس از آن و با وقوع بحران مالی جهانی و پیامدهای رکودی آن، قیمت نفت در بازارهای جهانی با کاهش شدیدی مواجه گردید و در نتیجه درآمد کشورهای صادرکننده نفت، ازجمله ایران، با کاهش قابل‌ملاحظه‌ای مواجه شد. سپس، دوباره درآمدهای نفتی روند افزایشی به خود گرفت.



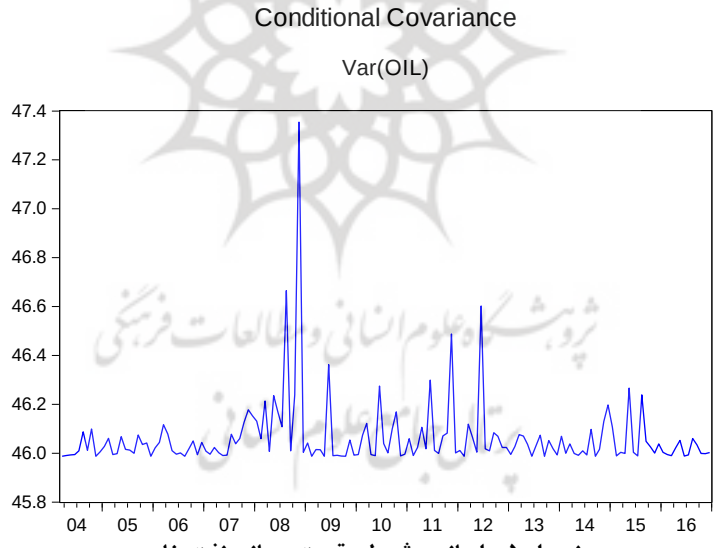
نمودار ۳: واریانس شرطی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

منبع: نتایج پژوهش



نمودار ۴: واریانس شرطی شاخص بورس دوبی

منبع: نتایج پژوهش

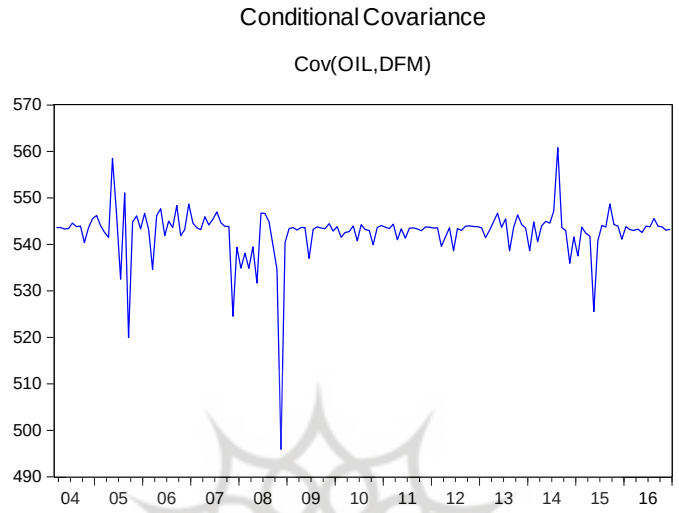


نمودار ۵: واریانس شرطی قیمت جهانی نفت خام

منبع: نتایج پژوهش

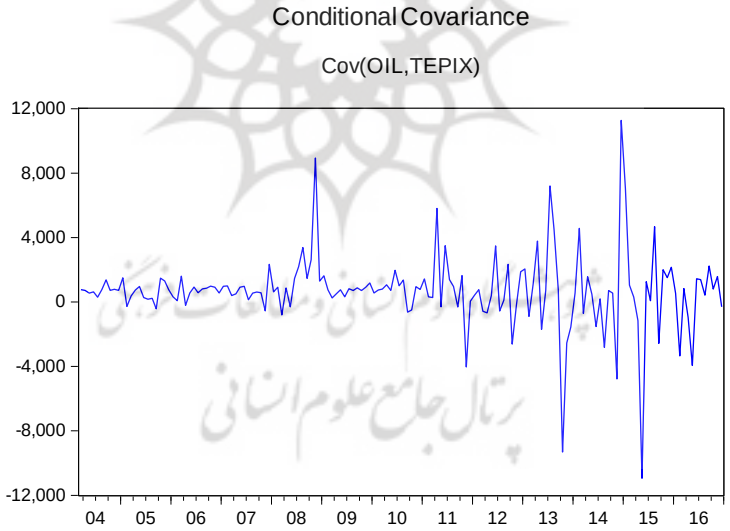
نمودار ۶ تا ۸ نیز کوواریانس شرطی بین سری‌های موردنظر را نشان می‌دهد. با استفاده از این نمودارها می‌توان رابطه بین نااطمینانی متغیرها را بررسی نمود. همان‌طور که از نمودار ۵ مشخص است، کواریانس شرطی بین متغیر قیمت جهانی نفت خام و شاخص بورس دبی بین ۴۹۰ و ۵۷۰ در

حال تغییر است و رفتار نااطمینانی حاصل از دو سری در طول زمان ناپایدار است. دو نمودار دیگر نیز که کوواریانس بین متغیرها را نشان می‌دهد تفسیری مانند نمودار ۵ دارد.



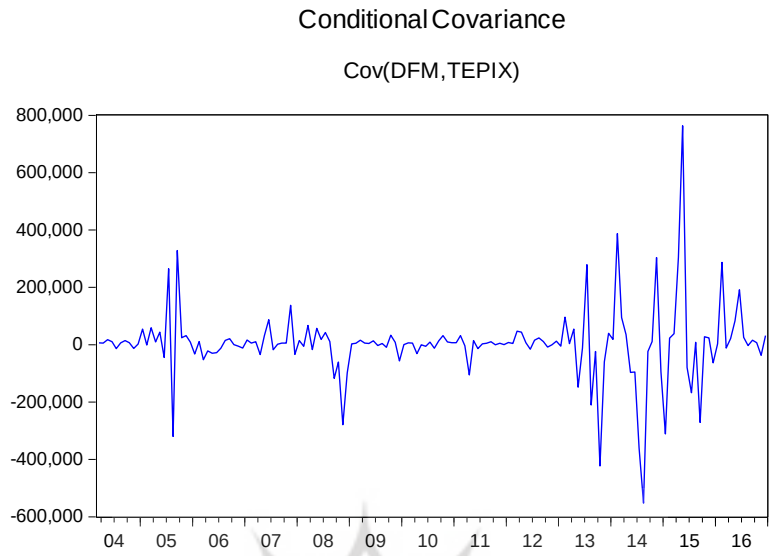
نمودار ۶: کوواریانس شرطی قیمت جهانی نفت خام و شاخص بورس دوبی

منبع: نتایج پژوهش



نمودار ۷: کوواریانس شرطی قیمت جهانی نفت خام و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

منبع: نتایج پژوهش



نمودار ۸: کوواریانس شرطی شاخص بورس دوبی و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

منبع: نتایج پژوهش

۸. نتیجه‌گیری

با نگرشی بر ساختار اقتصاد کلان اقتصادی هر کشور و بازارهای مختلف موجود در هر اقتصاد می‌توان دریافت که یکی از اساسی‌ترین بازارها در هر اقتصاد بازارهای سرمایه هستند. بدون تردید شرایط این بازارها به شدت از سایر بخش‌ها تأثیر می‌پذیرند و می‌توانند بر بخش‌های دیگر اقتصاد تأثیرگذار باشند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی بورس اوراق بهادار است که یک بازار متشکل رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها تحت ضوابط و قوانین خاص است. نفت و فرآورده‌های آن به‌عنوان مهم‌ترین منبع انرژی در فرآیندهای تولیدی در جهان مورد استفاده قرار می‌گیرد، از این‌رو نوسان‌ها در قیمت نفت می‌تواند بر هزینه تولید و سودآوری شرکت‌های تولیدی اثرگذار باشد. نفت برای برخی کشورهای صادرکننده آن مهم‌ترین منبع درآمدی حساب می‌شود و قیمت نفت و نوسان‌های آن از این کانال نیز می‌تواند بر بخش حقیقی و همچنین بازار سرمایه اثر بگذارد، به‌طوری‌که در بسیاری از کشورها که مدیریت درآمد نفتی مناسبی ندارند افزایش قیمت نفت با افزایش درآمد دولت و افزایش پایه پولی همراه شده که آثار تورمی دارد. بنابراین در این مقاله با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۲۰۰۴ تا پایان ۲۰۱۶ و استفاده از روش BEKK، به بررسی نوسانات قیمت نفت بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و دوبی پرداخته شده است. پس از انجام آزمون مانایی و مشاهده این‌که داده‌ها با یک بار تفاضل‌گیری مانا شدند، آزمون آرچ را برای متغیرها انجام دادیم، نتیجه حاکی از وجود ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل دارد. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل وجود

رابطه مثبت و معنی‌دار بین نوسانات قیمت جهانی نفت خام و نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران و رابطه مثبت و معنی‌دار بین نوسانات نرخ قیمت جهانی نفت خام و نوسانات شاخص بورس اوراق دوبی را نشان می‌دهد. همچنین نوسانات شاخص بورس دوبی رابطه مثبت و معنی‌داری بر نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

با توجه به تأثیرپذیری بازار سهام تهران و دبی از تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی و مخصوصاً نوسانات قیمت نفت، سیاست‌گذاران اقتصادی کشورها هنگام اعمال سیاست‌های پولی و مالی باید تمام جوانب تأثیرگذاری این سیاست‌ها را مورد مطالعه قرار داده و آثار مثبت و منفی این سیاست‌ها مورد نظر قرار گیرد تا سیاست‌های اعمال شده بتواند باعث رونق بیشتر بازار سرمایه کشورها گردد و با گسترش خصوصی‌سازی از حجم دولت کاسته شود تا زمینه فعالیت بخش خصوصی آماده گردد. سرمایه‌گذاران بایستی به نوسانات قیمت جهانی نفت به‌عنوان شاخص مهم اطلاعاتی که با اثرگذاری بر هزینه‌های متغیر درآمد شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد توجه داشته باشند در نتیجه توصیه می‌شود تا بنگاه‌ها با کاهش وابستگی خود به نفت و جایگزینی نفت با انرژی‌های دیگر تأثیرپذیری سوددهی و درآمدهای خود را از نوسانات قیمت نفت تا حد زیادی کاهش دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ابراهیمی، محسن و شکری، نوشین (۱۳۹۱). «بررسی اثرات نامتقارن تکانه ی قیمتی نفت بر شاخص قیمت سهام: تشکیل و مقایسه فواصل اطمینان خود راه انداز در توابع واکنش آنی»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۲): ۱۴۴-۱۱۵.

ابونوری، اسمعیل؛ عبداللهی، محمدرضا و حمزه، مصطفی (۱۳۹۱). «مدلسازی نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چند متغیره»، *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۱۴(۱): ۱۶-۱.

پیرائی، خسرو و شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۸). «تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران»، پژوهش‌های اقتصادی، ۹(۱): ۳۸-۲۱.

جعفر عبدی، اکبر (۱۳۸۹). بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.

حسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲). «مدل‌سازی و سنجش سرایت تلاطم با استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره»، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۲۱: ۱۵۷-۱۳۷.

حسن زاده، علی و کیانوند، مهران (۱۳۹۳). «اثر شوک های متقارن و نامتقارن نفتی بر شاخص کل قیمتی در بازار بورس اوراق بهادار تهران»، *پژوهش های اقتصاد پولی-مالی*، ۲۱(۸): ۶۱-۲۱.

سلیمی‌فر،مصطفی و فلاحی، محمد و سیدمحمد میرهاشمی دهنوی (۱۳۹۴). «بررسی آثار نامتقارن شوکهای قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران»، *اقتصاد پولی، مالی*، ۲۲(۹): ۵۶-۲۹.

صمدی، سعید و خرمی‌پور، علی و مصدقی، انسیه و میرمهدی، سیده اکرم (۱۳۹۳). «تحلیل سرایت نوسان های قیمت جهانی نفت به بازار سهام (مورد مطالعه: منتخبی از کشورهای عضو اوپک)»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۴۹(۳): ۵۷۴-۵۵۵.

صمدی، سعید؛ شیروانی مفرد، زهرا و داورزاده، مهتاب (۱۳۸۶). «بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا»، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، ۴(۲): ۵۱-۲۱.

موسایی، میثم و مهرگان، نادر و امیری حسین (۱۳۸۹). «رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۸(۵۴): ۹۴-۷۳.

Arouri, M. E. H., & Fouquau, J. (2009). On the short-term influence of oil price changes on stock markets in GCC countries: linear and nonlinear analyses. *ArXiv preprint arXiv: 0905.3870*.

Baba, Y.; Engle, R.F.; Kraft, D. and Kroner, K. (1990); Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. Unpublished Manuscript, *University of California, and San Diego.*

Bollerslev, T. (1986); "Generalized Autoregressive Conditional Hetero-skedasticity". *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.

Bollerslev, T. (1990); "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model". *The Review of Economics and Statistics*, 72(3): 498-505.

Bollerslev, T.; Engle, R.F. and Wooldridge, J.M. (1988); "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances". *Journal of Political Economy*, 96(1): 116-131.

Brooks, C., & Henry, Ó. T. (2000). Linear and Non-Linear Transmission of Equity Return Volatility: Evidence from the US, Japan and Australia. *Economic Modelling*, *17*(4), 497-513. Doi: http://dx.doi.org/10.1016/S0264-9993 (99)00035-8

Chaibi, A. and Gomes, M. (2013). "Volatility Spillovers between Oil Prices and Stock Returns: A Focus on Frontier Markets, Working Paper", *IPAG Business School*, 34: 1-17.

Chou, R. Y., Lin, J., & Wu, C. (1999). Modeling the Taiwan Stock Market and International linkages. *Pacific Economic Review, 4*(3), 305-320.

Cong, R. G., Wei, Y. M., Jiao, J. L., & Fan, Y. (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*, *36*(9), 3544-3553.

Engle, R. F., Ng, V. K., & Rothschild, M. (1990). Asset pricing with a factor-ARCH covariance structure: Empirical estimates for treasury bills. *Journal of Econometrics*, *45*(1-2), 213-237.

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*, 12(1): 61-78.

Filis, G.; Degiannakis, S. and Floros, Ch. (2011); "Dynamic Correlation between Stock Market and oil Prices: The Case of oil-importing and oil-exporting countries". *International Review of Financial Analysis*, 20: 152-164.

Golob, J., (1994), "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?"Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review 79:pp. 27-38.

Ibrahim, M.H. (1999), "Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis", *Asian Economic Journal*, Vol. 13, PP. 219-231.

Joo, Y. C., & Park, S. Y. (2017). Oil prices and stock markets: Does the effect of uncertainty change over time?. *Energy Economics*, *61*, 42-51.

Khalfaoui, R.; Boutahar, M. and Boubaker, H. (2015); "Analyzing volatility spillovers and hedging between oil and stock markets: Evidence from wavelet analysis". *Energy Economics*, 49: 540-549.

Li H. (2007). International Linkages of the Chinese Stock Exchanges: A Multivariate GARCH Analysis. *Applied Financial Economics*, 17, 285-297.

Miller, J. I., & Ratti, R. A. (2009). Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*, *31*(4), 559-568.

Miller, K. & G. Show Fang (2001), "Is There a Long-Run Relationship beween Stock Returns and Monetary Variables: Evidence from an Emerging Market", *Applied Financial Economics*, Vol. 11, PP. 641-649

Morley, B., & Pentecost, E. J. (2000). Common trends and cycles in G-7 countries exchange rates and stock prices. *Applied Economics Letters*, *7*(1), 7-10.

Rault, C.; Arouri M. (2009); Oil Prices and Stock Markets: What Drives What in the Gulf Corporation Council Countries, William Davidson Institute Working Papers Series wp960, William Davidson Institute at the University of Michigan.

Valdés, A. L., Fraire, L. A., & Vázquez, R. D. (2016). A copula-TGARCH approach of conditional dependence between oil price and stock market index: the case of Mexico. *Estudios económicos*, *31*(1), 47-63.