

تحلیل تاثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر بازار سهام در ایران

نوع مقاله: پژوهشی

باقر حسامی عزیزی^۱

حسین قلی‌پور^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۳/۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۷

چکیده

به دلیل ضرورت بررسی ارتباط میان بازارهای سهام با بازارهای نفت پژوهش‌های تجربی متعددی با روش‌ها و داده‌های مختلف برای بررسی رابطه علی بین قیمت سهام با قیمت نفت انجام شده است. نتایج حاصل از مطالعات در کشورهای مختلف، متفاوت است که ناشی از وجود برخی تفاوت‌های ساختاری در این کشورها بوده است. استفاده از نوسانات قیمت نفت به عنوان یک عامل مؤثر بر قیمت سهام را می‌توان با این واقعیت توجیه کرد که ارزش بنیادی سهام در تئوری برابر با مبلغ تخفیف انتظار جریان‌های نقدی آینده است. دوم رویدادهای اقتصادی کلان که ممکن است نفت را تحت تاثیر قرار دهد تاثیر شوک‌ها است. تحقیق حاضر تاثیر برخی از متغیرهای مهم اقتصادی را بر بازده سهام در ایران مورد توجه قرار داده است. بنابراین با در نظر گرفتن عرضه نفت، تقاضای کل و تقاضای نفت مؤثر بر بازده بازار سهام سعی در تبیین یک رهیافت همگامی بر بازده سهام از طریق روش خودرگرسیون برداری ساختاری دارد. نتایج تحقیق نشان داد شوک‌های عرضه و تقاضای نفت و تقاضای کل بر قیمت واقعی نفت و بر بازدهی واقعی سهام اثر دارد.

کلید واژگان: عرضه نفت، تقاضای کل، تقاضای نفت، بازده بازار سهام، خودرگرسیون برداری ساختاری

JEL: C51,G17,E21

^۱ bhesami@pnu.ac.ir

^۲ selda1392elsa.hg@gmail.com

^۱ استادیار اقتصاد دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول)

^۲ دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه پیام نور

مقدمه

درک رفتار بازده سهام و شناسایی عوامل موثر بر خود دینامیک به تصمیم‌گیری‌های مالی کارآمد بسیار مهم است، به ویژه در دوران بحران مالی بین‌المللی. اگر چه در حال حاضر یک مجموعه‌ای از مطالعات تجربی بررسی قیمت‌گذاری دارایی، ماهیت و تعدادی از عواملی که تعیین بازده سهام ساختار وجود دارد، اما هنوز نامعلوم باقی مانده‌اند. قیمت نفت در طول سال‌های اخیر به طور چشمگیری تغییر کرده است. با سلسله‌ای از نوسانات قابل توجهی، تحقیق بر روی تاثیر آن بر بازده بازار سهام حائز اهمیت است. استفاده از نوسانات قیمت نفت به عنوان یک عامل مؤثر بر قیمت سهام را می‌توان با این واقعیت توجیه کرد که ارزش بنیادی سهام در تئوری برابر با مبلغ تخفیف انتظار جریان‌های نقدی آینده است. دوم رویدادهای اقتصاد کلان که ممکن است نفت را تحت تاثیر قرار دهد تاثیر شوک‌ها است. اکثر مطالعات صورت گرفته بر روی قیمت نفت فعالیت‌های اقتصادی بوده است و کار نسبتاً کمی در مورد تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سهام وجود دارد. لذا اهمیت بررسی اثر شوک‌های بازار نفت بر روی اقتصاد ایران، به عنوان دومین تولیدکننده در میان سازمان کشورهای صادرکننده نفت خام، به دلیل حجم وسیع درآمد صادرات و بودجه‌ی سالیانه‌ی دولت از صادرات نفت می‌باشد، به طوری که شوک بازارهای نفت جهانی، می‌تواند اثری زیاد بر کل ساختار اقتصادی ایران به جای گذارد. شوک‌های جهانی قیمت نفت و عدم تعادلات تجاری، زنگ خطری جدی را برای سیاست‌گذاران در سراسر جهان به خصوص برای اقتصادهای مبتنی بر نفت به صدا درآورده است و از آنجا که ارزش سهام، برابر با مجموع تنزل یافته‌ی جریان‌ات نقدی آینده است و این جریان‌ات نقدی تحت تاثیر حوادث و رخدادهای اقتصاد کلان هستند و به طبع می‌توانند تحت تاثیر تکانه‌های نفتی نیز قرار بگیرند، کاملاً منطقی به نظر می‌رسد که بیان شود بازار سهام اطلاعات مربوط به پیامدهای ناشی از تکانه‌های نفتی را جذب و در قیمت‌های سهام انعکاس می‌دهد. همچنین کسب بازدهی بالاتر اهمیت هر سرمایه‌گذار در بورس اوراق بهادار می‌باشد و در صورتیکه سرمایه‌گذار در انتخاب سهام به طور منطقی تصمیم‌گیری نماید، می‌تواند به بازدهی مطلوب دست یابد. بنابراین شناخت عوامل مهمی که می‌تواند به سرمایه‌گذاران در انتخاب و گزینش بهینه سهام کمک نماید، ضرورت دارد.

اهمیت بررسی اثر بازار نفت بر روی اقتصاد کشور، به عنوان کشورهای صادرکننده نفت خام، به دلیل حجم وسیع درآمد صادرات و بودجه‌ی سالیانه‌ی دولت از صادرات نفت است. به طوری که شوک بازارهای نفت جهانی و توجه به گسترش بازار سهام، می‌تواند بر کل ساختار اقتصادی کشور اثر گذار باشد. بنابراین سوال تحقیق چگونگی تأثیر شوک‌های قیمت نفت ناشی از عرضه و تقاضای نفت خام بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

مبانی نظری پژوهش

بازارهای مالی یکی از اساسی ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به شدت بر بخشهای واقعی اقتصاد تاثیر گذار است و به شدت از سایر بخشها تاثیر (نه لزوما در کوتاه مدت) می پذیرند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است (گیلین، ۲۰۰۹).^۱ بورس اوراق بهادار یک بازار متشکل و رسمی خرید و فروش سهام شرکتها تحت ضوابط و قوانین خاص است. یکی از وظایف این بازار کمک به عادلانه نمودن قیمت اوراق بهادار و سرعت بخشیدن به معاملات است (صمدی و دیگران، ۱۳۸۶).

بورس اوراق بهادار از سویی مرکز جمع آوری پس اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژههای سرمایه گذاری بلند مدت است. از سویی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی برای سرمایه گذاری دارندگان پس اندازهای راکد است. بازار بورس نه تنها از اقتصاد ملی، بلکه از اقتصاد جهانی نیز تاثیر می پذیرد. (داورزاده، ۱۳۸۰)

تحولات نفتی، در اقتصادهایی که تا حد بالایی به درآمد نفت و ارز حاصل از آن متکی هستند، می تواند یکی از عوامل مهم اثرگذار بر بخشهای مختلف اقتصاد از جمله بازار سهام به شمار رود (آبیان و وانگ، ۲۰۱۳).^۲ 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 سرمایه گذاران، که بر وجود اثرگذاری نوسانات قیمت نفت بر بازدهی سهام آگاهی دارند، نیازمند شناخت دقیق نحوه اثرگذاری نوسانات های قیمت نفت بر بازار سهام است. (آروری و روت، ۲۰۱۱)^۳

بررسی اثر تکانه های قیمت نفت بر شاخص قیمت بازار سهام از آن جهت ضرورت دارد که در ایران بازار سهام با رشد تولید ناخالص داخلی^۱ و سایر شاخص های اقتصادی رابطه دارد و در نتیجه امکان پیش بینی تغییرات بازار سهام با استفاده از این متغیرها ممکن است به نتایج قابل اعتمادی منجر شود، اما با توجه به وابستگی شدید اقتصاد ایران به نفت، می توان انتظار داشت که نوسانات قیمت نفت اثرات قابل توجه ای بر فعالیت های اقتصادی کشور از جمله بازار سهام داشته باشد. قسمت عمده ای از پژوهش ها اثرات تکانه های قیمت نفت بر اقتصاد کلان کشورها را بررسی کرده اند. با این حال، مطالعات به نسبت کمتری تأثیر تکانه های قیمت نفت و بازارهای سهام را بررسی نموده اند. یکی از دلایل تعداد محدود مطالعات، تاریخیچه به نسبت کوتاه نوسان بالای قیمت نفت است. با این حال،

¹ Kilian, L.

² Abhyankar, A., Xu, B., Wang, J

³ Arouri, M.E.H., Rault, C

¹Gross Domestic Product(GDP)

نقش مهم بازارهای سهام در اقتصاد، باعث انجام پژوهش‌های بیشتر در حوزه رابطه میان قیمت نفت و بازارهای سهام در سال‌های آتی شده است (صادقی و دیگران، ۱۳۸۹). اگر چه در زمینه رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام در کشورهای توسعه یافته پژوهش‌هایی انجام شده است اما این پژوهش‌ها اکثراً کشورهای واردکننده نفت را در نظر گرفته‌اند و این نتایج قابل تعمیم به ایران بعنوان کشور صادرکننده و در حال توسعه نیست (شهبازی و دیگران، ۱۳۹۲). همچنین می‌توان ادعا کرد که بازار سهام ایران از روند بازارهای جهانی تبعیت نمی‌کند. بنابراین نیاز به انجام مطالعات جداگانه‌ای در مورد ایران احساس می‌شود (فرامرزی رکسانا، ۱۳۹۱). مشکل پژوهش‌های گذشته این است که نتایج یکسانی از پژوهش‌های مختلف گرفته نشده است و در بازه‌های زمانی مختلف و با استفاده از روش‌های آماری مختلف، پژوهش‌گران نتایج متفاوتی گرفته‌اند. بازه زمانی مورد بررسی در پژوهش‌های گذشته شامل بحران اقتصادی اخیر نمی‌شود و در نتیجه روابط بین قیمت نفت و بازار سهام در سال‌های اخیر ممکن است تغییر کرده باشد. بطور کلی تکانه‌های قیمت نفت از دو طریق می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی یک کشور را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از طریق تأثیر برطرف عرضه اقتصاد است که این تأثیر اصولاً با وقفه نمایان می‌گردد و با تأثیرگذاری بر ظرفیت تولیدی کشور نقش خود را آشکار می‌سازد. دیگری از طریق تأثیر بر تقاضای کل می‌باشد که می‌تواند در کوتاه‌مدت آثار خود را بر فعالیت‌های اقتصادی کشور بر جای گذارد (بجرنالند، ۲۰۰۸).^۱ کشورها را از لحاظ چگونگی تأثیرپذیری تکانه‌های نفتی و تغییرپذیری قیمت نفت می‌توان به دو دسته تفکیک کرد. در این دو دسته، تکانه‌های نفتی آثار تقریباً متفاوتی را از خود نشان خواهند داد. دسته اول کشورهای واردکننده نفت می‌باشند. به اعتقاد بسیاری از اقتصاددانان، افزایش شدید در قیمت نفت باعث پایین آمدن رشد اقتصادی و افزایش تورم در کشورهای واردکننده نفت می‌شود. این موضوع را می‌توان از جنبه‌های متفاوتی مورد بررسی قرار داد. از یک سو، افزایش قیمت نفت باعث کمیابی انرژی به عنوان مواد اولیه برای تولید بنگاه‌ها شده است که این مطلب عامل افزایش هزینه بنگاه‌ها برای خرید کالاهای سرمایه‌ای جدید را در پی خواهد داشت که این امر در بلندمدت منجر به کاهش در ظرفیت تولیدی بنگاه‌های اقتصادی در کشورهای صنعتی می‌شود. (آروری و دیگران، ۲۰۱۱).^۲ این موضوع بیانگر کاهش عرضه کل و افزایش سطح قیمت‌ها است. از سوی دیگر، اگر مصرف‌کنندگان انتظار افزایش موقتی در قیمت انرژی را داشته باشند، ممکن است تصمیم بگیرند تا پس انداز کمتری داشته باشند که این موضوع موجب کاهش در سرمایه‌گذاری و افزایش قیمت‌ها می‌شود. این کشورها، با هزینه‌های بیشتر و ریسک‌های بیشتری به دلیل عدم قطعیت ناشی از قیمت نفت نوسان‌پذیر روبرو هستند که قیمت‌های

¹ Bjornland, H.C

² Arouri, M.E.H., Jouini, J., Nguyen, D.K.,

سهام را هم تحت تأثیر قرار می‌دهد. (آروری و دیگران، ۲۰۱۱).^۱ دسته دوم، کشورهای صادرکننده نفت می‌باشند، کشورهایی که دارای منابع طبیعی غنی از جمله نفت و گاز که با صادرات نفت درآمدهای هنگفتی را کسب می‌کنند. این درآمدها ممکن است در یک برهه زمانی خاص ناشی از افزایش ناگهانی قیمت نفت باشد. کسب درآمدهای حاصل از صادرات بی رویه نفت و افزایش قیمت نفت باعث بوجود آمدن پدیده‌ای به نام "بیماری هلندی"^۲ در این کشورها می‌شود. این واژه برای نخستین بار در سال ۱۹۷۷ توسط نشریه اکونومیست لندن در توصیف این پدیده مواجه شدند (صالحی یاور، ۱۳۹۰) برای کشورهای صادرکننده نفت، افزایش قیمت نفت اثر مثبتی به صورت درآمدهای بیشتر و ثروت بیشتر خواهد داشت. همچنین قیمت های نفت بالاتر به معنای یک انتقال آنی ثروت از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت است. اگر دولت های صادرکننده نفت درآمد اضافی را برای خرید کالاها و خدمات داخلی خرج کنند، این اتفاق منجر به بهبود اقتصاد می‌شود که در نتیجه روی بازارهای سهام تأثیر مثبت دارد.

یکی از عوامل تأثیر گذار بر شاخص قیمت سهام، قیمت نفت می باشد. زیرا نفت و فرآورده های آن به عنوان مهمترین منبع انرژی در فرآیندهای تولیدی در سراسر دنیا کاربرد دارد. از اینرو نوسانات قیمت نفت بر هزینه تولید و سودآوری شرکت های تولیدی اثر گذار می باشد. افزایش قیمت نفت با تأثیرگذاری بر درآمد دولت و پایه پولی آثار تورمی در پی داشته و موجب افزایش قیمت سهام می شود. همچنین نیاز تقاضای جهانی به کالاهای صنعتی، افزایش عرضه جهانی نفت خام را به همراه خواهد داشت که این افزایش عرضه موجب نوسانات در قیمت نفت به عنوان یک کالای استراتژیک شده و نهایتاً با تأثیرپذیری بر درآمد و پایه پولی کشور اثرات خود را در سرمایه گذاری و بورس نشان خواهد داد.

بطور کلی نوسانات و افزایش قیمت نفت از کانال های مختلف، قیمت سهام در کشور های صادرکننده نفت را تحت تأثیر قرار می دهد. اولین کانال خلق نقدینگی می باشد که با تأثیرگذاری بر پایه پولی کشور و اتخاذ سیاست مالی از طرف دولت منجر به افزایش حجم پول می شود. (ابراهیمی و شگری، ۱۳۹۱). دومین کانال ارزی است. با افزایش ارزش های ناشی از صادرات نفت از یک طرف باعث افزایش قیمت سهام شرکت های صادرکننده کالاها و خدمات شده (بعد از تقاضا) و از طرف دیگر باعث کاهش سود شرکت های وارد کننده نهاد های واسطه ای و کاهش قیمت سهام آنها می شود. (بعد از عرضه). (مورلی و پنکاست، ۲۰۰۰) سومین کانال از طریق انتظارات اثر می گذارد. افزایش

^۱ Arouri, M.E.H., Jouini, J., Nguyen, D.K.,

^۲Dutch Disease

درآمدهای نفتی انتظارات خوش بینانه ای را در مورد بازار بورس و قیمت سهام در آینده بوجود می آورد. (میلر و شوفنگ، ۲۰۰۱) چهارمین کانال اثر درآمدی است. بعبارت دیگر افزایش قیمت نفت به معنای انتقال درآمد و ثروت از کشور وارد کننده به کشور صادر کننده می باشد. البته این افزایش درآمد ناشی از تغییر قیمت بستگی به نحوه بکارگیری دولت از درآمد ایجاد شده دارد که می تواند با تاثیر گذاری بر جریانهای نقدی آتی تاثیرات متفاوتی بر قیمت سهام داشته باشد. (حسن زاده و کیاوند، ۱۳۹۳) کانال پنجم اثر بازگشتی ناشی از افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت می باشد. چون اکثر کشورهای صادر کننده نفت دارای تکنولوژی بروز جهت فرآوری نفت خام نمی باشند و خود وارد کننده مشتقات نفتی هستند با تاثیر گذاری منفی بر جریانهای نقدی آتی باعث کاهش قیمت سهام در این کشورها می شود. (راولت و آروری، ۲۰۰۹)

طبق نظریه های اقتصادی تغییر در قیمت نفت خام از طریق دو کانال عرضه و تقاضا روی اقتصاد اثر میگذارد. بطور کلی اگرچه تغییر در قیمت نفت خام عامل مهمی برای نوسان در قیمت سهام در نظر گرفته میشود اما در بین اقتصاددانان یک نتیجه کلی مبنی بر رابطه بین قیمت سهام و قیمت نفت وجود ندارد.

پیشینه تحقیق

همزمان با وقوع شوکهای نفتی سالهای ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ با رکود اقتصادی در غرب، انرژی به عنوان یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی اهمیت خاصی پیدا کرد و مطالعات گسترده ای برای شناخت عوامل و میزان تأثیر افزایش قیمت انرژی بر رکود اقتصادی انجام گرفت. در ارتباط با سنجش اثر قیمت نفت بر بازارهای سرمایه از جمله بازار سهام در کشورهای وارد کننده نفت، مطالعات زیادی انجام شده است.

باگیرو و متیو (۲۰۱۹) ارتباط بین قیمت نفت، بازار سهام و عملکرد مالی شرکت های نفت و گاز اروپا را بررسی نمودند. آنها در این تحقیق از مدل $VAR(1), GARCH(1,1)$ از داده های دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ استفاده کردند. نتایج آنها نشان داد که در اغلب موارد واکنش بازارهای سهام به تغییرات قیمت نفت خام در بخشهای مختلف متفاوت است

گنک و دیگران (۲۰۱۵) این مقاله تاثیر شوک های ساختاری قیمت نفت را بر کوواریانس بازده بازار سهام ایالات متحده و نوسانات بازار سهام بررسی می کند. آنها از داده های روزانه در مورد بازده و نوسانات، کوواریانس بازده و نوسان را در فرکانس ماهانه به دست آوردند. معیارهای نوسانات روزانه

^۱ Wensheng Kang , Ronald A. Ratti, Kyung Hwan Yoon

عبارتند از: نوسان در فرکانس بالا (بازده مربع عادی شده)، نوسان شرطی که از یک مدل نوسان تصادفی بازیافت می‌شود، و نوسان ضمنی استنتاج شده از قیمت گزینه‌ها. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد شوک‌های مثبت به تقاضای کل و تقاضای ویژه بازار نفت با اثرات منفی بر کوواریانس بازده و نوسانات همراه است. اختلالات عرضه نفت با اثرات مثبت بر کوواریانس بازده و نوسانات همراه است. شاخص سرریز بین شوک‌های ساختاری قیمت نفت و کوواریانس بازده سهام و نوسانات بزرگ و از نظر آماری بسیار معنی‌دار است.

آلویی و همکاران (۲۰۱۲) به ارزیابی تأثیرات نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام در بازارهای نوظهور پرداختند. تحقیقات آنان بر روی یک نمونه در بازده زمانی بین ۲۵ سپتامبر ۱۹۹۷ تا نوامبر ۲۰۰۷ صورت گرفت و از مدل همبستگی رولینگ (پیوند بین دو سری زمانی) با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری داراییهای چند فاکتوری مشروط به ماهیت عملکرد بازار سهام پرداختند آنها در نتایج خود نشان دادند که حساسیت نفتی بازده سهام نامتقارن بوده و خصوصاً در بازارهای نوظهور با تغییرات قیمت نفت رابطه مثبتی دارد.

چینزارا^۱ (۲۰۱۱)، رابطه ناطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام را با استفاده از مدل VAR-GARCH برای آفریقای جنوبی بررسی نمود. یافته‌های وی نشان دهنده وجود رابطه دو طرفه میان این متغیرها می‌باشد. همچنین ناطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معناداری بر روی نوسانات بازار سهام دارد.

باقری، مرضیه و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی تحلیل جامعه شناختی عوامل اجتماعی-اقتصادی مؤثر بر رفتار سرمایه‌گذاری سهامداران در بازار بورس تهران پرداختند. در صورت سرمایه‌گذاری در بورس توسط سهامداران، پیامدهایی نظیر، کسب منابع برای کسب و کارهای بزرگ، زمینه و بستری برای ایجاد شرکت‌های متوسط اشتغالزایی و کاهش نقدینگی و تورم به دنبال خواهد داشت. با عنایت به راهبرد دوم سرمایه‌گذاران مبتنی بر عدم سرمایه‌گذاری مجدد در بورس، باعث ریزش و سقوط بازار سهام می‌گردد.

سیستانی بدوئی، یاسر و همکاران (۱۴۰۱) هدف پژوهش بررسی تاثیر شوک حجمی بر بازده غیرعادی سهام بود. جامعه آماری در این پژوهش تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می‌باشند که تعداد ۱۲۰ شرکت بعنوان نمونه آماری انتخاب شدند. نشان دادند که بین شوک حجمی و بازده غیرعادی سهام رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

زین الدینی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی مقاله‌ای تحت عنوان اثر تکانه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران پرداختند. هدف این پژوهش بررسی آثار متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره، نرخ تورم و

^۱ Chinzara

شاخص تولیدات صنعتی بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۶ به صورت سالانه است. این رابطه با روش رگرسیون چندکی بین بازده شاخص سهام و متغیرهای کلان اقتصادی ارزیابی شده است. طبق نتایج تغییر نرخ بهره تأثیری منفی بر بازده شاخص سهام داشته و قیمت نفت، شاخص تولیدات صنعتی و نرخ ارز دارای تأثیر مثبت بر بازدهی این شاخص است. نرخ تورم تأثیر معناداری بر بازدهی این شاخص نداشته است. با اجرای باز نمونه‌گیری (بوت استرپ)، نتایج رگرسیون چندکی تأیید شد.

نادی قمی و فرنیان (۱۳۹۷) به بررسی تاثیر شوک‌های قیمتی نفت بر بازده بازار سهام ایران به روش خود رگرسیون برداری بیزین پرداخته‌اند. با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۴. با توجه به ضرایب متغیرهای نرخ رشد قیمت نفت، نرخ موثر ارز واقعی و تولید ناخالص داخلی دریافتند که اثر متغیرهای مذکور بر روی شاخص بازار سهام بسیار بیشتر از متغیر نرخ تسهیلات اعطایی است. همچنین با مقایسه نمودارهای کنش و واکنش نشان دادند که شوک بازار نفت به طور معنی داری نوسان‌های شاخص قیمت سهام را توضیح می‌دهد و با گذر زمان شوک‌های وارده به شاخص سهام میرا می‌گردد و اثرات آن کاهش می‌یابد.

مطالعات صورت گرفته در خصوص تأثیر تکانه‌های نفتی بر بازار سهام نسبتاً مبهم است، بطوری که اتفاق نظر عمومی مبنی بر رابطه بین قیمت سهام و نوسانات قیمت نفت وجود ندارد. برخی مطالعات رابطه‌ای منفی بین نوسانات قیمت نفت و بازار سهام را گزارش نموده‌اند در حالی که برخی دیگر از مطالعات حاکی از عدم وجود رابطه‌ای معنی‌دار بین این دو می‌باشد.

گلخندان ابوالقاسم (۱۳۹۵) به بررسی تاثیر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام در ایران (آیا این اثرگذاری نامتقارن است؟ پرداخته است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که در کوتاه مدت و بلندمدت، آثار تکانه‌های منفی قیمت نفت بر کاهش قیمت شاخص سهام بیشتر از آثار تکانه‌های مثبت آن بر افزایش قیمت شاخص سهام است.

روش تحقیق

این تحقیق از دیدگاه هدف از نوع تحقیقات کاربردی و از دیدگاه ماهیت و روش از جمله تحقیقات از نوع همبستگی محسوب می‌شود. همچنین از لحاظ جمع‌آوری اطلاعات، تحقیقی پس‌رویدادی است که به‌منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات از آمار توصیفی، استنباطی، روش خود رگرسیون برداری استفاده شده است. در تحقیق‌های همبستگی رابطه میان متغیرها بر اساس هدف تحقیق از تحلیل خود رگرسیون برداری ساختاری جهت بررسی تغییرات متغیر وابسته با توجه به تغییرات متغیرهای مستقل استفاده می‌شود. پس از انتخاب موضوع تحقیق، جستجو در سایت‌های اطلاعاتی بمنظور یافتن منابع و مآخذ تحقیق انجام شد. مشابه با این کار و منابع اطلاعاتی مکمل در رابطه با

موضوع فوق جمع آوری گردیده می شود. با استفاده از منابع جمع آوری شده (تعداد مشاهدات برابر ۱۶۸ نمونه است تا سال ۹۴)، مباحث تئوریک مربوط به موضوع تحقیق مورد مطالعه قرار گرفت و پس از آن، اقدام به آزمون تجربی مباحث مطرح شده گردید برای آزمون فرضیات تحقیق، از تمامی داده‌های مربوطه از طریق اداره بررسی‌ها و سیاستهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بورس اوراق بهادار تهران و سازمان صادرکنندگان نفت (اوپک) تهیه شده است.

معرفی الگوی تحقیق

هدف این تحقیق بررسی تکانه‌های قیمت نفت بر شاخص قیمت بازار سهام می‌باشد و بدین منظور از الگوی خودبازگشت برداری ساختاری استفاده می‌شود. استفاده از این الگو مستلزم اعمال محدودیت‌هایی بر دو ماتریس A و B می‌باشد. بدین منظور از رابطه‌ای که بین تکانه‌های فرم حل شده و تکانه‌های ساختاری برقرار می‌باشد استفاده شده است. در این الگو شوکهای ساختاری در بلوک بازار نفت نوسانات قیمت واقعی نفت را به سه شوک نسبت می‌دهیم. ε_{1t} نشانگر شوکهای عرضه جهانی نفت خام می‌باشد که از این به بعد آن را (شوکی عرضه نفت) مینامیم. ε_{2t} شوکهای تقاضای جهانی برای کلیه کالاهای صنعتی (شامل نفت خام) را در بر میگیرد که به وسیله فعالیت واقعی اقتصاد جهانی شکل می‌گیرد. (شوکی تقاضای کل) و ε_{3t} شوکی تقاضای مختص بازار نفت می‌باشد. این شوک در بر گیرنده تغییرات تقاضای احتیاطی نفت خام در پاسخ به افزایش نااطمینانی نسبت به کاهشهای مقطعی عرضه آتی نفت می‌باشد. (شوکی تقاضای نفت)

بلوک بورس اوراق بهادار تهران تنها یک اختلال ساختاری وجود دارد. با در نظر گرفتن اینکه

ε_{1t} ، ε_{2t} ، ε_{3t} ممکن است به صورت کلا ساختاری در نظر گرفته شوند، برای برآورد این الگو لازم است تا محدودیت‌هایی را بر دو ماتریس A و B اعمال شود. برای اعمال محدودیت‌ها از روش ماتریسی استفاده می‌شود که ساختار زیر بر آن طراحی و استفاده شده است. برای برآورد الگوی SVAR باید به معرفی محدودیت‌های اعمال شده بر ماتریس B و A پرداخته شود، با توجه به رابطه $Au_t = Be_t$ ، اخلاص های u_t شکل خلاصه شده‌ی الگوی VAR با اجزای باقیمانده‌ی ساختاری e_t ، باهم مرتبط می‌گردند. حال با اعمال این قیود بر روابط بین متغیرهای درون‌زا تحلیل ساختاری را می‌توان ارائه نمود.

$$\begin{bmatrix} \text{تغییرات تولید نفت جهان} \\ \varepsilon_{t1} \\ \text{شوک تقاضای کل} \\ \varepsilon_{t2} \\ \text{شوک تقاضای نفت} \\ \varepsilon_{t3} \\ \text{سهم بازده ایران} \\ \varepsilon_{t4} \end{bmatrix} = E_T \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{شوک عرضه نفت} \\ u_{t1} \\ \text{شوک تقاضای کل} \\ u_{t2} \\ \text{شوک تقاضای نفت} \\ u_{t3} \\ \text{سهم بازده ایران} \\ u_{t4} \end{bmatrix}$$

متغیرهای تحقیق

متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق عبارتند از قیمت واقعی نفت، عرضه جهانی نفت خام، تقاضای جهانی نفت خام، تقاضای جهانی برای کالاهای صنعتی به عنوان معیاری از فعالیت واقعی اقتصاد جهانی که از کیلیان و پارک (۲۰۰۹) اقتباس شده است و شاخص کل بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران است.

قیمت واقعی نفت: یکی از متغیرهای مهم و تاثیرگذار در اقتصاد انرژی است که بر پایه دلار ارزش گذاری شده که نوسانات آن می تواند بازار بورس را دچار آشفتگی کند.

عرضه جهانی نفت خام: میزان روزانه تولید و عرضه نفت خام به هزار بشکه در روز در جهان.

جدول شماره ۱. میزان تولید نفت در جهان (هزار بشکه در روز)

(BP, 2018)

کشورها	۲۰۱۱	۲۰۱۲	۲۰۱۳	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶	۲۰۱۷	درصد از جهان
آمریکای شمالی	۱۴۳۱	۱۵۵۵	۱۶۹۴۶	۱۸۸۲	۱۹۷۲۶	۱۹۲۹	۲۰۱۱	۲۱,۷
آمریکای مرکزی و جنوبی	۷۴۴۹	۷۳۷۳	۷۴۰۳	۷۶۶۳	۷۷۵۹	۷۴۱۸	۷۱۸۲	۷,۸
اروپا	۳۸۳۵	۳۵۲۳	۳۳۵۶	۳۳۹۰	۳۵۳۸	۳۵۶۶	۳۵۱۹	۳,۸
آسیای میانه	۱۳۵۵	۱۳۶۰۹	۱۳۸۳	۱۳۸۳	۱۳۹۶۶	۱۴۱۶۲	۱۴۲۸	۱۵,۴
	۴	۷	۰	۳	۲	۲	۸	

۳۴,۱	۳۱۵۹ ۷	۳۱۸۴ ۹	۳۰۰۲ ۳	۲۸۴۹۶	۲۸۱۹ ۴	۲۸۵۲ ۳	۲۸۰۸ ۲	خاورمیانه
۸,۷	۸۰۷۲	۷۶۸۷	۸۱۳۰	۸۱۹۱	۸۵۸۰	۹۲۶۴	۸۴۹۴	آفریقا
۸,۵	۷۸۷۹	۸۰۵۰	۸۴۰۵	۸۳۲۷	۸۲۵۷	۸۳۸۲	۸۲۹۶	آسیا پاسفیک
۱۰۰	۹۲۶۴۹	۹۲۰۲ ۳	۹۱۵۴ ۷	۸۸۷۲ ۱	۸۶۵۷۰	۸۶۲۲۹	۸۴۰۲ ۷	کل جهان

BP statistical review of world energy 2018

با توجه به جدول شماره ۱. میزان عرضه جهانی نفت از سال ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۷ به تفکیک مناطق نفت خیز به درصد نشان داده است. (چون داده های تحقیق تا این دوره لحاظ شده است.) که منطقه خاورمیانه که کشور ما ایران جزو آن محسوب می شود دارای بیشترین عرضه نفت جهانی می باشد. تقاضای نفت خام: تقاضای احتیاطی نفت خام در پاسخ به افزایش نااطمینانی نسبت به کاهش های مقطعی عرضه آتی نفت

تقاضای جهانی برای کالاهای صنعتی (تقاضای کل) به عنوان معیاری از فعالیت واقعی اقتصاد جهانی که از کیلیان و پارک (۲۰۰۹) اقتباس شده است.

شاخص کل بازار سهام: شاخص بازار سهام روشی برای اندازه گیری بخشی از بازار سهام است. این شاخص بیانگر روند عمومی قیمت سهام همه شرکت های پذیرفته در بورس اوراق بهادار است. بنابر فرمول طراحی شده تغییر قیمت شرکت های بزرگتر که در عین حال سرمایه بیشتری نیز دارند؛ بر نوسان شاخص تأثیر بیشتری می گذارد. در هر بازار بورس اوراق بهاداری می توان بنابر نیاز و کارایی شاخص های بسیاری را تعریف و محاسبه نمود. در اینجا دو نکته حائز اهمیت است.

نکته ۱ - افزایش شاخص کل، کلاً به معنی سودآوری همه سهام موجود در بورس نیست و نیز، این مسئله کاهش شاخص کل هم به معنی زیان در کل سهام موجود در بورس نمی باشد.

نکته ۲ - یکی از مهم ترین مسائل در سرمایه گذاری در بورس تشکیل سبد سهام است. سرمایه گذاران باید از هر صنعتی یک نوع از سهام آن صنعت را در سبد خود داشته باشند.

تحلیل شاخص بازار سهام، یکی از روش هایی است که با استفاده از آن می توان برای سرمایه گذاری در بورس استفاده کرد. (تغییرات شاخص کل بازار سهام حقیقی تحت عنوان نرخ بازده واقعی سهام نام برده می شود)

بطور کلی مقدار عملی و حقیقی بازده ای که سرمایه‌گذار به واسطه سرمایه‌گذاری خود در پایان مدت سرمایه‌گذاری به دست می‌آورد تحت عنوان بازده واقعی سهام نام برده می‌شود. البته مجموع منافعی که یک سرمایه‌گذار ممکن است در یک سرمایه‌گذاری در سهام کسب کند، عبارتند از: افزایش قیمت سهام، سود نقدی که در مجمع عمومی سالیانه نصیب سرمایه‌گذار می‌شود، افزایش سرمایه‌ها و مزایای ناشی از حق تقدم خرید سهام و سهام جایزه

روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

در این تحقیق از نرم افزارهای Eviews^۸ استفاده گردیده است. ویژگی بارز الگوی بکار گرفته شده این است که پویایی یک سیستم را به راحتی می‌توان با استفاده از تابع واکنش آنی مورد بررسی قرار داد. علاوه بر این می‌توان اهمیت نسبی تکانه‌های تصادفی را با استفاده از تجزیه واریانس خطای پیش بینی بررسی کرد. برای معرفی الگوی SVAR ابتدا لازم است الگوی خودبازگشت برداری یعنی VAR را مورد بررسی قرار داد. این الگو را میتوان بصورت زیر معرفی کرد.

$$Y_t = C(L)Y_{t-1} + u_t \quad (۱)$$

که در آن حرف L بیانگر عملگر تأخیری می‌باشد، در نتیجه با استفاده از این عملگر، می‌توان الگو را بصورت کاملتر آن به شکل زیر نوشت.

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + \dots + C_p Y_{t-p} + u_t \quad (۲)$$

با فرض بر اینکه مراحل لازم برای برآورد الگوی VAR بخوبی انجام پذیرفته باشد می‌توانید از الگوی SVAR استفاده نمایید، که الگو به شکل زیر معرفی شده است.

$$AY_t = B(L)Y_{t-1} + e_t \quad (۳)$$

در اینجا e_t در واقع نشانگر تکانه‌های ساختاری می‌باشد و فرض بر این است که با یکدیگر همبستگی ندارند علاوه بر آن A و B ماتریس‌هایی با ضرایب $(K \times K)$ و B نیز ماتریس پارامترهای فرم ساختاری هستند حال با توجه به دو الگویی که مطرح شد خطاهای فرم حل شده را به اختلالات فرم ساختاری به قرار زیر مرتبط کرد یعنی $e_t = A^{-1}B u_t$ می‌باشد. و شکل دیگر بیان الگو بصورت زیر است:

$$AY_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + e_t \quad (۴)$$

در الگو فرضیه‌هایی را برای جمله‌ی خطا (تکانه‌های ساختاری) در نظر گرفته شده که عبارتند از:

$$E(e_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}) = 0 \quad E(e_t) = 0$$

$$E(e_t e_s') = I \quad \text{for } t = s$$

$$= 0 \quad \text{for } t \neq s$$

همچنین برای شناسایی ماتریس های B_j و e_t از فرم حل شده‌ی آن استفاده به عمل می‌آید که بصورت زیر نوشته می‌شود .

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + \dots + C_p Y_{t-p} + V_t \quad (5)$$

که در آن $V_t = A^{-1} e_t$, $C_j = A^{-1} B_j$ می باشد پس از برآورد این الگو و رسیدن به نتایج قابل قبول معمولاً لازم است تابع واکنش آنی و همچنین تجزیه واریانس که در واقع دو شاخص جهت بررسی پویایی در الگو می‌باشند محاسبه گردند. در این صورت لازم است تا فرم میانگین متحرک الگو خودبازگشت برداری یعنی SVMA محاسبه شود که می‌توان آن را بصورت:

$$Y_t = D(L) e_t = D_0 e_t + D_1 e_{t-1} + D_2 e_{t-2} + \dots \quad (6)$$

تحلیل نتایج تجربی

تعیین وقفه بهینه در الگوی SVAR

تخمین های روابط بلند مدت به طول وقفه ی انتخاب شده برای VAR خیلی حساس هستند. وقفه ها را نباید بیش از حد بزرگ انتخاب کرد. وقفه باید به اندازه ای انتخاب شود که مشکل همبستگی پیاپی وجود نداشته باشد. (نوفرستی، ۱۳۷۸). نتایج این آزمون در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲ تعیین وقفه بهینه

Lag	HQ	AIC	SBC
0	۵۲,۸۱۸۵۵	۵۲,۷۷۹۵۳	۵۲,۸۷۵۶۳
1	۴۲,۱۰۹۱۷	۴۱,۸۷۵۰۴	۴۲,۴۵۱۶۳
2	*۴۱,۷۶۶۷۹	*۴۱,۳۳۷۵۵	*۴۲,۳۹۴۶۴
3	۴۲,۰۰۸۱۳	۴۱,۳۸۳۷۷	۴۲,۹۲۱۳۶
4	۴۲,۳۵۶۲۶	۴۱,۵۳۶۷۹	۴۲,۵۵۴۸۷

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

از آنجا که معیارهای آکاییک و شوارتز - بیزین، و حنان کوئنن حداکثر (حداقل) خود را به ازای طول وقفه دو دارند، بنابراین بر اساس هر دو معیار فوق طول وقفه ی بهینه دو تعیین می شود.

تعیین تعداد بردارهای هم جمعی

. شرط لازم برای استفاده از روش جوهانسون جمعی بودن تمامی متغیرهای وارد شده در الگو از درجه صفر و یک می باشد. در عین حال که وجود متغیرهای $I(2)$ بین متغیرهای الگو، امکان بدست آوردن یک رابطه پایا را نفی نمی کند، با این وجود روش معمول جوهانسون که برای متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ طراحی شده است نمی تواند بردارهای پایای لازم را به هنگام وجود متغیرهای $I(2)$ ارائه کند. بنابراین قبل از هر چیز در این روش لازم است تا ایستای متغیرهای وارد شده در الگو مورد آزمون قرار گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸). آزمون های ریشه واحد انجام شده بر روی متغیرهای فوق این مسأله را تایید می کنند که تمامی آنها انباشته از حداکثر مرتبه یک هستند. حال بردارهای هم انباشته بین متغیرهای تحقیق به روش جوهانسن برآورد می شوند که مطابق آن نتایج آزمون های اثر و حداکثر مقادیر ویژه کلیه شرایط را در جدول ۳-۳ ارائه شده است.

در مدل پنج حالت در خصوص وارد کردن روند زمانی و عرض از مبدا به صورت ذیل مورد بررسی قرار می گیرد.

۱- در روابط بلندمدت و کوتاه مدت عرض از مبدا و روند زمانی وجود ندارد. به عبارت دیگر خواهیم داشت :

$$\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$$

احتمال برقراری این حالت بسیار بعید می باشد زیرا عمده متغیرهای اقتصادی دارای عرض از مبدا می باشند.

۲- فقط در روابط بلند مدت عرض از مبدا وجود دارد.

$$\mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$$

۳- فقط در روابط کوتاه مدت عرض از مبدا وجود داشته باشد.

$$\delta_1 = \delta_2 = 0$$

۴- روابط بلند مدت مقید به داشتن روند زمانی درجه اول باشند و لذا در روابط کوتاه مدت عرض از مبدا وجود دارد.

$$\delta_2 = 0$$

۵- در روابط بلند مدت روند زمانی درجه دوم وجود دارد و لذا روابط کوتاه مدت مقید به داشتن روند زمانی درجه اول هستند.

براساس مطالب فوق و نتایج جدول ۳ توجه به آزمون حداکثر مقادیر ویژه ($\lambda \max$) وضعیت چهارم پذیرفته می‌شود. در وضعیت چهارم آزمون اثر ($\lambda \text{ trace}$) به ترتیب وجود حداکثر تا اثر دوم را تایید می‌کند که با آزمون حداکثر مقادیر ویژه مغایرت ندارد. همچنین در مواردی که بین این دو آزمون اختلافی مشاهده می‌شود آزمون حداکثر مقادیر ویژه بدلیل داشتن فرضیه مقابل ($H1$) قاطع‌تری نسبت به آزمون اثر از اعتبار بیشتری برخوردار است و می‌توان به آن استناد کرد.

جدول ۳ تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی (روش جوهانسون جیسیلیوس برپایه تست اثر و تست ماکزیمم مقدار ویژه)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	2	2	2
Max-Eig	1	1	0	2	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-3368.886	-3368.886	-3366.789	-3366.789	-3361.397
1	-3351.631	-3350.837	-3350.018	-3346.090	-3340.837
2	-3341.396	-3337.337	-3336.535	-3329.319	-3327.857
3	-3335.259	-3329.763	-3328.969	-3318.875	-3317.414
4	-3333.865	-3326.836	-3326.069	-3314.853	-3313.438
5	-3333.727	-3325.629	-3325.629	-3311.982	-3311.982
Akaike Information Criteria by Rank (rows)					

	and Model (columns)				
0	41.44104	41.44104	41.47623	41.47623	41.47148
1	41.35310	41.35560	41.39416	41.35867	41.34348
2	41.35026	41.32530	41.35194	41.28872*	41.30735
3	41.39708	41.36683	41.38144	41.29545	41.30199
4	41.50140	41.46468	41.46751	41.38003	41.37501
5	41.62094	41.58339	41.58339	41.47857	41.47857
	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	42.38224*	42.38224*	42.51155	42.51155	42.60091
1	42.48254	42.50385	42.61771	42.60105	42.66116
2	42.66793	42.68062	42.76374	42.73816	42.81327
3	42.90299	42.92921	42.98147	42.95195	42.99614
4	43.19555	43.23413	43.25578	43.24360	43.25740
5	43.50333	43.55990	43.55990	43.54920	43.54920

نتایج رابطه‌ی بلندمدت: (مدل خودرگرسیون برداری ساختاری)

در جدول ۴ نتایج برازش مدل خود رگرسیون برداری ساختاری ارائه شده است. ستون سوم متغیر قیمت واقعی نفت است. ضریب آن نشان دهنده این است که وقفه اول و دوم شوک تقاضای نفت اثرات مثبت، شوک تقاضای کل در وقفه اول اثرات منفی و در وقفه دوم اثرات مثبت و همچنین شوک عرضه نفت در وقفه اول و دوم اثر شوک مثبت بر متغیر قیمت واقعی نفت تاثیر داشته است. ستون چهارم بازدهی واقعی سهام است. ضریب آن نشان دهنده این است که وقفه اول و دوم شوک تقاضای نفت اثرات مثبت، شوک تقاضای کل در وقفه اول اثرات مثبت و در وقفه دوم اثرات منفی و همچنین شوک عرضه نفت در وقفه اول اثر منفی و در وقفه دوم اثر شوک مثبت بر متغیر بازدهی واقعی سهام تاثیر داشته است.

ستون سوم جدول ۴ از قدرت توضیح دهنده‌ی ۹۶٪ برخوردار است ($R^2=0/96$). مقدار آماره فیشر مربوط ستون سوم به بررسی معنی‌داری آن ($H_0 : \rho = 0$) برابر ۳۷۷ است که از مقدار بحرانی بزرگتر است بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ وجود ارتباط معنی‌داری مورد تایید قرار می‌گیرد.

ستون چهارم جدول ۴ از قدرت توضیح دهنده ۹۶٪ برخوردار است ($R^2=0/96$). مقدار آماره فیشر مربوط ستون چهارم به بررسی معنی داری آن ($H_0 : \rho = 0$) برابر ۳۷۸۴ است که از مقدار بحرانی بزرگتر است بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ وجود ارتباط معنی داری مورد تایید قرار می گیرد.

جدول ۴: نتایج حاصل از تخمین الگو

Structural VAR Estimates Date: 11/28/16 Time: 00:41 Sample (adjusted): 3 168 Included observations: 166 after adjustments Estimation method: method of scoring (analytic derivatives) Convergence achieved after 11 iterations Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$ Restriction Type: short-run text form $@e1 = C(1)*@u1$ $@e2 = C(2)*@e1 + C(3)*@u2$ $@e3 = C(4)*@e1 + C(5)*@e2 + C(6)*@u3$ $@e4 = C(7)*@e1 + C(8)*@e2 + C(9)*@e3 + C(10)*@u4$ $@e5 = C(11)*@e1 + C(12)*@e2 + C(13)*@e3 + C(14)*@e4 + C(15)*@u5$ where $@e1$ represents U3 residuals $@e2$ represents U2 residuals $@e3$ represents U1 residuals $@e4$ represents O residuals $@e5$ represents S residuals				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	-15.65485	32.69655	-0.478792	0.6321
C(4)	0.013290	0.104227	0.127515	0.8985
C(5)	0.000235	0.000247	0.948630	0.3428
C(7)	-1.126328	0.795758	-1.415415	0.1569
C(8)	-0.001767	0.001893	-0.933585	0.3505
C(9)	-0.001496	0.592551	-0.002524	0.9980
C(11)	1.877058	133.4575	0.014065	0.9888
C(12)	0.051187	0.316353	0.161803	0.8715
C(13)	-60.47390	98.78310	-0.612189	0.5404
C(14)	-6.228914	12.93907	-0.481404	0.6302
C(1)	0.577657	0.031703	18.22087	0.0000
C(3)	243.3470	13.35540	18.22087	0.0000
C(6)	0.775183	0.042544	18.22087	0.0000

C(10)	5.918125	0.324799	18.22087	0.0000	
C(15)	986.6000	54.14671	18.22087	0.0000	
Log likelihood	-3396.034				
Estimated A matrix:					
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	
15.65485	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	
-0.013290	-0.000235	1.000000	0.000000	0.000000	
1.126328	0.001767	0.001496	1.000000	0.000000	
-1.877058	-0.051187	60.47390	6.228914	1.000000	
Estimated B matrix:					
0.577657	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	
0.000000	243.3470	0.000000	0.000000	0.000000	
0.000000	0.000000	0.775183	0.000000	0.000000	
0.000000	0.000000	0.000000	5.918125	0.000000	
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	986.6000	
Vector Autoregression Estimates					
Date: 11/28/16 Time: 00:41					
Sample (adjusted): 3 168					
Included observations: 166 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
	U3	U2	U1	O	S
U3(-1)	0.473092 (0.07410) [6.38449]	-58.55488 (31.2374) [-1.87451]	-0.427068 (0.09971) [-4.28311]	1.358699 (0.76550) [2.77491]	15.16174 (12.6799) [3.22728]
U3(-2)	0.377022 (0.07334) [5.14070]	18.50407 (30.9172) [0.59850]	0.491700 (0.09869) [4.98237]	0.389869 (0.75766) 2.51457 [	14.83818 (12.5499) [2.19394]
U2(-1)	-0.000405 (0.00019) [-2.15972]	0.982265 (0.07897) [12.4377]	-0.000409 (0.00025) [-1.62337]	-0.939852 (0.00194) [-3.48165]	0.093044 (0.32057) [1.99024]
U2(-2)	0.000177 (0.00019)	-0.159462 (0.07929)	0.000408 (0.00025)	0.260139 (0.00194)	- 0.256534 (0.32186)

		[0.94083]	[-2.01107]	[1.61390]	[2.07147]	[- 3.79703]
U1(-1)	0.002697 (0.04952)	16.25028 (20.8765)	0.418952 (0.06664)	0.237929- (0.51160)	- 39.60173 47422)(8	
	[0.05446]	[0.77840]	[6.28699]	2.46507]-[	[- 2.46732]	
U1(-2)	-0.035919 (0.04963)	-4.076997 (20.9207)	0.423933 (0.06678)	-0.370905 (0.51268)	- 237980.2 49213)(8	
	[-0.72377]	[-0.19488]	[6.34831]	[-4.72346]	[- 2.6356]	
O(-1)	0.014950 (0.00749)	-7.655347 (3.15632)	-0.018485 (0.01007)	1.165237 (0.07735)	- 0.917506 (12.8122)	
	[1.99670]	[-2.42540]	[-1.83471]	[15.0647]	[- 0.07161]	
O(-2)	-0.013263 (0.00756)	5.134455 (3.18497)	0.008058 (0.01017)	-0.291874 (0.07805)	- 4.720920 (12.9285)	
	[-1.75550]	[1.61209]	[0.79265]	[-3.73954]	[- 0.36516]	
S(-1)	4.80E-05 (4.9E-05)	-0.004764 (0.02049)	-2.72E-06 (6.5E-05)	0.000463 (0.00050)	1.326728 (0.08318)	
	[0.98828]	[-0.23249]	[-0.04155]	[0.92189]	[15.9498]	
S(-2)	-5.44E-05 (5.4E-05)	-5.21E-05 (0.02272)	4.60E-05 (7.3E-05)	-0.000416 (0.00056)	- 0.304289 (0.09221)	
	[-1.00872]	[-0.00229]	[0.63407]	[-0.74749]	[- 3.29986]	
C	1.450870 (0.76117)	426.2924 (320.878)	2.571766 (1.02424)	7.338765 (7.86343)	- 2557.822 (1302.51)	
	[1.90609]	[1.32852]	[2.51089]	[0.93328]	[- 1.96376]	
R-squared	0.923087	0.955381	0.901265	0.960510	0.965921	
Adj. R-squared	0.918125	0.952502	0.894895	0.957962	0.995657	

Sum sq. resids	51.72160	9191431.	93.65062	5519.854	1.51E+08
S.E. equation	0.577657	243.5150	0.777301	5.967576	988.4785
F-statistic	186.0266	331.8842	141.4856	377.0004	3784.102
Log likelihood	-138.7565	-1142.053	-188.0332	-526.3857	-
Akaike AIC	1.804295	13.89220	2.397990	6.474526	16.69418
Schwarz SC	2.010511	14.09842	2.604207	6.680742	16.90039
Mean dependent	3.778072	1439.354	17.39098	65.30759	16362.16
S.D. dependent	2.018805	1117.349	2.397604	29.10556	15000.10
Determinant resid covariance (dof adj.)	4.05E+11				
Determinant resid covariance	2.87E+11				
Log likelihood	-3367.580				
Akaike information criterion	41.23591				
Schwarz criterion	42.26699				

با توجه به نتایج جدول فوق و نمودارهای تابع عکس العمل^۱ آنی و تجزیه واریانس می‌توان دریافت که تقریباً تکانه وارده بر تمامی متغیرها وارده بر متغیر شوک تقاضای کل و شوک عرضه نفت بر قیمت واقعی نفت تقریباً از دوره اول (کوتاه مدت) شروع شده و اثر آن تا پایان دوره (بلندمدت) به تدریج تعدیل می‌شود، همچنین اثر تکانه وارده بر متغیر بازدهی واقعی سهام، از دوره اول (کوتاه مدت) شروع شده و تا پایان دوره (کوتاه مدت) تعدیل می‌شود. این نکته نیز قابل توجه است که اثر تکانه وارده تمامی متغیرها بر بازدهی واقعی سهام تقریباً به صورت پایدار تا پایان دوره تعدیل می‌شوند، یعنی تعدیل آن‌ها تا پایان دوره همراه با نوسان رو به افزایش اندک است.

بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ وجود اثر معناداری متغیرهای شوکهای عرضه و تقاضای نفت و تقاضای کل بر بازدهی واقعی سهام مورد تایید قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه تحقیق مبنی بر این که شوکهای عرضه و تقاضای نفت و تقاضای کل بر بازدهی واقعی سهام تاثیر دارد، تایید می‌شود. بنابراین فرض صفر پذیرفته نمی‌شود.

تابع عکس العمل^۲ آنی (ضربه - پاسخ)

توابع عکس العمل متقابل متغیرهای شوک تقاضای نفت، شوک تقاضای کل و شوک عرضه نفت بر قیمت واقعی نفت و بازدهی واقعی سهام رو را در پاسخ به یک شوک در هر یک از متغیرهای سیستم

1. Impulse Response.
2. Impulse Response.

به اندازه یک انحراف معیار را مشخص می کنند^۱ جدول ۴ توابع عکس العمل متغیرهای شوک تقاضای نفت، شوک تقاضای کل و شوک عرضه نفت بر قیمت واقعی نفت و بازدهی واقعی سهام را در واکنش به شوک وارده به هر یک از متغیرها نشان می دهد. هر یک از ستون های این جدول به راحتی قابل تفسیر است. ۲ ارقام ستون دوم (از سمت راست) نشان می دهد که شوک وارده به میزان یک انحراف معیار به قیمت واقعی نفت در افق های زمانی مختلف چه اثری دارد. اثر یک شوک بر این متغیر در دوره اول به میزان $-۸/۱۲$ و در دوره دوم به میزان $-۱۴/۶۳$ و ... دلار را تحت تأثیر قرار می دهد. ارقام ستون سوم (از سمت راست) نشان می دهد که شوک وارده به میزان یک انحراف معیار به قیمت واقعی نفت در افق های زمانی مختلف چه اثری دارد. اثر یک شوک بر این متغیر در دوره اول به میزان $-۸/۱۲$ و در دوره دوم به میزان $-۱۴/۶۳$ و ... دلار را تحت تأثیر قرار می دهد. بنابر نتایج حاصله از توابع عکس العمل، می توان نتیجه گرفت که قیمت واقعی نفت در واکنش به شوک وارده بر شوک تقاضای نفت، واکنش مثبت و در مقابل واکنش به شوک وارده بر شوک تقاضای کل منفی و همچنین در شوک عرضه نفت واکنش منفی داشته است. در ضمن بیشترین واکنش قیمت نفت به شوک وارده بر شوک تقاضای نفت است. همچنین بنابر نتایج حاصله از توابع عکس العمل، می توان نتیجه گرفت بازدهی واقعی بازار سهام در واکنش به شوک وارده بر شوک تقاضای نفت، واکنش مثبت و مقابل واکنش به شوک وارده بر شوک تقاضای کل منفی و همچنین در شوک عرضه نفت واکنش منفی داشته است. در ضمن بیشترین واکنش بازار به شوک وارده بر شوک عرضه نفت است.

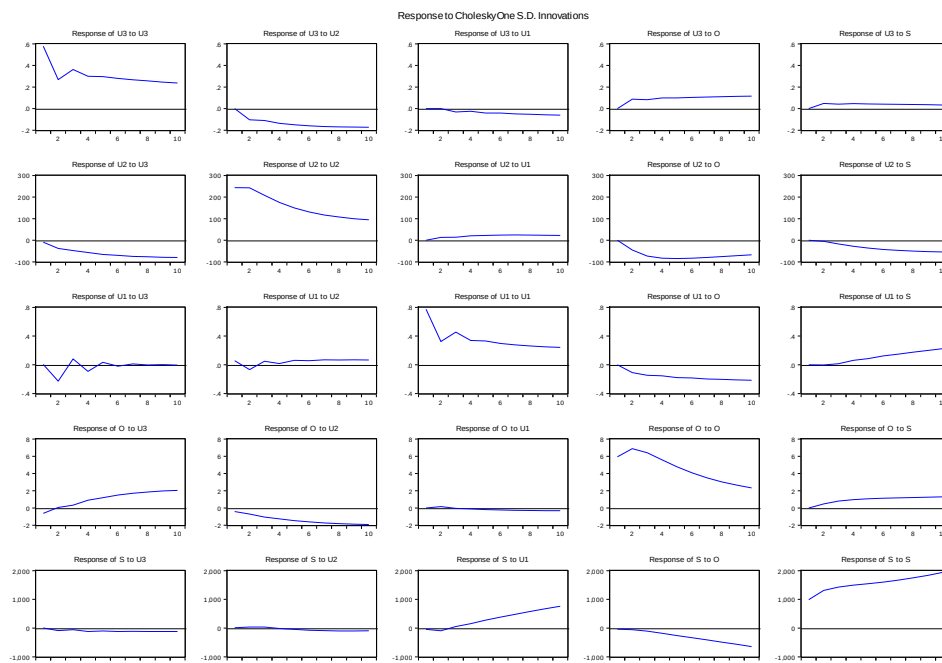
جدول ۵: نتایج حاصل از تابع عکس العمل

Response of O:					
Period	U3	U2	U1	O	S
1	0.634661 (0.46186)	-0.430075 (0.45994)	-0.001159 (0.45934)	5.918125 (0.32480)	0.000000 (0.00000)

۱. تکانه ها در این روش معمولاً به میزان یک انحراف معیار انتخاب می شوند، لذا به آن تکانه با ضربه واحد گفته می شود. با استفاده از این روش پاسخ پویای دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرها مشخص می شود.

۲. قبل از استخراج این توابع، آزمون های ریشه واحد انجام شده که نتایج حاکی از وجود یک ریشه واحد برای تمامی متغیرهای مورد نظر است. از سویی بردار بلندمدت حاصله در این قسمت با بردار بدست آمده از قسمت قبل تفاوت چندانی ندارد (تفاوت ضرایب غیر محسوس می باشد).

2	0.057046	-0.708990	0.16138-	6.878949	0.456750
	(0.69596)	(0.71178)	(0.66674)	(0.59413)	(0.49608)
3	0.326618	-1.060416	-0.057516	6.412307	0.795791
	(0.71223)	(0.83648)	(0.69144)	(0.77266)	(0.69823)
4	0.904444	-1.258319	0.117641	5.582960	0.966622
	(0.76692)	(0.91091)	(0.78766)	(0.85515)	(0.71855)
5	1.188317	-1.470702	0.196265	4.783281	1.071551
	(0.81816)	(0.97834)	(0.87098)	(0.91303)	(0.68250)
6	1.502506	-1.618829	-0.242764	4.077221	1.127801
	(0.85344)	(1.02216)	(0.93497)	(0.96007)	(0.65004)
7	1.694613	-1.741623	-0.276044	3.499128	1.172533
	(0.87869)	(1.03591)	(0.97427)	(0.99474)	(0.63886)
8	1.854836	-1.827220	-0.301250	3.024800	1.208544
	(0.89444)	(1.02706)	(0.99150)	(1.01521)	(0.64314)
9	1.960924	-1.887353	-0.315618	2.641488	1.243858
	(0.90593)	(1.00551)	(0.99417)	(1.02457)	(0.65793)
10	2.035160	-1.925337	-0.324080	2.328895	1.278773
	(0.91571)	(0.98005)	(0.98788)	(1.02685)	(0.67891)
Response of S:					
Period	U3	U2	U1	O	S
1	4.238639	11.68353	-46.87113	-36.86349	986.6000
	(76.7205)	(76.7174)	(76.6716)	(76.6017)	(54.1467)
2	84.74914	36.27720	-92.88277	-54.33773	1308.949
	(125.566)	(128.039)	(121.261)	(126.769)	(109.067)
3	56.76916	39.12442	52.72841	-108.4882	1428.282
	(144.922)	(165.710)	(141.628)	(16.795)	(151.261)
4	-115.6024	-13.40208	155.1355	-17.5762	1493.023
	(171.345)	(197.716)	(174.221)	(19.962)	(171.179)
5	-101.8282	-45.31919	27.8506	-25.0974	1542.892
	(199.148)	(23.972)	(20.210)	(22.485)	(183.577)
6	-119.7805	-75.44133	38.8839	-33.3113	1601.479
	(227.033)	(263.719)	(24.323)	(25.718)	(195.072)
7	-115.3629	-89.99220	48.9951	-41.1625	1668.898
	(255.823)	(294.967)	(27.804)	(28.881)	(209.013)
8	-118.5300	-97.65545	57.9329	-48.7120	1748.589
	(285.021)	(325.186)	(30.834)	(31.839)	(225.354)
9	-117.1693	-98.21505	670.8628	-53.7519	1839.006
	(315.451)	(355.185)	(340.841)	(48.731)	(244.294)
10	-117.6885	-94.73636	76.2043	-41.9267	1940.364
	(347.233)	(385.844)	(37.279)	(81.896)	(265.672)



نمودار ۱: نتایج حاصل از تابع عکس‌العمل

تجزیه واریانس ۱

در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به‌طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود بطور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها براساس تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌گردد، بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را

. Variance Decomposition.

بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه‌گیری نمائیم. ۱ در این جدول، ستون اول که با انحراف معیار مشخص شده، خطای پیش بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. به این علت که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود و منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکنانه‌های آتی است، طی زمان افزایش می‌یابد. جدول ۵ نتایج حاصل از این روش را نشان می‌دهد. تفسیرهای ارقام داخل جدول بصورت زیر قابل بیان است:

جدول ۶: نتایج حاصل تجزیه واریانس

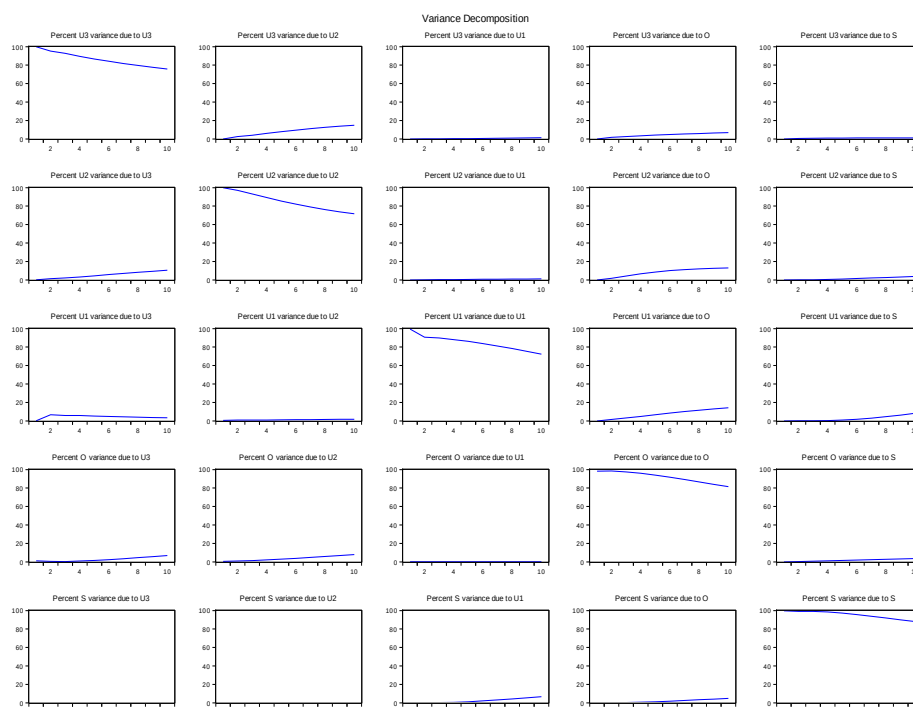
Variance Decomposition of O:						
Period	S.E.	U3	U2	U1	O	S
1	5.967576	1.131064	0.519389	0.003778	98.34954	0.000000
2	9.147266	0.485283	0.821813	0.031131	98.41244	0.249330
3	11.25424	1.404813	1.430714	0.023177	97.47659	0.664707
4	12.69555	1.825644	1.476679	0.026800	95.93882	1.102057
5	13.74113	2.452636	2.843803	0.043277	94.01145	1.548833
6	14.54824	3.362552	2.864400	0.066453	91.72389	1.982704
7	15.20694	4.404128	3.848539	0.093772	89.24438	2.409178
8	15.77121	4.548086	5.850107	0.123668	86.65106	2.827082
9	16.27153	6.725024	5.841274	0.153804	84.03963	3.240266
10	16.72649	7.898246	6.799133	0.183091	81.46865	3.650882
Variance Decomposition of S:						
Period	S.E.	U3	U2	U1	O	S
1	988.4785	0.001839	0.013971	0.224841	0.139078	99.62027
2	1646.365	0.265646	0.053589	0.399338	0.159066	99.12236
3	2183.989	0.218523	0.062545	0.285219	0.337146	99.09657
4	2658.719	0.336508	0.044744	0.332926	0.683693	98.40213
5	3099.185	0.355609	0.054313	0.384441	1.202092	97.20355
6	3528.076	0.389669	0.087634	0.385591	1.825488	95.61162
7	3956.803	0.494806	0.121400	0.448157	2.531117	93.80452

۱. تشکینی، احمد (۱۳۸۲).

8	4394.256	0.542871	0.147820	0.488295	3.279049	91.89196
9	4845.893	0.681515	0.162628	0.542755	4.049724	89.96338
10	5316.203	0.766006	0.166883	0.572555	4.822917	88.07164

ستون سوم (از سمت راست) نشان می‌دهد در دوره اول ۱/۱۳ درصد تغییرات قیمت واقعی نفت ناشی از شوک تقاضای نفت است. در دوره دوم حدود ۴۸ درصد تغییرات قیمت مربوط به شوک تقاضای نفت می‌شود و... ستون‌های بعدی نیز به همین شکل قابل تفسیر می‌باشند. بنابر نتایج حاصله از تجزیه واریانس، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر شوک تقاضای نفت بیشترین سهم را در قیمت واقعی نفت دارد.

همچنین ستون سوم (از سمت راست) نشان می‌دهد در دوره اول ۰/۰۰۱ درصد تغییرات بازدهی واقعی بازار سهام ناشی از شوک تقاضای نفت است. در دوره دوم حدود ۲۶ درصد تغییرات بازدهی واقعی بازار سهام مربوط به شوک تقاضای نفت می‌شود و... ستون‌های بعدی نیز به همین شکل قابل تفسیر می‌باشند. بنابر نتایج حاصله از تجزیه واریانس، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر شوک عرضه نفت بیشترین سهم را در بازدهی واقعی بازار سهام نفت دارد.



مودار ۲: نتایج حاصل تجزیه واریانس

نتیجه گیری و پیشنهادات

نتایج برآورد الگو حاکی از وجود اثر شوکهای عرضه و تقاضای نفت و تقاضای کل بر قیمت واقعی نفت می‌باشد. اگرچه در کوتاه‌مدت این احتمال وجود دارد که به دلیل وجود انگیزه‌های سفته‌بازی و در واقع شکل‌گیری انتظارات قابل دفاع باشد به طور مثال با افزایش شوکهای عرضه نفت به دلیل احتمال افزایش تقاضای جهانی در آتی، سرمایه‌گذاران تقاضای خود را برای نفت افزایش می‌دهند. همچنین به نظر می‌رسد که همسویی منفی شوکهای عرضه نفت، تقاضای کل از دو بعد قابل بررسی باشد: یکی اینکه قیمت نفت و شوکهای عرضه نفت، تقاضای کل در برابر تغییرات ناشی از متغیر تورم مورد انتظار از خود واکنش نشان دهند. به عبارت بهتر در پروسه زمانی قیمت نفت به عنوان یک دارایی با نرخ تورم مورد انتظار دارای رابطه مثبت می‌باشد و تغییر در نرخ تورم مورد انتظار با تحت تأثیر قراردادن سرمایه‌گذاری‌های مورد انتظار بر بازده صنعت نفت و در نهایت قیمت آن تأثیر گذار می‌باشد. بنابراین در شرایط تورم جهانی قیمت نفت افزایش می‌یابد و موجبات افزایش قیمت نفت را فراهم می‌آورد و برعکس، لذا می‌توان یکی از عوامل اثر گذار بر همسویی تغییرات شوکهای عرضه

نفت، تقاضای کل را با متغیر دیگری چون تورم مورد انتظار در ارتباط دانست. نتایج این فرضیه با نتایج تحقیقات رابرت گی^۱ (۲۰۰۸)، پین هوآنگ و همکاران^۲ (۲۰۰۷)، عادل الشارکس^۳ (۲۰۰۴)، سادرسکی^۴ (۲۰۰۳)، شهبازی و دیگران (۱۳۹۲) و کشاورز حداد و معنوی (۱۳۸۶)، همسو می باشد. همچنین نتایج برآورد مدل نشان می دهد که شوکهای عرضه و تقاضای نفت و تقاضای کل بر بازدهی واقعی سهام تاثیر دارد. در تحلیل رابطه مستقیم تقاضای نفت و بازدهی واقعی سهام می توان گفت که شرکت های حاضر در بورس باعث کاهش نرخ ارز، توان رقابتی بهتری در واردات یافته و در نتیجه با کاهش هزینه های ناشی از واردات کالاها و خدمات، در وضعیت بهتری قرار می گیرند. در این حالت با کاهش نرخ حقیقی ارز و مناسب شدن وضعیت درآمدی، تقاضا برای سهام شرکتها افزایش می یابد و در نتیجه شاخص کل بورس اوراق بهادار با افزایش مواجه می شود.

با توجه به اثرگذاری مستقیم شوکهای عرضه نفت، تقاضای کل و تقاضای نفت حقیقی بر شاخص کل بازار بورس که از آن به دماسنج اقتصاد تعبیر می شود. ضرورت توجه به سیاست گذاری صحیح اقتصادی در حوزه نرخ معاملات نفتی، دوچندان می شود. بنابراین برای بهبود وضعیت بورس و افزایش اقبال عمومی به سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار، که توانایی بالایی در جذب نقدینگی سرگردان در اقتصاد دارد، بسته های سیاستی حمایتی از سوی دولت تبیین شود تا شرکت های بورسی بتوانند توان رقابتی خود را افزایش داده و جایگاه خود را در بازارهای داخلی و خارجی بهبود بخشند. از سوی دیگر با توجه به اینکه یکی از وظایف دست اندرکاران بازار بورس اوراق بهادار تعیین قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس می باشد و این قیمت باید نشان دهنده تمام عوامل مؤثر بر بورس باشد، بنابراین باید کلیه عوامل اقتصادی از جمله نوسانات شوکهای عرضه نفت، تقاضای کل و تقاضای نفت و قیمتی در قیمت گذاری سهام منظور شود. لذا در قیمت گذاری سهام شرکت ها، شوکهای عرضه نفت، تقاضای کل و تقاضای نفت لحاظ شود. سرمایه گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه گذاران جدید می بایست به تأثیرات کوتاه مدت و بلندمدت تغییرات شوکهای عرضه نفت، تقاضای کل و تقاضای نفت بر شاخص قیمت سهام واقف باشند و تغییرات یکباره شاخص قیمت را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند. همچنین همانطور که نتایج نشان می دهد، وجود ارتباط منفی میان شوکهای عرضه نفت، و بازدهی واقعی سهام حاکی از این است که اول آنکه شوکهای عرضه نفت، تقاضای کل میتواند باعث تحت تاثیر قرار گرفتن برنامه های تولیدی شرکتها شود. بدین ترتیب افزایش شوکهای عرضه نفت، باعث کاهش حجم سرمایه می شود. در این

1 Robert gay

2 Pin-Huang Chou, Wen-shen li, S. Ghon Rhee & Jane-Sue Wang

3 Al Sharkas, Adel

4 Sadorsky

صورت با کاهش قیمت نفت و سایر مواد مورد نیاز شرکتها از خارج، باعث کاهش سود این شرکتها و در نتیجه منجر به کاهش قیمت سهام این شرکتها می‌شود. از طرفی با بروز نوسانات قیمت ارز شرکتها یک ریسک سیستماتیک را متحمل خواهند شد که قاعدتا باعث کاهش قیمت سهام می‌شود. نتایج این فرضیه با نتایج تحقیقات گنسر و کیلیس^۱ (۲۰۱۴)، سلیمان و ادنان^۲ (۲۰۰۹)، پین هوآنگ و همکاران^۳ (۲۰۰۷)، عادل الشارکس^۴ (۲۰۰۴)، اومزه^۵ (۲۰۰۳)، مگنوس و فوسو^۶ (۲۰۰۶)، ونگبانگپو و شارما^۷ (۲۰۰۲)، چونگ لی و فیو نی^۸ (۲۰۰۱)، آسپرم^۹ (۱۹۸۹)، چونگ و نج^{۱۰} (۱۹۹۸)، شهبازی و دیگران^{۱۱} (۱۳۹۲)، صمدی، شیرانی فخر و داورزاده (۱۳۸۵)، صمدی (۱۳۸۵) و ابونوری و مشرفی (۱۳۸۵) همسو می‌باشد.

در تحقیق زین الدینی و همکاران^{۱۲} (۱۳۹۹) اثر تکانه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران مثبت برآورد شده است در حالی که در تحقیق حاضرائر این تکانه‌ها در وقفه‌های متفاوت هردو حالت مثبت و منفی را تجربه کرده‌اند که تقریباً می‌توان گفت که تأثیرات مثبت بود لذا همسو با نتایج تحقیق ارزیابی می‌شود. در تحقیق گلخندان، ابوالقاسم^{۱۳} (۱۳۹۵) تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام در ایران در کوتاه مدت و بلندمدت، آثار تکانه‌های منفی قیمت نفت بر کاهش قیمت شاخص سهام بیشتر از آثار تکانه‌های مثبت آن بر افزایش قیمت شاخص سهام نشان داده شده است در حالیکه در تحقیق حاضر اثر این شوک‌های منفی و مثبت بیشتر به سمت افزایش بازدهی سهام سوق داشته شده است.

1 GENCER, Hatice Gaye . and KILIC, Erdem

2 Mohammad Sulieman Hussian & Ali Adnan

3 Pin-Huang Chou, Wen-shen li, S. Ghon Rhee & Jane-Sue Wang

4 Al Sharkas, Adel

5 Nienke Oomes

6 Magnus and Fosu

7 Wongbangpo & Sharma

8 Chong li , fio nee

9 Mad Asprem

10 Cheung & Ng

منابع

۱. صمدی، سعید، شیرانی فخر، 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، ۲۵-۵۱
۲. داورزاده، مهتاب (۱۳۸۵)، پیش بینی شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: رویکردی بر تحلیل تکنیکی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان
۳. کریمزاده، مصطفی (۱۳۸۵)، بررسی رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، ایران، ۲۶
۴. صادقی حسین، کیوان شهاب لواسانی و محمود باغجری (۱۳۸۹)، اثرات تعدیل قیمت حامل- های انرژی بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری فصلنامه تحقیقات مدل - (SVAR) ساختاری، سازی اقتصادی، ۱(۶)، ۴۹-۷۶
۵. صالحی یاور (۱۳۹۰): اثر تکانه های نفتی بر بازده سهام -پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.
۶. صمدی سعید، زهره شیرانی فخر و مهتاب داور زاده (۱۳۸۶)، بررسی میزان اثر پذیری شاخص شاخص قیمت سهام از قیمت جهانی نفت و طلا(مدل سازی و پیش بینی)، فصلنامه بررسی های اقتصادی، ۴(۲).
۷. صمدی سعید، یحیی آبادی ابوالفضل، معلمی نوشین(۱۳۸۸)، تحلیل تأثیر تکانه های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران - فصلنامه پژوهشها و سیاست های اقتصادی ۱۷(۵۲)، ۵-۲۶.
۸. شهبازی، کیومرث، ابراهیم رضایی و یاور صالحی(۱۳۹۲)، تاثیر شوکهای قیمت نفت بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار
۹. تهران: رهیافت، SV. فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶(۱۸)، ۱۲۵-۱۳۶.
۱۰. فرامرزی رکسانا (۱۳۹۱): بررسی تکانه های قیمتی و درآمدی بر بازده واقعی سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ مطالعات حسابداری و حسابرسی، ۱(۹۱)، ۴۴-۵۱.
۱۱. مظفری سحر(۱۳۸۹): اثر نامتقارن تکانه های نفتی-پایان نامه کارشناسی ارشد واحد علوم تحقیقات، تهران.
۱۲. نادای قمی ولی ونسترن فرنیان (۱۳۹۷)، تاثیر شوک های قیمتی نفت بر بازده بازار سهام ایران به روش خود رگرسیون برداری بیزین، مطالعات مالی، ۱۱ (۳۹)، ۱۲۷-۱۱۳.

۱۳. زین الدینی شبنم، محمد شریف کریمی و آزاد خانزادی (۱۳۹۹)، بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران؛ اقتصاد مالی، ۱۴ (۵۰)، ۱۴۵-۱۶۹.
۱۴. سیستانی بدوئی، یاسر و همکاران (۱۴۰۱). بررسی تاثیر شوک حجمی بر بازده غیرعادی سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، ۴۱، ۲۵-۲۲۹.
۱۵. باقری، مرضیه و همکاران (۱۴۰۲)، تحلیل جامعه شناختی عوامل اجتماعی-اقتصادی مؤثر بر رفتار سرمایه گذاری سهامداران در بازار بورس تهران، فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، ۴۳، ۳۸۱-۳۵۱.
۱۶. گلخندان، ابوالقاسم (۱۳۹۵)، تاثیر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام در ایران (آیا این اثرگذاری نامتقارن است؟)، فصلنامه سیاستهای مالی و اقتصادی، ۴ (۱۵)، ۸۹-۱۱۴.
17. Kang, W., Ratti, R. A., & Yoon, K. H. (2015). The impact of oil price shocks on the stock market return and volatility relationship. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 34, 41–54.
18. Bjornland, H. C. (2008). Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country. *Norges Bank: Working Papers*, No. [insert number].
19. Christensen, J. I. (2011). Oil Price Shocks and Stock Returns: Empirical Evidence for the G-7 and Norway (M.Sc. Thesis). Aarhus School of Business, Aarhus University.
20. Cong, R.-C., 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.
21. Cologni, A., & Manera, M. (2008). Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries. *Energy Economics*, 30, 856–888.
22. Ciner, C. (2001). Energy shocks and financial markets: Nonlinear linkages. *Studies in Non-Linear Dynamics and Econometrics*, 5, 203–212.
23. Chinzara, Z. (2011). Macroeconomic uncertainty and conditional stock market volatility in South Africa. *South African Journal of Economics*, 79(1), 27-49.
24. Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and stock markets. *Journal of Finance*, 51(2), 463-491.
25. Ono, S. (2011). Oil price shocks and stock markets in BRICs. *The European Journal of Comparative Economics*, 8(1), 29-45.
26. Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries. *Energy Economics*, 30, 2587-2608.

27. Papapetrou, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. *Energy Economics*, 23, 511–532.
28. Zhang, Y. (2012). The Role of Monetary Shocks and Real Shocks on the Current Account, Terms of Trade and Real Exchange Rate Dynamics: A SVAR analysis (Doctoral dissertation). San Francisco State University.
29. Kilian, L. (2009). The Impact of Oil Price Shocks on The U.S. Stock Market. *American Economic Review*, 50(4), November.
30. Abhyankar, A., Xu, B., & Wang, J. (2013). Oil price shocks and the stock market: evidence from Japan. *Energy Journal*, 34, 199–222.
31. Arouri, M. E. H., & Rault, C. (2011). On the influence of oil prices on stock markets: evidence from panel analysis in GCC countries. *International Journal of Finance & Economics*, 3, 242–253.
32. Arouri, M. E. H., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2012). On the impacts of oil price fluctuations on European equity markets: volatility spillover and hedging effectiveness. *Energy Economics*, 34, 611–617.
33. Aloui, C., Nguyen, D. K., & Njeh, H. (2012). Assessing the impacts of oil price fluctuations on stock returns in emerging markets. *Economic Modelling*, 29(6), 2686–2695. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.08.010>
34. Bagirov, M., & Mateus, C. (2019). Oil prices, stock markets, and firm performance: Evidence from Europe. *International Review of Economics and Finance*.

