سرایت‌پذیری نوسانات بازار جهانی نفت و شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی (رویکرد VAR-BEKK-GARCH)

مهدیه رضاقلی‌زاده[1]
استادیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه مازندران، M.Gholizadeh@umz.ac.ir

مجید آقایی
استادیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه مازندران، M.Aghaei@umz.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۲/۰۸ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۴/۲۰

چکیده

بررسی اثرات سرایت‌پذیری نوسانات بازار جهانی نفت و شاخص‌های بازار سهام هر کشور اهمیت فراوانی در مطالعه کارایی بازار سهام، انتخاب سبد دارایی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها دارد. با توجه به نقش کلیدی صنایع شیمیایی و زیر بخش‌های مختلف آن (نظیر شرکت‌های پتروشیمی در بورس اوراق بهادار تهران) در توسعه اقتصادی کشور، در این مطالعه سعی شده است سرایت‌پذیری نوسانات بازار جهانی نفت بر شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی مورد ارزیابی قرا گرفته و به این پرسش پاسخ داده شود که چگونه تلاطمات از بازار جهانی نفت به بورس اوراق بهادار تهران و برعکس از بورس اوراق بهادار تهران به بازار نفت منتقل می‌شود. بدین منظور با به‌کارگیری مدل VAR-GARCH در چارچوب مدل BEKK[2] رابطه فوق با استفاده از داده‌های روزانه طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ مورد آزمون و بررسی قرار گرفت.

براساس نتایج حاصل از این تحقیق طی دوره زمانی مورد بررسی، تلاطمات قیمت نفت است که موجب تغییرات قیمت سهام صنایع شیمیایی می‌شود (اثر تقدم-تاخر[3]). به عبارت دیگر، اثرات متقابل سرریز تلاطم قیمت جهانی نفت و سهام صنایع شیمیایی، تنها به‌صورت یک سویه (یک طرفه)[4] و از بازار نفت به بازار سهام مشاهده می‌شود و عکس آن صادق نیست. براساس نتایج به دست آمده، تلاطمات قیمت نفت تأثیر مثبت بر قیمت سهام صنایع شیمیایی دارد.

طبقه‌بندی JEL: G20، P34

کلید واژه‌ها: شاخص قیمت سهام، مدل VAR-BEKK-GARCH، صنایع شیمیایی، قیمت جهانی نفت

---

[1]. نویسنده مسئول

[2]. Baba, Engle, Kraft, Kroner

[3]. Lead- lag effect

[4]. Unidirectional

۱- مقدمه

وجود سرریز در اثر تلاطم متغیرهای اقتصادی به بازارهای مختلف، اهمیت زیادی در مطالعه کارایی بازار، انتخاب سبد دارایی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها دارد. قیمت جهانی نفت یکی از مهم‌ترین متغیرهایی است که معمولاً در رابطه با دیگر متغیرها، پیشرو می‌باشد. به عبارت دیگر تلاطم قیمت نفت موجب تحول در بسیاری از بازارها و متغیرها می‌گردد که این مسئله اهمیت بررسی اثرات متقابل سرریز تلاطم قیمت نفت و بازارهای مختلف را دوچندان می‌کند. یکی از مهم‌ترین بازارهایی که در هر کشور می‌تواند منجر به افزایش سرمایه‌گذاری‌ها شده و در نتیجه تأثیرات معناداری بر رشد و توسعه اقتصادی آن کشور داشته باشد، بازار مالی آن کشور می‌باشد. بورس اوراق بهادار از اجزاء تشکیل‌دهنده بازار مالی و از مهم‌ترین نهادهای بازار سرمایه است که نقش مهمی در تجهیز منابع پس انداز در جهت سرمایه‌گذاری‌ها و تأمین نیازهای مالی واحدهای تولیدی داشته و به‌عنوان بخش مهمی از مجموعه اقتصاد، با سایر بخش‌های اقتصاد نیز در ارتباط است. بر اثر نوسان قیمت نفت، سهام بسیاری از شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار که قیمت نفت از فاکتورهای مهم تأثیرگذار بر آنهاست، دستخوش تغییر شده و شاخص قیمت سهام که معرف بازدهی سهام است، بسته به نوع وابستگی شرکت‌ها به نفت دچار نوساناتی خواهد شد (لی و چانگ[1]، ۲۰۱۵). بنابراین بررسی رابطه میان سرریز تلاطم بازار جهانی نفت و شاخص‌های بازار سهام یک کشور و همچنین بررسی چگونگی انتقال تلاطمات بازار جهانی نفت به بازار سهام یک کشور و برعکس دارای اهمیت فراوانی می‌باشد. بدیهی است که تأثیرپذیری صنایع مختلف از نوسانات قیمت نفت متفاوت بوده بسته به نقش نفت و تولیدات مرتبط با آن به‌عنوان نهاده (ماده اولیه) و یا ستانده (محصول) در صنعت نوسان قیمت نفت می‌تواند تأثیر متفاوتی بر سهام صنعت داشته باشد. ضمن این که باید بیان نمود که نه تنها تأثیر نوسانات قیمت نفت بر صنایع مختلف متفاوت است و نمی‌توان نتایج را از یک صنعت به صنعت دیگر تعمیم داد، بلکه براساس مطالعه پارک و راتی[2] (۲۰۰۸) ممکن است

1.Le and Chang
2. Park and Ratti

واکنش یک صنعت خاص نسبت به نوسانات قیمت نفت در یک کشور متفاوت از کشور دیگر باشد و لذا نمی‌توان نتایج را حتی از یک کشور به کشور دیگر تعمیم داد.

طبق تئوری پورتفولیو (سبد دارایی)، با متنوع سازی پرتفوی سرمایه‌گذاری، ریسک غیرسیستماتیک[۱] کاهش می‌یابد (رضا قلی‌زاده، ۱۳۹۲)، نتایج این مطالعه می‌تواند از این جهت مفید باشد که سرمایه‌گذاران با بررسی اثرات متقابل بین نوسانات قیمت نفت و شاخص قیمت سهام صنایع مختلف، می‌توانند متنوع سازی سبد خود را به گونه‌ای انجام دهند که سهام صنایع متنوع که دارای کمترین برآیند ارتباط با نوسانات قیمت نفت می‌باشند را در سبد دارایی خود نگهداری نموده و بدین‌ترتیب ریسک غیرسیستماتیک سبد را تا حد امکان کاهش دهند. بررسی مطالعات انجام شده در ایران نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای در این خصوص انجام نشده و لذا نتایج این مطالعه می‌تواند در پیشبرد این هدف بسیار مفید باشد.

از آن جایی که امروزه از میان شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران، صنایع شیمیایی و زیر بخش‌های مهم آن به‌عنوان تغذیه کننده سایر بخش‌های صنعت می‌توانند حلقه‌های مفقوده صنایع بی‌شماری را تکمیل نموده و توسعه صنایع وابسته به این صنعت نیز در تأمین کالاهای مصرفی و رفع نیازهای صنایع داخلی کشور و در نتیجه رشد و توسعه اقتصادی نقش به سزاییایفا می‌کنند وارتباط بالایی نیز با بازار انرژی دارند، در این مطالعه صنایع شیمیایی به‌عنوان نمونه در نظر گرفته شده و اثرات متقابل سرریز تلاطم بازار جهانی نفت و شاخص سهام این صنایع مورد ارزیابی قرار می‌گیردو سعی شده به این پرسش پاسخ داده شود که چگونه تلاطمات از بازار جهانی نفت به صنایع شیمیایی و برعکس از صنایع شیمیایی به بازار نفت منتقل می‌شود. لذا با توجه به موارد فوق و اهمیت بررسی اثرات متقابل سرریز تلاطم بازار جهانی نفت و شاخص قیمت صنایع شیمیایی و مبهم بودن این رابطه، در این مطالعه با به‌کارگیری مدل VAR-GARCH در چارچوب مدل BEKK[۲] و با استفاده از آزمون تئوری‌های موجود در این زمینه، رابطه مذکور با استفاده از داده‌های روزانه طی سال‌های ۱۳۹۰ تا

---

۱. ریسک های موجود در بازار سرمایه، به دو دسته کلی ریسک سیستماتیک و ریسک غیرسیستماتیک تقسیم می‌شوند.

2. Baba, Engle, Kraft, Kroner

۱۳۹۳ مورد آزمون و بررسی قرار گرفته است. برای جمع‌آوری اطلاعات لازم در خصوص مباحث نظری و پیشینه مطالعات تجربی از روش‌های کتابخانه‌ای و اینترنت استفاده شده و داده‌ها و آمار اطلاعات مورد نیاز جهت مدل‌سازی در این تحقیق نیز از مرکز اطلاع رسانی بورس اوراق بهادار تهران، شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و آژانس بین‌المللی انرژی[1] (IEA) گردآوری شده است.

۲- مبانی نظری تحقیق

امروزه شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت دارایی‌های مالی، به دارایی‌ها و بازارهای دیگر سرایت[2] می‌کند. دامنه این سرایت‌ها با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر رو به افزایش است. شناسایی مکانیزم‌های سرایت بازده و سرایت نوسانات و تلاطم[3] (گشتاور دوم بازده) بین متغیرهای کلان اقتصادی و دارایی‌های مالی مختلف، به دلایل متعدد اهمیت دارد. سرایت نوسانات متغیرهای کلان و دارایی‌ها، اطلاعاتی در خصوص کارایی بازار به ما می‌دهد. در یک بازار کارا، قیمت یک دارایی نباید با استفاده از قیمت‌های قبلی دارایی‌های دیگر قابل پیش‌بینی باشد. وجود سرایت بین متغیرهای کلان اقتصاد و دارایی‌های مالی و همچنین سرایت بین انواع دارایی‌های مالی، امکان استفاده از یک استراتژی معاملاتی سودآور را فراهم می‌کند، و اگر سود این استراتژی معاملاتی از هزینه‌های عملیاتی آن بیشتر باشد، به‌طور بالقوه دلیلی بر عدم کارایی بازار است. شناسایی مکانیزم‌های سرایت در مدیریت سبد دارایی‌ها نیز نقش مهمی دارد، زیرا در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک می‌توان از آن استفاده کرد. به علاوه، سرایت نوسانات به پیش بینی نوسانات آینده دارایی‌ها کمک می‌کند و لذا در حوزه‌هایی از قبیل قیمت‌گذاری اختیار معاملات[4]، بهینه‌سازی سبد سهام، محاسبه ارزش در معرض خطر[5] و مدیریت ریسک کاربرد دارد (لی و چانگ، ۲۰۱۵).

1. International Energy Agency
2. Spillover
3. Volatility
4. Options
5. Value at Risk

از میان تکانه‌های طرف عرضه، تکانه‌ی قیمت نفت یکی از مهم‌ترین عواملی است که اقتصاد جهانی را از دهه ۱۹۷۰ تحت تأثیر قرار داده است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۷). بازار نفت یکی از اصلی‌ترین بازارهای جهانی است که معمولاً در رابطه با دیگر بازارها، پیشرو است. به عبارت دیگر تلاطمات قیمت نفت موجب تحول در بسیاری از بازارها می‌گردد که این مسئله اهمیت بررسی تأثیر تحولات قیمت نفت بر این بازارها را دوچندان می‌کند. عوامل تأثیرگذار بر قیمت نفت معمولاً به مسائل سیاسی جاری در کشورهای تولید کننده و به تقاضای مصرف کنندگان بزرگ مثل چین و هند و ایالات متحده مربوط می‌شود. اما همان گونه که گفته شد نوسانات قیمت نفت تأثیر شدیدی بر سایر بازارها از جمله بازارهای مالی داشته و می‌تواند به‌عنوان یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر بورس اوراق بهادار که از اجزاء تشکیل دهنده بازار مالی و از مهم‌ترین نهادهای بازار سرمایه می‌باشد محسوب شود. (پاپاپترو[1]، ۲۰۰۱، سادورسکی[2]،۲۰۰۱، همووده و الیسا[3]، ۲۰۰۴، همودهو همکاران[4]، ۲۰۰۴، همووده و هیومین[5]، ۲۰۰۵، آل شریف و همکاران[6]، ۲۰۰۵، هانگ و همکاران[7]، ۲۰۰۵، باشر و سادورسکی[8]، ۲۰۰۶، بویر و فیلین[9]، ۲۰۰۷، هنریکس و سادورسکی[10]، ۲۰۰۸، پارک و راتی، ۲۰۰۸، سادورسکی و همکاران[11]، ۲۰۱۱).

از نظر تئوریکی تغییرات قیمت نفت از چندین طریق می‌تواند بر شکل دهی انتظارات در بازار سرمایه و در نتیجه بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تأثیرگذار باشد که برآیند این تاثیرات چند جانبه به میزان وابستگی شرکت مورد نظر با تولید نفت مرتبط است. مهم‌ترین بسترهای تاثیرپذیری قیمت سهام

1. Papapetrou
2. Sadorsky
3. Hammoudeh and Aleisa
4. Hammoudeh, Dibooglu and Aleisa
5. Hammoudeh and Huimin
6. El-Sharif, Brown, Burton, Nixon and Russell
7. Huang, Hwang and Peng
8. Basher and Sadorsky
9. Boyer and Filion
10. Henriques and Sadorsky
11. Sadorsky, Haug, Basher

شرکت‌ها از تغییرات قیمت نفت را می‌توان به شرح ذیل برشمرد(سادورسکی و همکاران، ۲۰۱۱):

۱- از آن جایی که تقاضای نفت هر کشور برای نفت با پیشرفت و توسعه آن کشور افزایش یافته و عموماً با میزان رشد تولیدات صنعتی همبستگی بالایی دارد، می‌توان گفت تقاضای نفت در اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه در طی زمان در حال افزایش است. در صورتی که افزایش در تقاضای نفت به وسیله افزایش در عرضه جبران نشود، منجر به افزایش قیمت‌های نفت شده و این قیمت بالاتر، هزینه شرکت‌های تولیدی غیرنفتی را افزایش داده و موجب پایین آمدن سود شرکت‌ها می‌شود. افزایش قیمت نفت معمولاً با افزایش قیمت کالاها و خدمات نهایی تحویلی به مصرف‌کنندگان جبران می‌شود. این افزایش قیمت کالاها و خدمات منجر به کاهش تقاضا برای آنها شده و مجدداً سود شرکت‌ها را کاهش داده و در نهایت موجب افت قیمت سهام شرکت‌ها می‌شود (سادورسکی و باشر، ۲۰۰۶).

۲- نوسان پذیری قیمت نفت، ریسک را افزایش داده و نااطمینانی را زیاد می‌کند. این افزایش نااطمینانی، سرمایه‌گذاری در بازار سهام را کاهش داده و در نتیجه اثر منفی بر قیمت سهام می‌گذارد (سادورسکی و باشر، ۲۰۰۶).

۳- سیاست‌گذاران اقتصادی و بانک مرکزی هر کشور معمولاً افزایش قیمت نفت را حاکی از فشارهای تورمی و به‌عنوان یک عامل تورم زا در نظر می‌گیرند. در اکثر این موارد بانک مرکزی با اعمال سیاست‌های پولی از طریق افزایش نرخ بهره به شوک قیمت نفت پاسخ می‌دهد. نرخ بهره بالاتر، اوراق قرضه را برای سرمایه‌گذاران جذاب‌تر و مناسب‌تر از سهام نموده و در نتیجه منجر به افت قیمت سهام می‌شود (سادورسکی و باشر، ۲۰۰۶)، (پارک[1]، ۲۰۰۷) و (سادورسکی و همکاران، ۲۰۱۱).

۴- کاهش قیمت نفت باعث می‌شود که طرح‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها دستخوش عدم اطمینان گردد و از آنجا که سودآوری شرکت‌ها تحت تأثیر درآمد نفتی قرار می‌گیرد، قیمت سهام می‌تواند کاهش یابد(رضاقلی زاده، ۱۳۹۳).

۵- اگر قیمت نفت و در نتیجه درآمد کشور افزایش یابد، باعث شکل‌گیری انتظارات خوش بینانه در مورد ایجاد رونق و افزایش فعالیت‌ها در سطح اقتصاد کشور خواهد شد.

1.Park

شکل‌گیری این انتظارات برای شرکت‌های حاضر در بورس و انتظار افزایش سودآوری آن‌ها باعث شده که شاخص قیمت سهام نیز با رشد مثبت مواجه شود، که این امر حاکی از وجود رابطه مثبت بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام می‌باشد[۱].

۶- افزایش قیمت نفت اگر چه سبب افزایش تولید ناخالص ملی (شامل درآمد نفتی) کشورهای صادرکننده نفت می‌شود، اما باید در نظر داشت که مصرف کننده نهایی محصولات و فرآورده‌های نفتی، به‌طور عمده کشورهای در حال توسعه هستند. کشورهای صادرکننده‌نفت اغلب خود به دلیل عدم توانایی و نداشتن فناوری فناوری لازم برای فرآوری نفت‌خام، واردکننده محصولات و فرآورده‌های نفتی هستند، بنابراین افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام شده محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی می‌شود که این خود منجر به افزایش ارزش واردات کشورهای در حال توسعه می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود رابطه قیمت نفت با شاخص‌های بازار سهام یک رابطه معکوس باشد(اروری و گاین[۲]، ۲۰۱۰ و باشر[۳]، ۲۰۱۲).

۷- با افزایش قیمت نفت، درآمد کشورهای تولید کننده و صادرکننده نفت نظیر ایران افزایش می‌یابد. این امر در طی زمان، منجر به باز توزیع این درآمد در بخش‌های مختلف کشور از جمله بخش صنعت شده، سودآوری و لذا قیمت سهام آنها را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر به دنبال افزایش درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی کشور افزایش یافته و انتظارات خوش بینانه مبنی بر توسعه و رونق در اقتصاد کشور شکل گرفته و تقاضا برای محصولات تولیدی صنایع را افزایش می‌دهد. افزایش تقاضای محصولات تولیدی، منجر به افزایش سودآوری و در نتیجه افزایش بازده سهام صنعت می‌شود. اما از طرفی باید توجه نمود که تمامی صنایع به منظور تولید محصولات خود نیازمند انرژی بوده و افزایش قیمت انرژی منجر به افزایش هزینه‌های تولید، کاهش سودآوری و در نتیجه کاهش بازدهی سهام این صنایع نیز خواهد شد. البته از آن جایی که در ایران، هزینه‌های تولید صنایع ارتباط مستقیمی با قیمت‌های جهانی نفت ندارد، افزایش قیمت نفت از این جهت منجر به افزایش قابل توجهی در هزینه‌های تولید صنایع نشده و حتی اگر این صنایع در گروه صنایع صادر کننده نیز باشند، این افزایش

---

۱. همان

2. Arouri andNguyen
3. Basher et al.

قیمت‌های جهانی نفت با توجه به هزینه‌های نسبتاً ثابت آن‌ها، منجر به بالا رفتن قدرت رقابت پذیری محصولات آنان شده و لذا به‌عنوان مزیتی برای آنان محسوب می‌شود. لازم به ذکر است که تمامی موارد فوق ممکن است بسته به این که جهت حرکت بازار نفت صعودی باشد یا نزولی، با هم تفاوت داشته باشد. لذا همان طور که مشخص است عوامل متعددی مانندجهت حرکت بازار نفت (صعودی یا نزولی بودن بازار نفت)، نوع وابستگی کشور به نفت (صادرکننده یا وارد کننده نفت)، میزان وابستگی صنعت مورد مطالعه با نفت و فرآورده‌های آن (میزان انرژی بری صنعت) و نحوه تعیین قیمت‌های انرژی مصرفی صنایع در یک کشوردر چگونگی رابطه بازار نفت و بازار سهام مؤثر می‌باشند که نباید از نظر دور نگه بمانند (رضاقلی زاده و همکاران، ۱۳۹۲).

۸- تأثیرپذیری قیمت سهام از تغییرات قیمت نفت از طریق مدل قیمت گذاری یک سهم نیز قابل توجیه است. بر این اساس قیمت هر سهم یا دارایی در هرنقطه از زمان برابر با ارزش فعلی جریانات نقدی آینده مورد انتظار آن سهم یا دارایی می‌باشد. بر این اساس نوسانات و تغییرات در قیمت نفت ارزش فعلی جریانات نقدی مورد انتظار و نرخ بهره را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نوسانات قیمت نفت از طریق تأثیرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ تورم، نرخ بهره، رشد اقتصادی، انتظارات مصرف کنندگان و سرمایه‌گذاران نسبت به آینده، بر نرخ تنزیل تأثیر گذاشته و در نتیجه از طریق تعدیل جریان‌های نقدی شرکت‌ها، موجب تغییر قیمت سهام می‌شوند (ناند و فاف[1]، ۲۰۰۸).

علاوه بر موارد فوق که در خصوص ارتباط بین نوسانات قیمت نفت و شاخص قیمت سهام صنایع فعال در بورس اوراق بهادار به‌طور کلی بیان شد، رابطه نوسانات قیمت نفت و شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی - که در این مطالعه مدنظر است - را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

- مواد اولیه اصلی اغلب شرکت‌های موجود در صنایع شیمیایی، نفت و مشتقات آن می‌باشد و به دلیل ارزان بودن این ماده ارزشمند نسبت به سایر مواد (با توجه به‌وجود یارانه)، شرکت‌های موجود در این صنعت دارای نسبت‌های سودآوری و ارزش افزوده بالایی هستند. زمانی که قیمت جهانی نفت بالا می‌رود تنها بخشی از هزینه‌های شرکت‌های فعال در صنایع شیمیایی که عمده آن قیمت همین مواد اولیه است، تغییر

1.Nandha & Faff

می‌کند. با توجه به این امر و با در نظر گرفتن بالا بودن میزان تولید این شرکت‌ها و صادرات محصولات آن‌ها، اعمال تخفیف‌هایی در خصوص تأمین مواد اولیه و نیز اضافه نمودن این نکته که طبق برنامه توسعه پنجم، صادرات مواد غیرنفتی که بیشتر محصولات شرکت‌های زیر مجموعه صنایع شیمیایی نیز از آن جمله هستند، از معافیت مالیاتی برخوردارند، به دنبال افزایش قیمت جهانی نفت، شرکت‌های فعال در این بخش می‌توانند حاشیه سود خود را با تکیه بر صادرات و افزایش تولیدات بالاتر برده و در نتیجه شاخص قیمت سهام خود را افزایش دهند.

۳- مطالعات انجام شده

با وجود این که تاکنون مطالعات فراوانی در رابطه با تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در داخل کشور انجام شده و برخی از این مطالعات نیز متغیر قیمت نفت را به‌عنوان یکی از متغیرهای مؤثر بر بازار سهام مدنظر قرار داده‌اند، اما تا به حال اثرات متقابل سرریز تلاطمات متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام با استفاده از مدل VAR-BEKK-GARCHکه از طریق ویژگی تقدم- تاخر[1]، چگونگی اثرات متقابل سرریز نوسانات متغیرها و شاخص قیمت سهام را توضیح دهد، مورد مطالعه قرار نگرفته است. در این زمینه فقط در چند مطالعه داخلی و تنها به منظور بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار از مدل‌هایی شبیه به آن استفاده نموده‌اند. وجه تمایزمطالعه حاضر از سایر مطالعات انجام شده در ایران متمایز می‌سازد، در نظر گرفتن اثرات متقابلی است که امکان دارد بین متغیرهای مختلف اقتصادی (نظیر قیمت جهانی نفت) و سهام شرکت‌های مختلف فعال در بورس اوراق بهادار(صنایع شیمیایی) وجود داشته باشد و روش مدل‌سازی VAR-BEKK-GARCH است.در ادامه برخی از مطالعات انجام شده داخلی و خارجی به شرح ذیل معرفی می‌شوند:

- سالیسو و الکو[2] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر قیمت نفت بر شاخص سهام بورس آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۴ پرداختند. آنها در این مطالعه با یک مدل VARMA-AGARCH که در چارچوب مدل BEKK ارائه گردید به بررسی تأثیر قیمت

1. Lead- lag effect
2. Salisu and Oloko

جهانی نفت برنت و وست تگزاس بر شاخص سهام S&P به‌عنوان نماینده‌ای از بازار سهام آمریکا پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر وجود سرریز بازدهی مثبت و معنی‌دار از بازار سهام آمریکا به بازار جهانی نفت می‌باشد و همچنین تأثیر دو جانبه شوک‌های به‌وجود آمده در دو بازار نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

- کانگ و همکاران[1] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک قیمت نفت بر بازار اوراق قرضه در آمریکا طی دروه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۱ پرداختند. آنها در این مطالعه از یک مدل VAR ساختاری جهت بررسی شوک‌های طرف عرضه و تقاضای ناشی از بازار نفت‌خام بر بازدهی بازار اوراق قرضه در آمریکا پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که یک شوک مثبت در بازار نفت از طرف تقاضا باعث کاهش معنی دار در بازدهی واقعی اوراق قرضه بعد از ۸ ماه از شروع شوک شده است. شوک ساختاری ناشی از بازار جهانی نفت‌خام ۲۷/۱ درصد از تغییرات در بازار واقعی بازده اوراق قرضه در یک دوره زمانی ۲۴ ماهه را نشان می‌دهد. شاخص سرریز به‌دست آمده از معادله VAR ساختاری وابستگی متقابل بین بازار نفت‌خام و اوراق قرضه را نشان می‌دهد. میانگین شاخص سرریز طی دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۱ تا دسامبر ۲۰۱۲ برابر با ۰/۳۸۱ و طی دوره زمانی سپتامبر تا دسامبر ۲۰۰۸ همزمان با بحران مالی برابر با ۰/۴۷۶ می‌باشد.

- محمد الهادی و همکاران[2] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای به بررسی سرریز تلاطمات بین قیمت نفت و بازدهی سهام در اروپا و آمریکا طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۹ پرداختند. آن‌ها بدین منظور از یک مدل VAR- GARCH استفاده نموده و در پی پاسخ به این سؤال بوده‌اند که چگونه شوک‌ها و تلاطمات از بازار نفت به بازار سهام در اروپا و آمریکا (به‌طور جداگانه) بالعکس منتقل شده است. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که اثر سرریز در اروپا معمولاً به‌صورت یک سویه (یک طرفه)[3] و از بازار نفت به بازار سهام مشاهده می‌شود، درحالی‌که این اثر در آمریکا به‌صورت دوسویه (دو طرفه)[4] می‌باشد.

- مالیک و همودە (۲۰۰۷) مکانیزم سرایت تلاطم میان سهام ایالات متحده و سهام خلیج فارس و بازارهای جهانی نفت‌خام را مورد مطالعه قرار داده و بدین منظور از یک

1. Kang et al.
2. Mohamed et al.
3. Unidirectional
4. Bidirectional

مدل GARCH چند متغیره استفاده نموده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که سرایت معناداری میان بازارهای با اهمیت دوم وجود دارد. ایشان همچنین دریافتند که بازارهای سهام خلیج فارس، گیرندگان تلاطم از بازار جهانی نفت هستند، به عبارت دیگر شوک‌ها و تلاطمات در بازار جهانی نفت به این بازارهای سهام منتقل شده و بر شاخص سهام آن‌ها اثر می‌گذارد.

- کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران با استفاده از یک مدل FIGARCH چند متغیره که توسعه‌ای از مدل BEKK می‌باشد، پرداختند. ایشان بدین منظور از داده‌های روزانه دوره زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۸۹ استفاده نموده و در تحلیل نتایج تجربی به این نتیجه رسیدند که سرایت از شاخص صنعت سیمان به شاخص کاشی و سرامیک و سرمایه‌گذاری‌ها مشاهده می‌شود. این اثر در بازدهی سهام کاشی و سرامیک به‌صورت دوطرفه مشاهده شده و از شاخص صنعت سیمان به شاخص کاشی و سرامیک بیشتر است. نتایج حاصل، وجود اثر تقدم و تاخر و جریان اطلاعات را تأیید می‌کند. همچنین سرایت تلاطم از سهام سرمایه‌گذاری به کاشی و سرامیک و بالعکس نیز وجود داشت، اما در مورد سهام صنعت سیمان و سرمایه‌گذاری‌ها صرفاً سرایت یک طرفه از سمت سیمان مشاهده شد.

- زمانی و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله‌ای وجود سرایت بازده و نیز سرایت تلاطم بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از مدل VAR- BEKK مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بازده‌های روزانه شاخص شرکت‌های کوچک‌تر، با تأخیر، دنباله روی بازده‌های روزانه شاخص شرکت‌های بزرگ‌تر هستند (ویژگی تقدم- تاخر). اما علیرغم این که سرایت تلاطم در بسیاری از بازارهای مالی دنیا مشاهده شده است، این ویژگی در بازده‌های ماهانه و فصلی شاخص‌ها مشاهده نمی‌شود. به اعتقاد آنها وجود محدودیت دامنه نوسان قیمت‌ها و قانون حجم مبنا در دوره مورد مطالعه، می‌تواند مهم‌ترین دلیل مشاهده این پدیده در بورس اوراق بهادار تهران باشد.

- اسلاملوئیان و زارع (۱۳۸۵) در مقاله‌ای با استفاده از یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر متغیرهای اثرگذار بر شاخص قیمت سهام در بورس تهران، طی فصل سوم سال ۱۳۷۲ تا فصل اول سال ۱۳۸۲ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از

این مطالعه، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای مورد نظر را نشان می‌دهد. برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که متغیر قیمت نفت دارای تأثیر مثبت بر متغیر شاخص قیمت سهام می‌باشد.

۴- روش شناسی پژوهش

همان گونه که بیان شد، هدف از این تحقیق بررسی تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت بر شاخص سهام صنایع شیمیایی موجود در بورس اوراق بهادار تهران و برآورد میزان سرایت پذیری این دو متغیر از یکدیگر می‌باشد. به منظور تجزیه و تحلیل و بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی موجود در بازار سهام ایران، از تجزیه و تحلیل سری زمانی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۹۰ و تکنیک اقتصادسنجی خودتوضیح با واریانس ناهمسان شرطی (ARCH)[1]استفاده خواهیم نمود. این مدل‌ها که توسط انگل[2] در سال ۱۹۸۲ معرفی گردیدند و توسط بالرسلی[3] در سال ۱۹۸۶ گسترش یافتند، در شاخه‌های مختلف اقتصادسنجی مخصوصا در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

با توجه به اینکه نوسانات قیمت نفت و بازار سهام به زمان وابسته می‌باشند، برای اندازه‌گیری گشتاور مرتبه دوم شرطی قیمت نفت‌خام و شاخص سهام صنایع شیمیایی در این مطالعه از مدل‌های چندمتغیره خودتوضیح با واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (Multivariate GARCH) استفاده می‌شود. مدل‌های GARCH چندمتغیره توسعه‌یافته مدل‌های ساده GARCH می‌باشند و در اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ توسعه یافتند.

فرض کنید بردار r_t بردار سری زمانی بازده بوده و شامل N بازده است و I_{t-1} مجموعه اطلاعات جمع‌آوری شده تا زمان t است. بنابراین می‌توان نوشت:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} z_t$$

1. Auto Regressive Conditional Heteroscedastic
2. Engle
3. Bollerslev

که μ_t مقدار انتظاری شرطی r_t با توجه به اطلاعات گذشته (I_{t-1}) بوده و ε_t مقادیر پسماند است. همچنین $H_t^{\frac{1}{2}}$ یک ماتریس مثبت معین $N\times N$ و بردار z_t دارای گشتاورهای اول و دوم زیر است:

$$E(z_t) = 0$$
$$Var(z_t) = I_N$$

به‌طوری‌که I_N ماتریس واحد از مرتبه N است. به‌راحتی می‌توان نشان داد که ماتریس واریانس شرطی r_t برابر H_t است. بنابراین $H_t^{\frac{1}{2}}$ یک ماتریس $N\times N$ مثبت معین بوده، به‌طوری که H_t واریانس شرطی r_t است. H_t و μ_t هر دو وابسته به بردار مجهول I_{t-1} هستند.

واریانس شرطی تابع مقدار تأخیری وقفه خودش و تأخیری‌های پس‌ماندهای خطای خود است. H_t ماتریس کوواریانس می‌باشد که تابعی است از تأخیری‌های کوواریانس و تأخیری‌های ضرب متقاطع خودش. این مقدار میانگین صفر دارد و به‌صورت نرمال توزیع شده است.

ماتریس H در فرم کلی مدل‌های GARCH چند متغیره برابر است با:

$$H = A_0'A_0 + \beta_j'H_{t-j}B_j + A_i'\varepsilon_{t-i}\varepsilon_{t-i}'A_i \qquad (۳)$$

این ماتریس H ماتریس مثبت معین است. البته برای برآورد ماتریس فوق سه رویکرد اساسی وجود دارد:

۱- رویکرد VECH

۲- رویکرد BEKK

۳- مدل CCC (هم‌بستگی شرطی ثابت[1])

رویکرد BEKK در سال ۱۹۹۵ توسط انگل و کرونر[2] پیشنهاد گردید. انگل و کرونر یک مدل GARCH چند متغیره تعمیم یافته را به منظور بررسی تأثیر نوسانات یک

1. Constant conditional correlations
2.Engle and Kroner

متغیر بر متغیر دیگر پیشنهاد دادند. یک مدل GARCH چند متغیره براساس مدل BEKK را می‌توان به صوت زیر بیان کرد:

$$H_t = C + \sum_{i=1}^{q} A_i' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_i + \sum_{i=1}^{q} G_i' H_{t-i} G_i$$

در این ماتریس C، Ai و Gi ماتریس‌های K*K می‌باشند. اگر فرض شود که مدل GARCH چند متغیره بالا، دو متغیره باشد (GARCH(1,1)، ماتریس H برای آن به‌صورت زیر می‌باشد.

$$H_t = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1}^2 & \varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ \varepsilon_{2t-1}\varepsilon_{1t-1} & \varepsilon_{2t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \quad (۵)$$

با توجه به اینکه در این مطالعه به دنبال بررسی اثر تقدم و تاخر قیمت جهانی نفت و سهام صنایع شیمیایی و برآورد میزان سرایت‌پذیری این دو متغیر از یکدیگر هستیم، از رویکرد BEKK و مشخصا از مدل VAR-BEKK[1] جهت تخمین و برآورد مدل‌های تحقیق استفاده خواهیم نمود. جزءVAR[2]مدل برای بررسی سرایت قیمت نفت و شاخص قیمت سهام و جزء BEKK مدل برای بررسی سرایت نوسانات این متغیرها به کار می‌رود. با توجه به ارتباط میانگین شرطی و نوسانات متغیرها، این دو همزمان از طریق یک مدل VAR-BEKK تخمین زده می‌شوند. در ادامه به تشریح این مدل می‌پردازیم:

اگر بردار r_t بردار شاخص قیمت Nشرکت حاضر در بورس طی دوره t ام باشد. می‌توان نوشت:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

در این مدل ε_t بردار اجزاء اخلال و μ_t بردار میانگین شرطی شاخص قیمت سهام، یا به‌صورت دقیق‌تر، بردار قیمت مورد انتظار دوره t ام با توجه به مجموعه اطلاعات گذشته است. به منظور نمایش ارتباط خطی شاخص قیمت سهام یک شرکت با

1. Vector Autoregressive- Baba, Engle, Kraft, Kroner
2. Vector Autoregressive

قیمت‌های قبلی خود و سایر متغیرها، μ_t را می‌توان به‌صورت یک مدل VAR به‌صورت زیر در نظر گرفت:

$$\mu_t = A_{.} + \sum_{i=1}^{p} A_i r_{t-i}$$

که در آن $A_{.}$ بداری از مقادیر ثابت و A_i ماتریس ضرایب است. با توجه به این که در یک مدل چندمتغیره واریانس شرطی، مثبت معین بودن H_t را بدون اعمال محدودیت‌های قوی نمی‌توان تضمین کرد، انگل و کرونر[1] (۱۹۹۵) برای رفع این مشکل مدل BEKK را پیشنهاد کردند که هم اکنون کاربرد وسیعی در مدل سازی چندمتغیره واریانس شرطی (H_t) دارد. یک مدل BEKK(1,1) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_t = C^{*'}C^{*} + A^{*'}\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}A^{*} + G^{*'}H_{t-1}G^{*} \qquad (۸)$$

که در آن G^{*} و A^{*} و C^{*} ماتریس‌های $N \times N$ هستند و C^{*} بالا مثلثی است. با توجه به توضیحات ارائه شده، شکل بازشده مرتبه ۳ مدل مورد استفاده به‌صورت ذیل است:

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \\ r_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{.,1} \\ \phi_{.,2} \\ \phi_{.,3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \phi_{1,13} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \phi_{1,23} \\ \phi_{1,31} & \phi_{1,32} & \phi_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \\ r_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} & \phi_{2,13} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & \phi_{2,23} \\ \phi_{2,31} & \phi_{2,32} & \phi_{2,33} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} r_{1,t-2} \\ r_{2,t-2} \\ r_{3,t-2} \end{bmatrix} + \ldots + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{31,t} & h_{33,t} \end{bmatrix}^{\frac{1}{2}} \begin{bmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \\ z_{3,t} \end{bmatrix} \qquad (۹)$$

که در آن بردار $r_{i,t}$ نشان دهنده شاخص قیمت سهام شرکت i ام در زمان t، ϕ_{ij}ها پارامترهای میانگین شرطی مدل، بردار ε_t بردار پسماندها و عناصر بردار Z_t نوفه سفید هستند. همچنین ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی مدل مطابق یک مدل BEKK(1,1) به‌صورت معادله (۱۰) است:

1. Kroner

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{31,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} + \quad (10)$$

$$\begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{31,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix}$$

که در آن ماتریس C مقادیر ثابت، A ماتریس ضرایب آرچ و G ماتریس ضرایب GARCH می‌باشد. اگر عناصر بردار r_t (یعنی سری‌های زمانی $r_{1,t}$ و $r_{2,t}$ و $r_{3,t}$) را به‌ترتیب نشان دهنده سری زمانی شاخص قیمت سهام هر یک از صنایع شیمیایی بدانیم و فرض شود که ویژگی تقدم- تاخر در سرایت شاخص‌ها وجود دارد، بخش میانگین شرطی مدل به‌صورت پایین مثلثی در خواهد آمد و بخش‌های دیگر تغییری نخواهند کرد. بنابراین با فرض برقراری اثر تقدم- تاخر بخش میانگین شرطی مدل به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \\ r_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{0,1} \\ \phi_{0,2} \\ \phi_{0,3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & 0 & 0 \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & 0 \\ \phi_{1,31} & \phi_{1,32} & \phi_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \\ r_{3,t-1} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} \phi_{2,11} & 0 & 0 \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & 0 \\ \phi_{2,31} & \phi_{2,32} & \phi_{2,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-2} \\ r_{2,t-2} \\ r_{3,t-2} \end{bmatrix} + \ldots + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

توضیح عناصر این مدل مانند مدل قبلی است. پارامترهای مدل بالا به روش حداکثر راستنمایی تخمین زده خواهند شد. برای این منظور تابع راستنمایی ساخته شده براساس فرض کمکی i.i.d بودن توزیع پسماندها حداکثر شده است(سالیسو و الکو،

۲۰۱۵). تخمین و برآورد مطالعات در این تحقیق با استفاده از نسخه نهایی Eviews9 و نرم افزار MATLAB انجام گردید.

۵- بررسی وضعیت صنایع شیمیایی در ایران و بورس اوراق بهادار

صنایع شمیایی با سهمی حدود ۲۲ درصد از کل ارزش بازار سرمایه یکی از مهم‌ترین مجموعه صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران محسوب می‌شود. این صنعت با داشتن ۲۹ شرکت و ارزش بازاری معادل ۷۸۱ هزار و ۶۵ میلیارد ریال در هفت ماهه اول سال ۱۳۹۳ در صدر صنایع مختلف بورسی قرارداشت. براساس اطلاعات مالی به‌دست آمده از شرکت‌های زیر مجموعه صنایع مختلف طی سال‌های مورد بررسی در این مطالعه، صنایع شیمیایی در کنار صنایع استخراج کانه‌های فلزی و رایانه بیشترین حاشیه سود عملیاتی (نسبت سود عملیاتی به فروش) را در بین صنایع دارا هستند. (مدیریت فناوری بورس تهران)

به نظر می‌رسد با توجه به تغییرات زیربنایی در اقتصاد ایران و گذار کشور از اقتصاد تک محصولی به اقتصاد چند محصولی و جهانی، یکی از بخش‌هایی که بیشترین شانس را برای پیشرفت و رشد در بستر اقتصاد ایران دارد، صنایع شیمیایی و بخش‌های وابسته به آن مانند شرکت‌های پتروشیمی می‌باشد. مواد اولیه ارزان و فراوان، ارزش افزوده بالا، ایجاد اشتغال و نیازهای داخلی کشور از جمله مزایای صنایع شیمیایی و شرکت‌های زیر مجموعه آندر ایران بوده و شرایط بسیار خوبی را جهت سرمایه‌گذاری در این بخش فراهم آورده است، به گونه‌ای که در سال‌های اخیر شاهد رشد چشمگیر سرمایه‌گذاری در این صنعت بوده‌ایم و سرمایه‌گذاران توجه ویژه‌ای به این بخش داشته‌اند.

حجم تولیدات پتروشیمی به‌عنوان یکی از شرکت‌های زیر مجموعه صنایع شیمیایی در سال ۱۳۸۹ در مقایسه با سال ۱۳۸۸ به میزان ۷۷ درصد رشد داشته و صادرات این محصولات در این سال نسبت به سال ۱۳۸۸ رشد ۲۲ درصدی داشته است. سهم صنعت پتروشیمی از صادرات غیرنفتی و صادرات صنعتی به‌ترتیب بیش از ۵۰ و ۶۳ درصد اعلام گردیده است. درصد سهم ایران از ظرفیت تولید محصولات پتروشیمی خاورمیانه از ۹/۱۱ درصد در سال ۱۳۸۳ به ۲۵/۸۵ درصد در سال ۱۳۸۸ ارتقا یافته است. در این دوره زمانی سهم ایران از تولیدات جهانی از ۰/۴۲ درصد به ۲/۴ درصد

رسیده است که شاهد رشد چشمگیر این صنعت می‌باشیم.[۱] از سال ۱۳۹۰ به بعد روند تولید محصولات پتروشیمی در کشور رو به کاهش بوده به‌صورتی که تولید محصولات پتروشیمی از ۴۲۷۳۶ میلیارد ریال درسال ۱۳۹۰ به ۴۱۰۶۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۱ و به ۴۰۵۷۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۲ رسید موضوعی که نشان دهنده رکود در صنعت پتروشیمی کشور است.باتوجه به این رکود طی سال‌های ۹۳-۱۳۹۰شاهد کاهش صادرات محصولات پتروشیمی کشور و کاهش درآمدهای این صنعت نیز بوده‌ایم به‌صورتی که در سال ۱۳۹۲ براساس گزارش بانک مرکزی میزان صادرات محصولات پتروشیمی ۱۲۸۲۷ هزار تن بوده که نسبت به سال قبل از آن ۱۸.۶ درصد کاهش یافته است. در این سال درآمدهای صادرات پتروشیمی کشور نیز با ۱۸.۲ درصد کاهش روبرو بود. در سال ۱۳۹۱ میزان صادرات محصولات پتروشیمی ۱۵۷۵۷ هزار تن و میزان درآمدهای صادرات پتروشیمی ۱۲۰۶۱ میلیون دلار بوده است. در سال ۱۳۹۲ میزان درآمدهای ناشی از صادرات محصولات پتروشیمی کم‌تر از ۱۰ میلیارد دلار (۹۸۶۹ میلیون دلار) بوده است (مدیریت فناوری بورس تهران).

در سال ۱۳۹۲ براساس آمارهای بانک مرکزی میزان فروش داخلی محصولات پتروشیمی از نظر مقدار ۱۴۵۲۵ هزار تن و از نظر ارزش درآمدی ۳۱۳۷۶۵ میلیارد ریال بوده که نسبت به سال قبل از آن در میزان ۹.۴ درصد و در ارزش مالی ۷۹.۵ درصد رشد نشان می‌دهد. در این سال ارزش کل صادرات صنعتی کشور ۲۴۹۹۷ میلیون دلار بوده که ۳۹.۵ درصد آن سهم محصولات پتروشیمی بوده است.

۶- بررسی داده‌ها و تخمین مدل

آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

در این تحقیق از داده‌های روزانه شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی و قیمت نفت برنت به‌عنوان جانشینی برای قیمت جهانی نفت طی دوره ۹۳-۱۳۹۰ استفاده شده است. داده‌ها و اطلاعات شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی از شرکت مدیریت فناوری اطلاعات بورس تهران و اطلاعات مربوط به قیمت نفت از آژانس بین‌المللی انرژی

۱. تحلیل بنیادی صنعت پتروشیمی، (۱۳۹۰)، شرکت کارگزاری بانک ملی ایران، واحد مشاوره سرمایه گذاری

گردآوری شده است. خصوصیات آماری داده‌های استفاده شده در این تحقیق در جـدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل

شاخص قیمت سهام	قیمت نفت	
۳۱۲۵/۱۳۳	۱۰۸/۹۲۱۴	میانگین
۲۷۵۰/۵۰۰	۱۰۹/۴۰۰۰	میانه
۶۲۰۶	۱۲۸/۱۴۰۰	ماکزیمم
۹۶۱	۷۶/۸۶۰۰۰	می نیمم
۱۸۰۰/۴۸۰	۸/۱۹۵۳۷۵	انحراف استاندارد
۰/۱۶۷۹۳۲	-۱/۰۱۷۳۰۱	چولگی
۱/۴۱۵۸۲۸	۵/۶۴۵۴۹۱	کشیدگی
۱۰۲/۴۹۲۳	۴۳۵/۳۱۹۱	آماره جارک برا
۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۴۵	احتمال
۵۴/۹۸۷۶*	۲۲/۹۸۷۵*	آزمون ARCHLM (۱)
۶۵/۹۸۷*	۵۱/۴۳۲*	آزمون ARCH LM (۵)
۵۵/۸۷۶*	۴۵/۷۶۵۴*	آزمون ARCHLM (۱۰)
۱۰۰/۴۳۲*	۲۱۲/۸۷۶*	آزمونQ لیونگ باکس (۱)
۱۵۰/۷۶۵*	۳۵۶/۸۷۶*	آزمون Q لیونگ باکس (۵)
۲۰۰/۸۷**	۴۳۲/۸۷۶*	آزمون Q لیونگ باکس (۱۰)
۰/۶۶۴		ضریب هم‌بستگی غیرشرطی (ρ)
۹۳۸	۹۳۸	تعداد مشاهدات

منبع: یافته های تحقیق(*، **، *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.)

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود واریانس متغیر شـاخص قیمـت سـهام صنایع شیمیایی با توجه به مقدار ماکزیمم و می‌نیمم بـه‌دسـت آمـده و مقـدار انحـراف استاندارد تقریبا زیاد می‌باشد، ولی پراکندگی قیمت جهانی نفت طی دوره مورد بررسـی

از مقدار شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی کمتر است. براساس مقدار ضریب چولگی به‌دست آمده،متغیر قیمت نفت دارای چولگی منفی و شاخص سهام صنایع شیمیایی چولگی مثبت دارد و توزیع مشاهدات هر دوی این متغیرها نرمال نمی‌باشد که با توجه به آماره جارک برا نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

تخمین مدل تحقیق

دراین قسمت از تحقیق، آزمون‌های تشخیصی مورد نیاز جهت انتخاب مدل تحقیق مانند آزمون تعیین وقفه بهینه مدل VAR، آزمون تشخیص خودهم‌بستگی سریالی(آزمون آماره Q لیونگ باکس[1])، آزمون اثر ARCH وآزمون ریشه واحد مورد بررسی قرار می‌گیرد.

به منظور تخمین مدل VAR-BEKK-GARCH لازم است ابتدا یک الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) از متغیرهای تحقیق برآورد گردد، سپس با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری سیستم معادلات مورد نظر تشکیل شود. قبل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری لازم است تعداد وقفه‌های بهینه مدل تعیین گردد. تعداد وقفه بهینه مدل VAR در این تحقیق براساس معیارهای اطلاعات آکائیک[2]، اطلاعات شوارتز[3]، اطلاعات حنان کوئین[4] و نسبت حداکثر راستنمایی[5] برابر با یک انتخاب گردید. پایداری مدلVAR برآورد شده نیز با استفاده از آزمون ریشه معکوس چند جمله‌ای مشخص AR مورد تأیید قرار گرفت.

در ادامه، به منظور بررسی وابستگی واریانس شرطی متغیرهای تحقیق به زمان (وجود اثر ARCH) از آزمونARCH-LM ارائه شده توسط انگل[6] و همچنین به‌منظور بررسی خودهم‌بستگی سریالی در مدل تحقیق از آماره Q لیونگ باکس استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون ARCHو آزمون Q لیونگ باکس برای وقفه‌های ۱، ۵ و۱۰ در جدول (۱) ارائه شده است. براساس نتایج آزمون ARCH فرضیه صفر مبنی بر عدم

1. Ljung–Box Q-statistics test
2.kaike Information criterion
3.Schwarz Baywsian criterion
4. Hannan-Quinn criterion
5. Maximized log-likelihood Ratio
6. Engle (1982).

وجود اثر ARCH برای متغیرهای تحقیق رد می‌شود. براساس نتایج حاصل از آزمون لیونگ باکس نیز وجود خود هم‌بستگی سریالی متغیرهای تحقیقدر سطح اطمینان ۹۹ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. ضریب هم‌بستگی غیرشرطی نیز نشان‌دهنده یک رابطه هم‌بستگی مثبت بین قیمت جهانی نفت و شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی می‌باشد.

به منظور آزمون و بررسی مانایی متغیرهای تحقیق در این مطالعه از آزمون‌های حداقل مربعات تعیم یافته دیکی فولر[1] (DF-GLS) ارائه شده توسط الیوت و همکاران[2](۱۹۹۶) و آزمون ریشه واحدNg-Perron استفاده گردید. آزمون ریشه واحد Ng-Perron در مطالعات با حجم نمونه‌های کوچک نتایج بهتر و قابل اعتمادتری نسبت به سایر آزمون‌های دیگر ارائه می‌دهد و در مقایسه با سایر آزمون‌های ریشه واحد مانند ADF، KPPS،DF-GLS و غیره قویتر و مناسبتر می‌باشد. نتایج آزمون ریشه واحد Ng-Perron تنها در صورتی می‌تواند دارای تورش و غیرقابل اعتماد باشد که شکست ساختاری در متغیرهای مورد بررسی وجود داشته باشد (شهباز[3]، ۲۰۱۲). به منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده از آزمون ریشه واحد DF-GLS و Ng-Perron، بررسی درجه هم انباشتگی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری روندزدایی شده[4] زیوت-اندریوز[5] و کلمنت و همکاران[6] نیز صورت گرفت. نتایج نشان داده هر دو آزمون یاد شده نسبت به آزمون ریشه واحد Ng-Perron قابل اعتمادتر و قویتر می‌باشند. آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز اطلاعات مربوط به یک شکست ساختاری موجود در سری زمانی می‌باشد،درحالی‌که آزمون ریشه واحد کلمنت و همکاران اطلاعات مربوط به دو نقطه شکست ساختاری موجود در سری زمانی را در نظر می‌گیرد (شهباز، ۲۰۱۲).

آزمون ریشه واحد کلمنت و همکاران به دو صورت (AO[7]) و (IO[1])، وجود شکست ساختاری و همچنین درجه هم انباشتگی سری زمانی را مورد بررسی قرار می‌دهد. در

1. Dickey-Fuller generalised least square (DF-GLS)
2. Elliot et al. (1996)
3. Shahbaz
4. de-trended structural breakunit root tests
5. Zivot-Andrews (1992)
6. Clemente-Montanes-Reyes (1998)
7. Additive Outlier

مدل AO تغییرات ناگهانی در میانگین سری زمانی بررسی می‌شود درحالی‌که در مدل IO تغییرات تدریجی و ملایم مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین مدل AO در سری‌های زمانی با تغییرات ناگهانی ترجیح داده می‌شود (محمد شهباز، ۲۰۱۲). در این تحقیق از مدل IO جهت بررسی ریشه واحد و شکست ساختاری استفاده شده‌است.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد ذکر شده در جدول (۲) ارائه شده است. در این جدول درجه انباشتگی متغیرها براساس آزمون‌های DF-GLS و Ng-Perron در ستون‌های جداگانه نشان داده شده است. براساس آزمون‌های زیوت-اندریوز و کلمنت و همکاران نیز تمام متغیرهای مورد بررسی در سطح مانا هستند و انباشته از درجه صفر هستند. براساس آزمون‌های شکست ساختاری، فرضیه صفر مبنی بر وجود شکست ساختاری در متغیرهای مدل تأیید نمی‌شود.

1. Innovational Outlier

جدول ۲. آزمون ریشه واحد متغیرها

	آزمون Ng-Perron						آزمون DF-GLS			آزمون کلمنت و همکاران	آزمون زیوت-اندریوز
متغیر	وقفه بهینه	MZa	MZt	MSB	MPT	درجه هم‌انباشتگی	DF-GLS statistic	وقفه بهینه	درجه هم‌انباشتگی	شکست ساختاری	شکست ساختاری
قیمت جهانی نفت	۰	-۱۰/۴۳۵**	-۲/۸۹۵۴	۰/۱۸۰۵۳	۲/۲۲۳۴	I(0)	-۳/۴۱۰۲*	۰	I(0)	۱۳۹۲/۰۸/۲۱ ۸/۷۸۵	۱۳۹۲/۰۸/۲۱ -۵/۷۸۶
شاخص سهام صنایع شیمیایی	۱	-۱۳/۶۵۱*	-۳/۳۴۸۹	۰/۰۱۶۳۸	۰/۰۸۷۸	I(0)	-۴/۲۳۴*	۰	I(0)	۱۳۹۲/۰۶/۱۹ ۸/۶۱۱۱	۱۳۹۲/۰۶/۱۹ -۳/۹۸۶

منبع: یافته های تحقیق (*، **، ***به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.)

نتایج و بحث

به منظور تخمین مدل VAR-BEKK-GARCH، ابتدا مدل تحقیق به روش خودرگرسیون برداری برآورد گردید و سپس سیستم معادلات میانگین و واریانس ساخته شده و با استفاده از روش VAR(1)-BEKK(1,1)، تخمین زده شد.

معادلات میانگین و واریانس به منظور بررسی تأثیر تلاطم قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی به‌ترتیب به‌صورت زیر تصریح و برآورد می‌گردند:

$$PETA = C(1) * PETA(-1) + C(2) * OILPRIC(-1) + C(3) + \varepsilon_{1t} \quad (۱۲\text{الف})$$

$$OILPRIC = C(4)*PETA(-1) + C(5)*OILPRIC(-1) + C(6) + \varepsilon_{2t} \quad (۱۲\text{ب})$$

در معادلات بالا ε_{1t} و ε_{2t} باقیمانده‌های شرطی هستند. و ε_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفرو واریانس H_t می‌باشد که فرم ریاضی آن به‌صورت معادله (۸) می‌باشد. H_t ماتریسی ۲*۲ ازواریانس- کواریانس باقیمانده‌های شرطی به‌صورت $\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}$ می‌باشد. با بسط ریاضی این ماتریس براساس روش شناسی پژوهش و معادلات میانگین تصریح شده، داریم:

$$h_{11,t} = C_{11}^2 + g_{11}^2 h_{11,t-1} + 2g_{11}g_{21}h_{21,t-1} + g_{21}^2 h_{22,t-1} \quad (۱۳\text{ الف})$$
$$+a_{11}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2\varepsilon_{2,t-1}^2$$

$$h_{22,t} = C_{21}^2 + C_{22}^2 + g_{12}^2 h_{11,t-1} + 2g_{12}g_{22}h_{12,t-1} + g_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (۱۳\text{ ب})$$
$$+a_{12}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2\varepsilon_{2,t-1}^2$$

$$h_{12,t} = C_{11}C_{21} + g_{11}g_{12}h_{11,t-1} + (g_{12}g_{21} + g_{11}g_{22})h_{12,t-1} \quad (۱۳\text{ ج})$$
$$+(a_{21}a_{12} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + g_{21}g_{22}h_{22,t-1}$$
$$+a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2$$

در معادلات بالا $h_{11,t}$، نشان‌دهنده واریانس شرطی شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی و $h_{22,t}$، واریانس شرطی قیمت جهانی نفت و $h_{12,t}$، کواریانس شرطی شاخص قیمت صنایع شیمیایی و قیمت جهانی نفت می‌باشد.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، معادلات موجود در مدل VAR-BEKK-GARCH به دو دسته معادلات میانگین(۱۲) و واریانس (۱۳) تقسیم بندی می‌شوند. در معادله

میانگین اثرات سریز[1] یا همان میزان سرایت‌پذیری شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی و بازار جهانی نفت برآورد می‌شود، درحالی‌که در معادله واریانس، تأثیر سرریز یا سرایت‌پذیری نوسانات و شوک‌های بینابین دو متغیر مورد تخمین قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از تخمین معادلات بالا در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. بررسی تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت صنایع شیمیاییبا استفاده از مدل VAR-BEKK-GARCH

معادله میانگین				
	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	درصد احتمال
C(1)	-۰/۳۴۱۱۵۹	۰/۰۱۲۰۷۴	-۲۸/۲۵۶۱۸	۰/۰۰۰۰
C(2)	۰/۰۵۸۱۸۱	۰/۰۰۲۷۸۰	۲۰/۹۲۴۷۶	۰/۰۰۰۰
C(3)	-۰/۰۱۸۳۱۵	۰/۰۲۵۷۴۹	-۰/۷۱۱۲۶۹	۰/۴۷۶۹
C(4)	۰/۰۰۸۲۷۸	۰/۰۳۳۹۶۳	۰/۲۴۳۷۳۵	۰/۳۳۶۷
C(5)	۰/۹۸۱۶۵۱	۰/۰۰۵۹۱۲	۱۶۶/۰۴۳۴	۰/۰۰۰۰
C(6)	۰/۰۰۶۰۱۱	۰/۰۰۵۷۸۲	۱/۰۳۹۵۷۰	۰/۲۹۸۵
معادله واریانس				
	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	درصد احتمال
C_{11}	۰/۹۸۵۸۸۴	۰/۰۰۱۸۰۴	۵۴۶/۴۴۰۱	۰/۰۰۰۰
C_{21}	-۰/۰۰۶۱۰۳	۰/۰۰۲۱۱۹	-۲/۸۸۰۳۰۰	۰/۰۰۴۰
C_{22}	۰/۱۴۸۷۱۷	۰/۰۲۲۶۲۲	۶/۵۷۴۱۴۹	۰/۰۰۰۰
a_{11}	۰/۳۱۰۵۲۸	۰/۰۲۴۵۲	۱۲/۶۶۴۲۷	۰/۰۰۰۰
a_{12}	-۰/۰۰۹۱۳۴	۰/۱۶۳۳۵۵	-۰/۰۵۵۹۱۸	۰/۹۵۵۴
a_{21}	۰/۰۰۹۷۶۴۱	۰/۰۰۲۴۴۶	۳/۹۹۱۸۲۳	۰/۰۰۰۰
a_{22}	۰/۱۸۲۹۶۷	۰/۰۰۹۳۴۷	۱۶/۵۴۷۵۶	۰/۰۰۰۰
g_{11}	۰/۳۵۰۹۵۸	۰/۰۸۸۱۲۷	۳/۴۶۸۷۵۹	۰/۰۰۰۰
g_{12}	۰/۱۷۵۳۲۱	۰/۹۰۳۱۰۰	۰/۱۹۴۱۲	۰/۳۲۴۸
g_{21}	۰/۰۸۱۵۳۰	۰/۰۲۳۴۸۸	۳/۴۷۱۰۱	۰/۰۰۰۵
g_{22}	۰/۱۲۷۶۴۰	۰/۰۴۶۱۲۳	۲/۷۶۷۳۹۳	۰/۰۰۵۷

منبع: یافته های تحقیق

1.spillover

نتایج ارائه شده در جدول ۳، بعد از انجام آزمون‌های تشخیصی مدل نظیر آزمون Q لیونگ باکسارائه شده است. بنابراین بدون نگرانی از کاذب بودن رگرسیون می‌توان به تحلیل نتایج پرداخت.

ضرایب C(3) و C(6) ضرایب ثابت معادلات میانگین می‌باشند. ضریب C(2) در معادله میانگین نشان‌دهنده اثرات سرریز یا سرایت‌پذیری شاخص قیمت صنایع شیمیایی از قیمت جهانی نفت می‌باشد. همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود مقدار این ضریب برابر با ۰/۰۵۸ و به لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالایی معنی دار است و نشان می‌دهد که مقادیر گذشته قیمت جهانی نفت تأثیر مثبت بر شاخص قیمت صنایع شیمیایی در دوره جاری دارد. به عبارت دیگر سرایت‌پذیری شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی از قیمت جهانی نفت طی دوره مورد بررسی تأیید می‌گردد.

ضریب C(4) در معادله بالا نشان‌دهنده تأثیر شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی بر قیمت جهانی نفت یا به عبارت دیگر بیانگر اثرات سرریز از صنایع شیمیایی به بازار جهانی نفت می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار این ضریب به لحاظ آماری معنی‌دار نیست، نمی‌توان گفت قیمت سهام این شاخص بر قیمت جهانی نفت تأثیر گذار است و سرایت‌پذیری قیمت جهانی نفت از شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی تأیید نمی‌شود.

ضرایب C(1) و C(5) به‌ترتیب نشان‌دهنده تأثیر مقادیر باوقفه شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی و قیمت جهانی نفت بر مقادیر جاری این متغیرها می‌باشد که با توجه به ضرایب به‌دست آمده، مقادیر با وقفه این دو متغیر بر مقادیر جاری آنها طی دوره مورد بررسی تأثیر مثبت و معنی دار دارند.

تأثیر عوامل مؤثر بر نوسانات شاخص قیمت صنایع شیمیایی و نوسانات قیمت جهانی نفت به‌ترتیب با استفاده از تخمین معادلات (۱۳الف) و (۱۳ ب) به‌دست می‌آید. معادله (۱۳ ج) معادله کواریانس شرطی بین این دو متغیر را نشان می‌دهد.

با توجه به تخمین معادله (۱۳ الف)، تأثیر واریانس شرطی با وقفه متغیر شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی (g_{11}^2) بر خودش مثبت و معنی‌دار می‌باشد. به عبارت دیگر نوسانات ناشی از شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی در دوره‌های گذشته بر نوسانات این متغیر در دوره جاری تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد (وجود اثر گارچ). تأثیر مقادیر با وقفه شوک شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی (a_{11}^2) بر نوسانات این متغیر

نیز مثبت و معنی‌دار می‌باشد. به عبارت دیگر شوک ناشی از تغییرات قیمت سهام صنایع شیمیایی در دوره‌های گذشته بر نوسانات آن در دوره جاری تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد (اثر آرچ). تأثیر مقادیر با وقفه شوک ناشی از تغییرات قیمت جهانی نفت (a_{21}^2) بر شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی طی دوره مورد بررسی مثبت و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد، ولی با توجه به مقدار عددی این ضریب (۰/۰۹) می‌توان گفت تأثیر شوک‌های ناشی از بازار جهانی نفت بر شاخص قیمت سهام صنایع شمیایی ناچیزاست. در توجیه این نتیجه به‌دست آمده می‌توان گفت افزایش قیمت نفت از یک طرف منجر به باز توزیع درآمدهای حاصل از نفت در بخش‌های مختلف صنعتی کشور و همچنین صنایع شیمیایی می‌گردد و از طرف دیگر با افزایش قیمت نفت و در نتیجه درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی کشور افزایش می‌یابد و انتظارات خوش بینانه مبنی بر رونق و توسعه اقتصادی در کشور و در نتیجه بازار سهام و مخصوصا سهام صنایع وابسته به نفت مانند صنایع شیمیایی به‌وجود خواهد آمد. به‌وجود آمدن رونق در بازار سهام و اقتصاد کشور موجب افزایش تقاضا برای محصولات صنایع مختلف از جمله صنایع شیمیایی گردیده و در نتیجه درآمد، سودآوری و شاخص قیمت سهام آنها را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر با توجه به اینکه قیمت انرژی مورد نیاز در صنایع شیمیایی توسط مکانیزم بازار آزاد تعیین نمی‌شود و به‌صورت دستوری توسط دولت اعمال می‌گردد، افزایش قیمت نفت تأثیر معناداری بر افزایش هزینه‌های تولید صنایع شیمیایی ندارد. همچنین با توجه به اینکه صنایع شیمیایی از جمله صنایع عمده صادرکننده در ایران است، افزایش قیمت جهاتی نفت با توجه به هزینه‌های ثابت آن‌ها منجر به افزایش قدرت رقابت پذیری محصولات شیمیایی گردیده و به‌عنوان مزیتی برای این صنعت محسوب گردیده و لذا افزایش سودآوری، بازدهی و قیمت سهام آنها را درپی خواهد داشت. تأثیر سرریز نوسانات قیمت جهانی نفت (g_{21}^2) بر شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی طی دوره مورد بررسی مثبت و معنی دار است. بنابراین می‌توان گفت طی دروه مورد بررسی وجود سرایت‌پذیری از نوسانات قیمت جهانی نفت به شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی مورد تأیید قرار می‌گیرد(اثرات سرریز).

معادله (۱۳ ب) عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت جهانی نفت را نشان می‌دهد. براساس تخمین ضرایب این معادله، تأثیر نوسانات با وقفه این متغیر (g_{22}^2) بر نوسانات جاری آن طی دوره مورد بررسی مثبت و معنی‌دار است. تأثیر مقادیر با وقفه شوک ناشی از قیمت

جهانی نفت (a_{22}^2) بر نوسانات آن در دوره جاری مثبت و معنی‌دار بوده و بیانگر اینست که شوک‌های گذشته در بازار جهانی نفت بر نوسانات آن تأثیر مثبت دارد. تأثیر شوک ناشی از شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی (a_{12}^2) بر قیمت جهانی نفت منفی ولی به‌لحاظ آماری معنی دار نیست. تأثیر سرریزنوسانات شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی (g_{12}^2) برنوسانات قیمت جهانی نفت مثبت ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. بنابراین وجود سرایت‌پذیری قیمت جهانی نفت از شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی طی دوره مورد بررسی را نمی‌توان مورد تأیید قرار داد. صحت تمامی نتایج به‌دست آمده با آزمون والد نیز تأیید شده است.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

همان گونه که بیان شد با توجه به اهمیت بررسی اثرات متقابل سرریز تلاطم بازار جهانی نفت و شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی، در این مطالعه به بررسی و تجزیه و تحلیل اثرات متقابل بین نوسانات قیمت جهانی نفت و نوسانات شاخص قیمت سهام این صنایع با استفاده از مدل VAR-BEKK-GARCH پرداخته شد. نتایج حاصل از تخمین و برآورد مدل‌ها به‌طور خلاصه عبارتند از:

- اثرات متقابل سرریز نوسانات قیمت جهانی نفت و شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۹۰، تنها به‌صورت یک سویه (یک طرفه) و از بازار نفت به بازار سهام صنایع شیمیایی مشاهده می‌شود. به عبارت دیگر شاخص قیمت سهام این صنایع تحت تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت قرار گرفته و سرایت‌پذیری نوسانات از قیمت جهانی نفت به شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی وجود دارد درحالی‌که وجود سرریز نوسانات از شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی به قیمت جهانی نفت مورد تایید قرار نمی‌گیرد.

- تأثیر نوسانات ناشی از مقادیر با وقفه هر دو متغیر بر مقادیر جاری آنها مثبت و معنی‌دار است و بیانگر وجود سرایت‌پذیری نوسانات از مقادیر گذشته آنها به مقادیر جاری می‌باشد.

نتایج به دست آمده از این تحقیق مبنی بر تأثیرپذیری شاخص قیمت سهام صنایع شیمیایی از نوسانات قیمت جهانی نفت، توجه بیش از پیش بازیگران این بازار را به

شناسایی علل تغییر و تحولات و شناخت روش‌های مقابله با آسیب‌های احتمالی حاصل از بروز تغییرات ضروری می‌سازد. به عبارت دیگر، تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران راهبردی بازار سهام می‌بایست علاوه بر توجه به مکانیزم و شرایط درونی بازار و نیز شرایط سایر بازارهای داخلی، با تحت نظر قرار دادن تغییرات مستمر در بازارهای جهانی نظیر بازار جهانی نفت، همواره با به کارگیری راه حل‌های جدید در رفع مشکلات در جهت پویایی وانعطاف پذیری بازار سهام کوشا باشند تا شاهد ثبات، رشد و توسعه بازار سرمایه در ایران باشیم.

فهرست منابع

ابریشمی. حمید، مهرآرا. محسن، غنیمی‌فرد. حجت‌اله و کشاورزیان. مریم (۱۳۸۷)، "اثرات نامتقارن قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD"، تحقیقات اقتصادی، ۴۳(۸۳): ۱۶-۱.

اسلاملوئیان. کریم و زارع. هاشم (۱۳۸۵)، "بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۹، ص ۴۶-۱۷.

تحلیل بنیادی صنعت پتروشیمی (۱۳۹۰)، شرکت کارگزاری بانک ملی ایران، واحد مشاوره سرمایه‌گذاری

رضاقلی‌زاده، مهدیه، یاوری، کاظم و سحابی، بهرام (۱۳۹۳)، "بررسی رابطه شرطی بین بازار جهانی نفت و بازدهی سهام صنایع منتخب در ایران"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دهم، شماره ۴۱.

رضاقلی زاده، مهدیه (۱۳۹۲)، "ارزیابی تأثیر منابع ریسک بر بازار سرمایه ایران (مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران)"، رساله دوره دکتری، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده مدیریت و اقتصاد.

زمانی. شیوا، سوری. داوود و ثنائی اعلم. محسن (۱۳۸۹)، "بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل دینامیک چند متغیره"، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۳، ص ۵۴-۲۹.

سجادی. سیدحسین، فرازمند. حسن و بادپا. بهروز (۱۳۹۰)، "کاربرد تئوری قیمت گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه تحقیقات اقتصادی،۴۶(۹۴):۴۵-۶۶.

شرکت مدیریت فناوری بورس تهران(http://www.tsetmc.com)

کشاورز حداد. غلامرضا، ابراهیمی. سید بابک و جعفر عبدی. اکبر (۱۳۹۰)، "بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال شانزدهم، شماره ۴۷، ص ۱۶۲-۱۲۹.

Arouri, M., Jouini, J., Nguyen, D., 2011a. Volatility spillovers between oil prices and stock sectorreturns: implications for portfolio management. J. Int. Money Financ. 30, 1387–1405.

Arouri, M., Lahiani, A., Nguyen, D., 2011b. Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of the GCC countries. Econ. Model. 28, 1815–1825.

Arouri, M., Nguyen, D., 2010. Oil prices, stock markets and portfolio investment: evidence from sector analysis in Europe over the last decade. Energy Policy 38, 4528–4539.

Arouri, M., Jouini, J., Nguyen, D., 2012. On the impacts of oil price fluctuations on European equitymarkets: volatility spillover and hedging effectiveness. Energy Econ. 34, 611–617

Basher. Syed A and Sadorsky. Perry, (2006), " Oil price risk and emerging stock markets", Global Finance Journal, vol. 17, issue 2, pages 224-251

Basher, S., Haug, A., Sadorsky, P., 2012. Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. Energy Econ. 34, 227–240.

Bollerslev T., 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics 31, 307.

Boyer. M.M and Filion.D, (2007), "Common and fundamental factors in stock returns of Canadian oil and gas companies", Energy Economics, 29, 428-453.

Chan. K.C, Chen. N and Hsieh D.A, (1985), "An Explanatory Investigation of the Firm Size Effect", Journal of Financial Econometrics, vol.14, pp.451-471.

El-Sharif. I, Brown. D, Burton. B, Nixon. B and Russell. A, (2005), "Evidence on thenature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK",Energy Economics, 27, 819-830.

Engle R., Kroner FK., 1995, Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theory 11: 122–150

Hammoudeh. S and Aleisa.E, (2004), "Dynamic relationships among GCC stock markets and NYMEX oil futures", Contemporary Economic Policy, 22, 250-269.

Hammoudeh. S, Dibooglu. S and Aleisa. E, (2004), "Relationships among US oil pricesand oil industry equity indices", International Review of Economics and Finance, 13, 427-453.

Hammoudeh. S and Huimin.L, (2005), "Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices", Journal of Economics and Business, 57, 1-21.

Henriques. I and Sadorsky.P, (2008), "Oil prices and the stock prices of alternative energycompanies", Energy Economics, 30, 998-1010.

Huang. B.-N, Hwang.M.J and Peng. H-P, (2005), "The asymmetry of the impact of oil price shocks on economic activities: An application of the multivariate threshold model", Energy Economics, 27, 455-476.

Jones, C.M. Kaul, G. (1996), “Oil and the Stock Markets”, The Journal of Finance, Vol LI, No. 2

Kang, W., Ratti, R.A., Yoon, K.H., 2014. The impact of oil price shocks on US bond market returns. Energy Econ. 44, 248–258.

Le, T.H, Chang, Y. (2015), “Effects of oil price shocks on the stock market performance: Do nature of shocks and economies matter?” Energy Economics 51 (2015) 261–274

Mohamed. El. HediArouri, Jamel. Jouini, Duc. Khuong. Nguyen, (2011), “Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: Implications for portfolio management”, Journal of International Money and Finance 30, 1387–1405

Nandha, M., Faff, R. (2008), Does oil move equity prices? A global view, Energy Economics, 30, 986–997.

Papapetrou. E, (2001), "Oil price shocks, stock markets, economic activity and employmentin Greece", Energy Economics, 23, 511-532.

Park. J and Ratti.R.A, (2008), "Oil price shocks and stock markets in the US and 13European countries", Energy Economics, 30, 2587–2608.

Park.J.W, (2007), " Oil Price Shocks and Stock Market Behavior, Empirical Evidence for the U.S and European Countries", A Dissertation for the Degree Doctor of Philosophy, the Faculty of the Graduate School University of Missouri-Columbia.

Salisu , Afees A andTirimisiyu F. Oloko, Modeling oil price–US stock nexus: A VARMA–BEKK–AGARCH approach, Energy Economics 50 (2015) 1–12

Sadorsky, P. (1999), “Oil price shocks and stock market activity”, Energy Economics 2, 449-469.

Sadorsky. P, (2001), "Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies",Energy Economics, 23, 17-28.

Sadorsky. Perry and Haug. Alfred. A and Basher. Syed Abul, (2011), " Oil prices, exchange rates and emerging stock markets", MPRA Paper No. 30140, posted 07.

www.eia.gov (US. Energy Information Administration)

Transmission of World Oil Price Volatility to Chemical Industry' Stock Price Index (A VAR-BEKK-GARCH Approach)

Mahdieh Rezagholizadeh
Assistant Professor in Economics, Faculty of Economic, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, M.Gholizadeh@umz.ac.ir

Majid Aghaei[1]
Assistant Professor in Economics, Faculty of Economic, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, M.Aghaei@umz.ac.ir
Received: 2017/02/27 Accepted: 2017/04/11

Abstract

The study of the impact of volatile oil prices on stock market indices is important for understanding stock market's efficiency, asset portfolio choice and asset pricing. Given the importance of the chemical industry and its subset such as petrochemical industry in the Tehran stock exchange, we study the spillover impact of world oil price volatility on the index of chemical industries in Iran. To this end we study the pattern of changes in daily oil prices and value of chemical industries index in Tehran for the period 2011 to 2014 using the VAR-GARCH models within the BEKK framework. Our results indicate that oil price changes have a determining effect on stock prices of chemical industries. We do not observe any reverse relationship from chemical industry stock prices on international oil prices. Changes in oil prices have a positive effect on the chemical industries' stock prices.

JEL Classification: G20 ، P34

Keywords: Stock Price Index, VAR-BEKK-GARCH Model, World Oil Price, Chemical Industries

1. Corresponding Author