پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران
سال ششم ، شماره ۲۱، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۶۱-۳۳

بررسی سرریز تلاطم بازده شاخص قیمت نفت برنت بر بازده شاخص‌های کل و صنایع مرتبط با قیمت نفت در بازارهای مالی ایران و آمریکا با استفاده از مدل MGARCH

حسین توکلیان[۱]

سید امیر اعتمادی[۲]

رضا تهرانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۰۷ تاریخ پذیرش:۱۳۹۶/۰۸/۰۲

چکیده:

با گسترش فرآیند جهانی‌شدن و ارتباط متقابل بازارهای مالی کشورها بر یکدیگر و همچنین اهمیت تأثیر قیمت نفت به‌عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند بر بازارهای مالی کشورها به‌ویژه پس از بحران مالی ۲۰۰۸، بررسی سرایت تلاطم متغیرهای مختلف برای فعالین بازارهای مالی کشورها از اهمیت بسزایی برخوردار شده است. در این تحقیق به بررسی سرریز تلاطم بازده قیمت نقدی نفت برنت بر شاخص‌های مالی ایران و آمریکا در دوره زمانی۱۳۹۴-۱۳۸۷ با استفاده از داده‌های هفتگی و مدل‌های گارچ چندمتغیره پرداخته‌شده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که به‌علت ضرایب معنادار مدل بهینه متغیرهای تحقیق در سطح معناداری ۵٪ و وزن سنگین صنایع متاثر از قیمت نفت در شاخص مالی S&P500 و شاخص‌های نفتی GSCI با لحاظ نمودن نوسانات قیمت نفت به‌ویژه در دوره زمانی موردنظر تلاطم بازده قیمت نفت برنت بر بازده شاخص‌های بازارهای مالی آمریکا سرریز می‌شود، از طرف دیگر با توجه به عدم معناداری ضرایب مدل بهینه و تاثیر بسزای متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تورم، نرخ بهره، بیکاری‌و... بر سودآوری شرکت‌های تشکیل دهنده شاخص کل و شاخص صنایع مختلف در بازار مالی ایران که به کم‌اثرشدن نوسانات قیمت نفت بر این شاخص‌ها می‌انجامد، تلاطم بازده آن بر شاخص‌های بازار مالی ایران و همچنین تلاطم بازده بازارهای مالی دو کشور بر یکدیگر با دید کوتاه‌مدت سرریز نمی‌شود.

۱.استادیار گروه اقتصاد بازرگانی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)

Email: hossein.tavakolian@atu.ac.ir

۲.کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران

Email: s.etemadi60@gmail.com

۳.دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

Email: rtehrani@ut.ac.ir

طبقه‌بندی JEL: G10,G11,G15
کلیدواژه‌ها: بازده، سرریز، تلاطم، مدل‌های GARCH چند متغیره

۱. مقدمه

ضرورت تحلیل سرایت‌پذیری تلاطم[1] در میان بازارها در چند دهه اخیر و فضای پیچیده بازارهای مالی و اقتصادی و ارتباط تنگاتنگ این بازارها با یکدیگر و همچنین نیاز حیاتی به پیش‌بینی سناریوهای مالی و اقتصادی آتی، پژوهشگران حوزه مالی را بر آن داشته است تا با کشف و تحلیل این ارتباطات میان بازاری بتوانند گامی مؤثر و روبه‌جلو در جهت تحقق این اهداف بردارند. بررسی رابطه بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در تحلیل بازار ازنظر علامت‌دهی و واکنش قیمت‌ها حائز اهمیت است و در ادبیات اقتصادی مطالعات زیادی جهت بررسی تعامل بین قیمت نفت خام و تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی در بازارهای حراج[2] انجام‌شده است.

در این رابطه شاخص‌های بازارهای جهانی ازجمله شاخص S&P500[3] و یا شاخص کالایی S&P GSCI[4] و همچنین شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و شاخص صنایع مختلف آن بخصوص صنایع وابسته به قیمت نفت ارتباط تنگاتنگی با نوسانات قیمت جهانی نفت خام برنت دریای شمال دارند و با توجه به تحقیقات متعددی که در این زمینه صورت پذیرفته است، به نظر می‌رسد شاخص‌های بازارهای مالی تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت به‌عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند در جهان قرار گیرند. در همین راستا، نوسانات بازده قیمت نفت را می‌توان متأثر از عوامل متعددی ازجمله بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ کشورهای توسعه‌یافته جهان دانست. لزوم شناسایی اثر سرریز بازده و نوسانات قیمت نفت بر شاخص‌های کل و صنایع وابسته به نفت در ایران به‌عنوان دومین کشور صادرکننده

1.Volatility
2.Auction Markets
3.STANDARD And POOR,S Index
4.STANDARD And POOR,S GoldMan Sachs Commodity Index

نفت در کشورهای عضو اوپک[1] و در آمریکا به‌عنوان یکی از کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[2] می‌تواند منجر به درک جدیدی در ارتباط به اتخاذ استراتژی‌های سرمایه‌گذاری بر پایه نوسانات قیمت نفت گردد.

هدف از این مطالعه، بررسی سرریز[3] تلاطم بازده قیمت نفت برنت بر شاخص بازارهای مالی ایران و آمریکا با استفاده از روش گارچ[4] چند متغیره در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۷ (دوره زمانی پس از بحران ۲۰۰۸-۲۰۰۷) است. در این پژوهش پس از گردآوری داده‌های سری زمانی قیمت نفت و شاخص های مالی از تارنماهای معتبر[5]، به برآورد مدل بهینه در ساختار سری‌های زمانی موردمطالعه با استفاده از معیارهای اقتصادسنجی پرداخته‌شده است. در ادامه مطالب به شرح زیر سازماندهی شده است: در بخش پیشینه پژوهش، مطالعات انجام‌شده درزمینه سرایت تلاطم در بازارهای مالی مختلف. در بخش روش‌شناسی پژوهش، داده‌ها توصیف می شوند و سپس مدل گارچ چند متغیره تشریح می‌شود. در بخش یافته‌های پژوهش، نتایج تجربی ارائه می‌شود. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲.پیشینه نظری

یکی از متغیرهای کلان اقتصادی که می‌تواند بر شاخص قیمت سهام و بازده آن تأثیر داشته باشد، قیمت نفت و نوسانات آن است. در این مطالعه ابتدا به بررسی زوایای مختلف تأثیر قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام پرداخته می‌شود. از میان تکانه‌های طرف عرضه، تکانه قیمت نفت یکی از مهم‌ترین عواملی بوده که اقتصاد جهانی را از دهه ۱۹۷۰ تحت تأثیر قرار داده است (زمانی، ۱۳۸۵).درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران نیز یکی از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی است. درآمدهای حاصل از نفت به‌عنوان جزء مهمی

1.OPEC: Organization of the Petroleum Exporting Countries
2. OECD: Organization for Economic Co-operation and Development
3. Spillover
4. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity
5. http://quandl.com, http://us.spindices.com, http://.tsetmc.com

از صادرات بر مقدار تولید ناخالص داخلی اثر مستقیم دارد. از طرفی نیز تغییرات قیمت نفت تأثیر شدیدی بر سایر بازارها ازجمله بازارهای مالی داشته و می‌تواند به‌عنوان یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر بورس اوراق بهادار که از اجزاء تشکیل‌دهنده بازار مالی و از مهم‌ترین نهادهای بازار سرمایه است، محسوب شود. ازنظر تئوریکی تغییرات قیمت نفت از چندین طریق می‌تواند بر بازار سرمایه و درنتیجه بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تاثیرگذار باشد که البته این تأثیر چندجانبه به ارتباط شرکت موردنظر با تولید نفت واینکه شرکت موردنظر عمدتا مصرف‌کننده نفت است یا تولیدکننده نفت است، بستگی دارد. در ادامه مهم‌ترین بسترهای تأثیرپذیری قیمت سهام شرکت‌ها از تغییرات قیمت نفت به شرح ذیل مطرح شده است:

ازآنجاکه تقاضای هر کشور برای نفت با پیشرفت و توسعه آن کشور افزایش‌یافته و عموماً با میزان رشد تولیدات صنعتی همبستگی بالایی دارد، می‌توان گفت تقاضای نفت در اقتصادهای نوظهور و درحال‌توسعه در طی زمان در حال افزایش است. درصورتی‌که افزایش در تقاضای نفت به‌وسیله افزایش در عرضه جبران نشود، منجر به افزایش قیمت‌های نفت شده و این قیمت بالاتر هزینه‌های شرکت‌های تولیدی غیرنفتی را افزایش داده، موجب پائین آمدن سود شرکت‌ها می‌شود. افزایش قیمت نفت معمولاً با افزایش قیمت کالاها و خدمات منجر به کاهش تقاضا برای آن‌ها شده و مجدداً سود شرکت‌ها را کاهش داده و درنهایت موجبات کاهش قیمت سهام شرکت‌ها را فراهم می‌آورد. (سادروسکی و باشر،۲۰۰۶[1])

نوسان پذیری قیمت نفت، ریسک را افزایش داده و نااطمینانی را زیاد می‌کند. این افزایش نااطمینانی، سرمایه‌گذاری در بازار سهام را کاهش داده و درنتیجه اثر منفی بر قیمت سهام می‌گذارد. با توجه به این‌که اکثر شرکت‌های فعال در بورس در سطح دنیا، مصرف‌کننده نفت هستند، معمولاً در نظریه‌های اقتصادی، رابطه بین قیمت سهام و تغییرات قیمت نفت به‌صورت منفی بیان می‌شود. اما در این پژوهش این نظریه در مورد صنایع

1. Sadorsky and Basher (2006)

مختلف فعال در بورس اوراق بهادار ازجمله پتروشیمی و پالایشی موردبررسی قرار خواهد گرفت تا این نظریه در بازارهای مالی تهران و آمریکا مورد آزمون قرار گیرد.

سری‌های زمانی مالی و تلاطم بازده در بازارهای مالی دارای ویژگی‌های برجسته‌ای هستند. مثلاً توزیع بازده در آنها دارای دنباله‌پهن، تلاطم خوشه‌ای، غیرمتقارن، بازگشت به میانگین و حرکت توأم تلاطم بین سری‌ها و بازده‌های مالی هستند. با توجه به اینکه تلاطم سری‌های زمانی مالی ساختار پیچیده‌ای دارد، تخمین زن‌های مختلف بر اساس میزان تلاطم کنونی، ساختار تلاطم (پایداری، بازگشت به میانگین و ...) وافق زمانی پیش‌بینی متفاوت است.

شوک‌ها ممکن است اثر نامتقارن بر تلاطم داشته باشند. معمولاً در مدل‌های تلاطم شرطی فرض بر این است که دارایی‌ها از شوک‌های مثبت و منفی تأثیر یکسانی می‌پذیرند. درحالی‌که در خصوص بازده سهام تأثیر شوک‌های منفی و مثبت بر تلاطم ممکن است متفاوت باشد. معمولاً دیده‌شده است که شوک‌های منفی قیمت در مقایسه با شوک‌های مشابه ولی مثبت تأثیر بیشتری بر تلاطم دارند.(انگل،پاتون،۲۰۰۱[1])

۳.پیشینه تجربی

مطالعات متعدد نشان می‌دهد که طی سه دهه اخیر قیمت نفت خام بیشترین مقدار تلاطم را در بین کالاهای اساسی داشته است. در بازار نفت عوامل سیاسی و اقتصادی منجر به نوسان و تلاطم قیمت می‌شود و تلاطم قیمت نفت خام تأثیر زیادی بر رفتار تولیدکننده‌ها و مصرف‌کننده‌های نفت خام و فرآورده‌های نفتی دارد و لذا مطالعات زیادی در ادبیات اقتصادی جهت بررسی رفتار تلاطم، پیش‌بینی آن و تأثیرش بر بازارها و کالاهای دیگر انجام‌شده است.

مقدم و سزاوار(۱۳۹۵) در مطالعه خود تحت عنوان «بررسی رابطه همبستگی شرطی بازارهای سرمایه بین‌المللی و بازار نفت با بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی میزان

1. Engle, and Patton, (2001)

تأثیرگذاری بورس های جهانی و همچنین شاخص قیمت جهانی نفت بر بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. برای تحلیل داده‌های پژوهش از روش واریانس ناهمسانی شرطی چند متغیره که بر همبستگی بین اعضای پرتفوی تمرکز دارند، استفاده‌شده است. نتایج این تحقیق همبستگی شرطی ثابت و همبستگی شرطی پویا میان شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران با سایر شاخص‌های موردبررسی، نشان داد بیشترین همبستگی شاخص مذکور با شاخص S&P500 و کمترین همبستگی با شاخص قیمت جهانی نفت وجود دارد.

خطیب سمنانی، شجاعی و غیاثی خسروشاهی(۱۳۹۳) در مقاله خود تحت عنوان «بررسی اثر نوسانات قیمت نفت خام بر شاخص بازده بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی اثر نوسانات قیمت نفت خام سنگین ایران بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت خام با استفاده از مدل گارچ نمایی[1] و بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسانات آن از طریق مدل الگوی تصحیح خطای برداری[2] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش از یک‌سو بیانگر عدم وجود مثبت و معنادار در بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرهای نوسانات قیمت نفت خام سنگین ایران و شاخص بازده بورس اوراق بهادار تهران بوده و از سوی دیگر بر اساس نتایج مدل الگوی تصحیح خطای برداری، وجود رابطه بلندمدت و معکوس بین متغیرهای نامبرده هست. در حقیقت با توجه به نتایج بدست آمده در بلندمدت با افزایش نوسانات قیمت نفت خام سنگین ایران، شاخص بازده بورس اوراق بهادار تهران کاهش می‌یابد.

بابایی و کشاورز حداد(۱۳۸۷) به بررسی و مدل‌سازی تلاطم‌های بازار بورس تهران با استفاده از داده‌های پانل[3] و مدل گارچ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که نمی‌توان ساختار تلاطمی مشابهی را برای سهم‌های موجود در یک گروه صنعت و یا در سطحی بالاتر برای گروه‌های صنعت نمونه انتخاب‌شده از بورس تهران، چه ازلحاظ میانگین

1 .EGARCH

2.VECM

3.Panel Data

بازده سهام و چه ازلحاظ یکسانی ساختار تلاطم بازده و یا یکسانی میانگین تلاطم بازده در نظر گرفت.

پاکیزه(۱۳۹۰) به بررسی تلاطم‌ها و بازده بازار بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه آن با بازارهای بورس بین‌المللی با استفاده از دو مدل متقارن آرچ[۱] و گارچ[۲] و دو مدل نامتقارن گارچ شرطی[۳] و گارچ نمایی[۴] پرداخته است. نتایج تحقیق بیانگر این است که نظریه پرتفلیو در بورس تهران، بورس استانبول و بورس های نزدیک صادق نیست، نتایج همچنین بیانگر رد شدن نظریه‌های قیمت‌گذاری دارایی‌هاست که رابطه مثبتی را بین تلاطم و بازده تبیین می‌نمایند، این رابطه در اغلب بورس ها منفی بوده و ضریب تعیین پایینی را نشان می‌دهد. علیرغم پایین بودن ضریب تعیین در اغلب بورس های پیشرفته،فرضیه عدم تقارن یا اثر اهرمی در اغلب آن‌ها تأییدشده است، بدین معنی که کاهش در سهام شرکت‌های عضو بورسها (بازده منفی) اهرم مالی شرکت‌ها را افزایش داده که موجب ریسکی‌تر شدن سهام شرکت‌ها و درنتیجه افزایش تلاطم می‌شود.

مون و یو(۲۰۰۹)[۵] به بررسی اثرات سرریز کوتاه‌مدت بازده و تلاطم روزانه سهام میان بازارهای سهام آمریکا و چین پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل‌های گارچ چندمتغیره اثر سرریز اطلاعات را برای بازده و تلاطم شاخص S&P500 در آمریکا و شاخص بازار سهام شانگ-های در چین در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ موردبررسی قراردادند و شواهدی از اثرات سرریز تلاطم از بازار سهام آمریکا به بازار سهام چین یافتند.

تحقیق هاموده ¬ جیون[۶] (۲۰۰۳) مطالعه دقیقی در این زمینه است که با استفاده از مدل آرچ و گارچ اثر سرریز را برای نفت خام و سه فرآورده اصلی در پنج بازار کاشینگ،

1.ARCH
2.GARCH
3.CGARCH
4.EGARCH
5.Moon, and Yu, (2009)
6.Hammoudeh, and Jeon, (2003)

نایمکس، لس آنجلس، گلف کوست و روتردام بررسی کرده است. نتیجه مطالعه هامودہ و جین با استفاده از داده‌های قیمت روزانه تک محموله و آتی‌ها برای دوره ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۱ نشان داد که قیمت نفت خام اتی یک‌ماهه در بازار نایمکس دارای اثر سرریز بر سایر بازارها است و در بنزین این رابطه دوطرفه است.

ویگا-مک‌آلر(۲۰۰۴)[1] اثر سرریز را با داده‌های روزانه میان شاخص‌های سهام S&P500، شاخص بورس ۱۰۰ شرکت برتر لندن[2] و شاخص قیمت هم وزن بورس توکیو ژاپن[3] در طی دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۳ در چهارچوب مدل VARMA-AGARCH[4] بررسی کرده و نشان دادند که اثر سرریز از بازار FTSE100 به هر دو بازار S&P500 و Nikkei225 و از بازار S&P500 به بازار FTSE100 وجود دارد.

پیشینه تجربی و نظری پژوهش نشان می‌دهد که اکثر مطالعات پیشین بر شاخص‌های مالی کل در کشورهای مختلف به‌خصوص بازارمالی ایران و اثر سرریز تلاطم متغیرهای مختلف ازجمله نفت بر شاخص‌های کل متمرکز شده است.ازطرفی باتوجه به مشاهده تاثیرپذیری روانی صنایع مرتبط با قیمت نفت در ایران از تلاطم آن و همچنین مشاهده تاثیرپذیری روانی شاخص‌های مالی ایران از رخدادهای جهانی، لزوم بررسی اثر سرریز تلاطم قیمت نفت برنت بر شاخص‌های مالی کل و بعدازآن به‌صورت دقیق‌تر صنایع وابسته به نفت در ایران و آمریکا در این مطالعه ضروری به‌نظر می‌رسد.

٤.روش‌شناسی پژوهش

با پایه‌گذاری پیمان بال[5] در سال ۱۹۹۶، مدیریت ریسک مالی برای بسیاری از مؤسسات مالی در سرتاسر جهان جلوه مهمی پیدا کرد. در پیمان بال، تلاطم قیمت سهم به‌منظور نگهداری سرمایه ذخیره در قبال ارزش در معرض ریسک برای مؤسسات مالی به‌صورت

1.Veiga, and McAleer, (2004)

2. (FOOTSIE)

3.Nikkei225

4.Vector Autoregressive Moving Average Asymmetric Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

5.Basle Accord

اجبار درآمد، بنابراین اندازه‌گیری تلاطم برای کلیه مؤسسات مالی بسیار مهم گردید.(سیدحسینی و دیگران، ۱۳۹۱: ۲۰)

شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به دو بخش شاخص مالی[1] و شاخص صنعت[2] طبقه‌بندی می‌شوند که شاخص صنایع مرتبط با قیمت نفت در شاخص صنعت وجود دارد. دراین مطالعه شاخص شامل شرکت‌های پتروشیمی فعال نماد «شاخص پتروشیمی» و شاخص شامل شرکت‌های پالایشی فعال نماد «شاخص پالایشی» هستند. شاخص کل S&P500 نیز شامل صنایع مختلف صنعتی، انرژی، حمل‌ونقل و مالی و خدمات عمومی است که شاخص کالاییGSCI[3] از زیرمجموعه‌های آن است . «شاخص پتروشیمی آمریکا»[4] یک شاخص فرعی از شاخص‌کالایی است که برای سرمایه‌گذاران معیارهای قابل‌اتکا و عمومی در دسترس را جهت عملیات سرمایه‌گذاری در بازار کالای نفتی فراهم می‌کند و «شاخص پالایشی آمریکا»[5] درنظرگرفته شده دراین مطالعه نیز بزرگترین شرکت‌های سهامی عام فعال در اکتشاف و تولید نفت‌وگاز در سرتاسر جهان را شامل می‌شود.

تلاطم[6] عبارت است از واریانس شرطی بازده، یعنی:

$$E_{t-1}\left[\left(r_t-\mu_t\right)^2\right] \qquad (۱)$$

که در آن r_t بازده مرکب پیوسته در زمان t، و μ_t عبارت از میانگین شرطی بازده با استفاده از کلیه امکانات در دسترس در زمان $t-1$ است.

در مدل‌های گارچ چند متغیره، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل به‌شدت افزایش می‌یابد و از سوی دیگر لازم است، ماتریس واریانس، مثبت معین باشد. برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نیست (باونز، لارنت، رامبوتس،

1.Financial Index
2.Industrial Index
3.Goldman Suchs Commodity Index
4.S&P GSCI PETROLEUM
5.S&P GSCI Commodity Oil&Gas Exploration & Production
6.Volatility

۲۰۰۶). در میان این مدل‌ها، مدل‌های گارچ برداری[۱]، BEKK [۲]و همچنین مدل گارچ عاملی[۳] در مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی کاربرد به‌مراتب بیشتری دارند(باونز و همکاران،۲۰۰۶)[۴]. برای شناسایی ساختار مدل BEKK به بخش شماره ۷منابع، رجوع شود.

یک مدل ساده BEKK(1,1) به‌صورت رابطه ۲ تعریف می‌شود:

$$H_t = C^*C^* + A^*\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}A^* + G^*H_{t-1}G^* \qquad (۲)$$

که در آن A^* و G^* و C^* ماتریس‌های $N \times N$ و C^* یک ماتریس بالا مثلثی است.

ذکر این نکته ضروری است که مدل‌های BEKK شکل خاصی از مدل‌های VEC هستند، بااین‌وجود پارامترهای مدل BEKK برخلاف مدل VEC، مستقیماً تأثیر وقفه‌ها را روی عناصر H_t نشان نمی‌دهند. بااین‌وجود اعمال محدودیت‌های مختلف روی مدل‌های BEKK، معمولاً زیاد بودن پارامترها همچنان یک مشکل اساسی می‌باشد. لذا این مدل‌ها در موارد با بعد بیش از ۳ یا ۴ متغیر (سری) به کار نمی‌روند.

مدل همبستگی شرطی ثابت[۵] به صورت زیر ارائه می‌شود که در آن ماتریس همبستگی شرطی به شکل رابطه ۳ تعریف می‌شود:

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \dots & \rho_{1N} \\ \dots & \dots & \dots \\ \rho_{N1} & \dots & 1 \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

که در آن، ماتریس ρ_{ij} ، ضریب همبستگی بین متغیرهای i و j می‌باشد . ابت در نظر گرفتن همبستگی‌های شرطی باعث کاهش تولید پارامترها شده و درنتیجه برآورد ساده‌تر می‌شود . ا این شرایط ماتریس واریانس شرطی H_t ، در قالب رابطه ۴ بیان می‌شود .

$$H_t = \mathrm{diag}\left(\sqrt{h_{11.t}},\dots,\sqrt{h_{NN,t}}\right)[R]\mathrm{diag}\left(\sqrt{h_{11.t}},\dots,\sqrt{h_{NN,t}}\right) \qquad (۴)$$

1.VEC-GARCH
2.Baba-Engle-Kraft-Kroner
3.Factor.GARCH(F-GARCH)
4. Bauwens, and cooperators(2006)
5.CCC

در حالت دومتغیره (N=2) و p=q=1، حالت گسترده ماتریس H_t به شکل رابطه۵ است. عملگر diag، عملگری است که عناصر روی قطر ماتریس را انتخاب می‌کند.

(۵)

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11.t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11.t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix}$$

که در آن، واریانس‌های $h_{11.t}$ و $h_{22,}$ درواقع همان فرایند GARCH چندمتغیره با p=q=1 می‌باشند .در این مشخص نمایی ماتریس H_t ،با در نظر گرفتن محدودیت‌های خاص بر روی پارامترها ،مثبت معین بودنش تضمین می‌شود .فرض ثابت بودن همبستگی ،باعث دست پایین گرفته شدن ریسک می‌شود .اگر همبستگی‌ها در بازار متلاطم افزایش یابند ،این موضوع (دست پایین گرفتن ریسک) بیشتر اتفاق می‌افتد.

۵.معرفی الگو و برآورد آن

در این بخش از پژوهش، با رویکرد بررسی شاخص نفت و شاخص‌های سهام بازارهای مالی ایران و آمریکا با استفاده از سه روش VEC، BEKK و CCC از مدل‌های گارچ چندمتغیره می‌توان به تحلیل و بررسی اثر سرریز تلاطم آن‌ها بر روی یکدیگر دست‌یافت.

برای تشریح متغیرهای بکاررفته و وقفه‌های بهینه آن‌ها در این مطالعه ابتدا به تصریح مدل بهینه پرداخته شده است. متغیرهای مدل در زمان t در جدول شماره ۱ توضیح داده شده است.

جدول ۱. متغیرهای مورد استفاده در مدل تخمینی بهینه

شرح متغیر	نماد بکاررفته در مدل
بازده لگاریتمی شاخص کل بورس اوراق بهادار آمریکا	y_{1t}
بازده لگاریتمی شاخص پتروشیمی آمریکا	y_{2t}
بازده لگاریتمی شاخص پالایشی آمریکا	y_{3t}
بازده لگاریتمی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران	y_{4t}
بازده لگاریتمی شاخص پتروشیمی تهران	y_{5t}
بازده لگاریتمی شاخص پالایشی تهران	y_{6t}
بازده لگاریتمی شاخص قیمت نفت برنت	y_{7t}

منبع: یافته‌های پژوهش

روابط زیر به تشریح مدل بهینه بکاررفته پرداخته شده است :

$$y_{1t} = \propto_1 + \beta_1 y_{1t-1} + \beta_2 y_{7t-4} + \varepsilon_{1t}$$
$$y_{2t} = \beta_3 y_{1t-1} + \varepsilon_{2t}$$
$$y_{3t} = \beta_4 y_{3t-1} + \beta_5 y_{7t-1} + \varepsilon_{3t}$$
$$y_{4t} = \beta_6 y_{4t-1} + \beta_7 y_{5t-2} + \beta_8 y_{6t-1} + \varepsilon_{4t}$$
$$y_{5t} = \propto_2 + \beta_9 y_{5t-1} + \beta_{10} y_{7t-1} + \varepsilon_{5t}$$
$$y_{6t} = \beta_{11} y_{6t-1} + \beta_{12} y_{4t-1} + \beta_{13} y_{7t-1} + \varepsilon_{6t}$$
$$y_{7t} = \beta_{14} y_{7t-1} + \varepsilon_{7t}$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

که در آن

y_{1t-1} بازده لگاریتمی شاخص کل آمریکا با یک وقفه؛

y_{7t-4} بازده لگاریتمی شاخص قیمت نفت برنت با ۴ وقفه؛

y_{3t-1} بازده لگاریتمی شاخص پتروشیمی آمریکا با یک وقفه؛

y_{4t-1} بازده لگاریتمی شاخص کل تهران با یک وقفه؛

y_{5t-2} بازده لگاریتمی شاخص پتروشیمی تهران با دو وقفه؛

y_{6t-1} بازده لگاریتمی شاخص پالایشی تهران با یک وقفه

تعریف شده‌است. در این راستا، ابتدا تمامی پارامترهایی که باید برآورد شوند، تعریف‌شده‌اند. بعدازآن داده‌ها را لگاریتمی کرده تا اثر نوسانات نامناسب آن‌ها برطرف گردد. سپس مانایی آن‌ها موردبررسی قرارگرفته است و در آخر پس از تعیین مدل بهینه داده‌ها، به تعیین اثر سرریز تلاطم بازده بین هریک از آن‌ها پرداخته‌شده است.

همان‌طور که در بخش قبل بیان شد، اغلب داده‌های مالی به زمان وابسته هستند. بدین مفهوم که میانگین و واریانس این داده‌ها به زمان وابسته است و با تغییر زمان میانگین آن‌ها نیز تغییر می‌کند که این مطلب برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها مشکل‌ساز است. لذا باید تغییراتی در این خصوص روی‌داده‌ها ایجاد گردد تا مانا شوند و روند تصادفی‌شان از بین برود تا بتوان در تحلیل‌های اقتصادی از آن داده‌ها استفاده نمود.

در این پژوهش، ابتدا داده‌ها را به‌صورت لگاریتمی تبدیل نموده و پس‌ازآن به بررسی مانایی آن‌ها پرداخته‌شده است. ازآنجایی‌که داده‌های بکار رفته در این پژوهش دارای ویژگی‌های سری زمانی مالی بوده‌اند و تعداد آن‌ها نیز ۳۸۰ مشاهده است، لذا برای آزمون مانایی آن‌ها قبل و بعد از تفاضل‌گیری از آزمون دیکی-فولر استفاده‌شده است که نتایج این بررسی در جدول ۲ ارائه‌شده است:

جدول ۲. نتایج بررسی مانایی لگاریتم متغیرهای تحقیق قبل و بعد از تفاضل گیری

متغیر	مرتبه تفاضل= صفر			مرتبه تفاضل= یک		
	سطح معناداری	آماره آزمون	مانا/نامانا	سطح معناداری	آماره آزمون	مانا/نامانا
نفت	۰/۹۰۱۴	-۱/۲۳۳۷	نامانا	۰/۰۰۰۰	-۱۸/۴۱۸	مانا
شاخص کل تهران	۰/۹۱۰۴	-۰/۳۷۴۶	نامانا	۰/۰۰۰۰	-۷/۸۰۶۱	مانا
شاخص پتروشیمی تهران	۰/۹۰۴۲	-۱/۲۲۰۲	نامانا	۰/۰۰۰۰	-۱۸/۵۸۱	مانا
شاخص پالایشی تهران	۰/۷۹۹۵	-۱/۵۷۹۵	نامانا	۰/۰۰۰۰	-۱۵/۰۲۶	مانا
شاخص S&P500	۰/۷۹۰۲	-۰/۸۹۲۲	نامانا	۰/۰۰۰۰	-۲۰/۹۳۲	مانا
شاخص پتروشیمی آمریکا	۰/۹۴۸۴	-۰/۹۴۶۱	نامانا	۰/۰۰۰۰	-۱۹/۸۲۳	مانا
شاخص پالایشی آمریکا	۰/۶۸۷۸	-۱/۸۳۰۹	نامانا	۰/۰۰۰۰	-۱۹/۶۴۷	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای این پژوهش قبل از تفاضل‌گیری دارای ریشه واحد می‌باشند و برای مانا کردن متغیرها باید یکبار تفاضل گرفته شود. پس‌ازاینکه تفاضل مرتبه اول از متغیرها گرفته شد، مجدداً آزمون برای آن‌ها تکرار می‌شود تا نتیجه مانا بودن یا نبودن متغیرها موردبررسی قرار گیردکه نتایج حاصل از آزمون دیکی-فولر پس از یک‌بار تفاضل گیری در بخش دوم جدول ۱ ارائه‌شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که متغیرهای تحقیق با یک‌بار تفاضل گیری مانا شدند. درواقع اگر متغیری نامانا باشد و با یک‌بار تفاضل گیری مانا شود آنگاه متغیر مانا از درجه اول یا اصطلاحاً I(1) نامیده می‌شود. در جدول ۲ نیز نشان داده‌شده است که متغیرهای تحقیق همگی I(1) هستند.

با توجه به احتمال وجود واریانس ناهمسانی شرطی در متغیرهای مورد بررسی، برای تشخیص صحت این ادعا باید از آزمون ARCH-LM برای تشخیص وجود آن استفاده کرد. در این آزمون از آماره F و همچنین از آزمون کای دو استفاده می‌شود. آزمون F که دارای آماره است و آزمون کای‌دو دارای آماره مقدار R-Squared ضربدر تعداد متغیرهای سری زمانی است. معنی‌دار بودن این متغیرها به این معنی است که این سری زمانی دارای اثر واریانس ناهمسانی یا اثر ARCH می‌باشد. ازنظر آماری معنادار بودن این آماره‌ها نشان می‌دهد که جزء اخلال این سری زمانی می‌تواند متغیر مربوطه را به‌خوبی توضیح دهد.

جدول ۳: نتایج بررسی وجود واریانس ناهمسانی در بازده متغیرهای تحقیق

بازده شاخص	آماره F	سطح احتمال	آماره کای‌دو	سطح احتمال	اثر ARCH
نفت	۴/۸۶۷۹۴۳	۰/۰۰۰۸	۱۸/۷۳۳۰۸	۰/۰۰۰۹	دارد
S&P500	۱۹/۵۲۴۲۷	۰/۰۰۰	۱۸/۶۳۹۰۸	۰/۰۰۰	دارد
کل تهران	۱۹/۷۹۷۰۰	۰/۰۰۰	۱۸/۹۰۰۰۳	۰/۰۰۰	دارد
پتروشیمی آمریکا	۲/۷۳۴۵۴	۰/۰۰۶۲	۲۱/۱۱۰۶۷	۰/۰۰۶۹	دارد
پتروشیمی ایران	۰/۵۹۳۳۱۹	۰/۴۴۱۶	۰/۵۹۵۵۵۹	۰/۴۴۰۳	ندارد
پالایشی آمریکا	۵/۴۸۶۰۶۳	۰/۰۰۱۱	۱۵/۹۱۹۲۶	۰/۰۰۱۲	دارد
پالایشی ایران	۱۰/۰۴۲۳۰	۰/۰۰۱۷	۹/۸۳۱۴۵۵	۰/۰۰۱۷	دارد

منبع: یافته‌های پژوهش

لذا با توجه به نتایج جدول ۳ مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس در اغلب سری‌های بازده در دوره مورد بررسی، استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی امکان‌پذیر می‌گردد. جهت اطمینان از وجود رابطه بین متغیرهای موجود در مدل از آزمون علیت گرنجر استفاده می‌شود. اساس کار آزمون علیت گرنجر که برای سری‌های زمانی طراحی‌شده است این است که آیا مقادیر با وقفه سری مذکور در توضیح‌دهی هر یک از سری‌ها نقش دارند یا خیر. هرگاه مقادیر گذشته سری زمانی X در پیش‌بینی مقادیر آینده سری زمانی دیگر Y به طرز معناداری بیشتر ازآنچه مقادیر گذشته خود سری زمانی Y بتواند توضیح دهد، کمک کند، می‌گوئیم در معیار گرنجر فرآیند X علت فرآیند Y است.

در این پژوهش تلاش شده است تا آزمون علیت گرنجر برای تمام بازده متغیرهای تحقیق با ۱۲ وقفه بررسی شود. به علت حجم بالای اطلاعات و تراکم نتایج بدست آمده از آزمون فوق در ۱۲ وقفه و تعدد متغیرهای موردبررسی در پژوهش نتایج بدست آمده از ۳ وقفه در جدول ۴ ارائه‌شده است. فرضیه صفر در این آزمون عدم علیت رابطه بین متغیر اول برای متغیر دوم می‌باشد. بدین معنی که در صورت رد فرضیه صفر، متغیر ابتدایی علت متغیر ثانویه می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ٤: نتایج آزمون علیت گرنجر برای برخی از متغیرهای پژوهش

فرضیه	وقفه	آماره	احتمال	نتیجه
«شاخص بازده نفت»علت گرنجر «شاخص بازده پتروشیمی ایران»نیست	۱	۹/۹۶۲۴۳	۰/۰۰۱۷	رد فرضیه صفر
	۲	۴/۶۷۴۴۰	۰/۰۰۹۹	رد فرضیه صفر
	۳	۲/۷۸۴۷۵	۰/۰۴۰۷	رد فرضیه صفر
«شاخص بازده نفت»علت گرنجر «شاخص بازده پالایشی ایران»نیست	۱	۴/۳۴۷۷۹	۰/۰۳۷۷	رد فرضیه صفر
	۲	۲/۴۳۷۵۰	۰/۰۸۸	رد فرضیه صفر
«شاخص بازده کل تهران»علت گرنجر «شاخص بازده پالایشی ایران»نیست	۱	۳۶/۱۶۲۱	۴E-۰۹	رد فرضیه صفر
	۲	۱۷/۳۳۵۱	۶E-۰۸	رد فرضیه صفر
	۳	۱۱/۷۱۴۱	۲E-۰۷	رد فرضیه صفر
«شاخصS&P500»علت گرنجر «شاخص بازده پالایشی ایران»نیست	۱	۲/۷۵۴۰۲	۰/۰۹۷۸	رد فرضیه صفر
	۲	۲/۵۶۷۷۱	۰/۰۷۸۱	رد فرضیه صفر
«شاخص بازده پتروشیمی آمریکا»علت گرنجر «شاخص بازده پتروشیمی ایران»نیست	۱	۷/۲۳۹۶۵	۰/۰۰۷۵	رد فرضیه صفر
	۲	۳/۱۴۹۹۲	۰/۰۴۴	رد فرضیه صفر
«شاخص بازده پتروشیمی آمریکا»علت گرنجر «شاخص بازده پالایشی ایران»نیست	۱	۵/۵۶۸۱۲	۰/۰۱۸۸	رد فرضیه صفر
	۲	۲/۵۴۷۱۷	۰/۰۷۹۷	رد فرضیه صفر
	۳	۲/۷۵۳۳۴	۰/۰۴۲۴	رد فرضیه صفر
«شاخص بازده پالایشی آمریکا»علت گرنجر «شاخص بازده پتروشیمی ایران»نیست	۱	۳/۷۱۹۱۴	۰/۰۵۴۵	رد فرضیه صفر
«شاخص بازده پالایشی آمریکا»علت گرنجر «شاخص بازده پالایشی ایران»نیست	۱	۴/۱۱۸۳۵	۰/۰۴۳۱	رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آماری حاصل از جدول۴ در سطح اطمینان ۱۰٪ نشان می‌دهد که:

- شاخص بازده قیمت نفت در وقفه‌های متعدد علت شاخص بازده پتروشیمی ایران و در وقفه اول و دوم شاخص بازده پالایشی ایران می‌باشد.
- شاخص کل بازده S&P500 آمریکا در وقفه‌های اول تا هفتم علت شاخص بازده پالایشی ایران شناخته شد.
- شاخص بازده پتروشیمی آمریکا در وقفه‌های اول تا هفتم علت شاخص بازده پتروشیمی ایران شناخته شد. و همچنین در وقفه‌های متعددی علت شاخص بازده پالایشی ایران شناخته شد.

- شاخص بازده پالایشی آمریکا فقط در وقفه اول علت شاخص بازده پتروشیمی ایران و شاخص بازده پالایشی ایران شناخته شد.
- شاخص کل بازده بورس اوراق بهادار تهران در وقفه‌های متعدد علت شاخص بازده پالایشی ایران شناخته شد.
- شاخص بازده پتروشیمی ایران در وقفه‌های پنجم به بعد علت شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران و در وقفه‌های ششم به بعد علت شاخص بازده پالایشی ایران شناخته شد.
- شاخص بازده پالایشی ایران نیز در وقفه اول علت شاخص بازده پتروشیمی ایران شناخته شد.

برای برآورد پارامترهای مدل‌های گارچ چندمتغیره عمدتاً از روش حداکثر درستنمایی[1] استفاده می‌شود، در این روش برخلاف روش دومرحله‌ای، پارامترهای متوسط شرطی و واریانس شرطی به‌طور همزمان برآورد می‌گردند، لذا ازاین‌جهت نسبت به روش دومرحله‌ای که ابتدا پارامترهای میانگین شرطی مدل برآورد می‌شود و بعدازآن پسماندهای پارامترهای واریانس شرطی برآورد می‌شود، ارجحیت دارد. در میان مدل‌های گارچ چندمتغیره، مدل‌های VEC و BEKK در مدل‌سازی سری‌های زمانی کاربرد به‌مراتب بیشتری دارند.

در این پژوهش، برای تخمین مدل‌های گارچ چندمتغیره ابتدا کلیه پارامترهایی که باید برآورد شوند، تعریف‌شده‌اند. در مرحله بعد، برای کلیه سری‌های زمانی، یک مدل GARCH(1,1) تک متغیره برآورد شده است و برای برآورد این مدل‌ها از روش حداکثر درستنمایی استفاده‌شده است.

در این بخش به کمک نرم‌افزار eviews، مقادیر اولیه با استفاده از مدل GARCH(1,1) به دست آمد و بهینه‌سازی در مدل‌ها توسط الگوریتم OPG-BHHH

1. Maximum Likelihood

و با روش خطی[1] صورت گرفت. لازم به ذکر است به دلیل طولانی بودن جداول نتایج از آوردن ضرایبی که معنادار نبودند، خودداری شده و صرفاً ضرایب معنادار که می‌بایست پایه‌های تفسیر مدل قرار گیرند، در جداول ارائه‌شده است. در این راستا، برای تخمین مدل‌های مختلف BEKK از پیش‌فرض ضریب[2] ثابت[3] و محدودیت‌های ماتریس نامحدود[4] و قطری[5] استفاده‌شده است و همچنین در مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) از ضریب ثابت و همچنین محدودیت اسکالر[6] استفاده‌شده است.

از آنجائی که در شرایط یکسان و درزمانی که مدل‌های مختلف گارچ چندمتغیره، پارامترهای معنادار یکسانی را گزارش می‌کنند، معیارهای آکائیک[7]، شوارتز[8] و حنان-کوئین[9] باید در تعیین مدل بهینه مورداستفاده قرار گیرند. جدول۵ مقادیر معیارهای مذکور و مقدار لگاریتم تابع راستنمایی را برای مدل‌های مختلف گارچ چندمتغیره بکاررفته در این پژوهش را ارائه نموده است.

جدول۵. نتایج مربوط به معیارهای انتخاب مدل بهینه گارچ چندمتغیره

Log Likelihood	Akaike	Schwarz	H-Quinn	GARCH Model	Covariance Coefficient
۵۹۱۷/۸۷۵	-۳۱/۴۴۳	-۳۱/۰۴۴	-۳۱/۲۸۴	(۱،۱)	BEKK
۵۹۵۶/۵۰۰	-۳۱/۶۷۵	-۳۱/۱۶۰	-۳۱/۴۷۱	(۱،۰)	CCC
۶۰۹۸/۴۹۶	-۳۲/۲۱۵	-۳۱/۶۰۸	-۳۱/۹۷۴	(۱،۱)	CCC
۵۴۳۰/۳۱۶	-۲۸/۹۵۶	-۲۸/۶۴۰	-۲۸/۸۳۰	(۱،۰)	BEKK
۶۰۵۴/۹۱۷	-۳۱/۹۹۹	-۳۱/۴۲۳	-۳۱/۷۷۰	(۱،۱)	BEKK

منبع: یافته‌های پژوهش

1 Line Search
2 Coefficient
3 Constant
4 Indefinite Matrix
5 Diagonal
6 Scalar
7 Akaike
8 Schwarz
9 Hannan-Quinn

از آنجائی که در بین معیارهای مورداستفاده در گارچ چندمتغیره، هرکدام از معیارها که دارای کمترین مقدار مطلق باشد، ازنظر آماری ارجحیت دارد، مدل CCC با مقدار لگاریتم تابع راستنمایی ۶۰۹۸/۴۹۶ که بیشترین مقدار نیز می‌باشد و کمترین مقدار در معیارهای موردنظر، انتخاب می‌گردد و در تحلیل نتایج از این مدل در تجزیه‌وتحلیل اثر سرایت تلاطم بازده شاخص‌های بازار مالی استفاده می‌گردد.

نتایج تخمین پارامترهای میانگین شرطی مدل بهینه در جدول ۶ و نتایج تخمین پارامترهای نوسانات مدل بهینه(ضرایب معادله واریانس) در جدول ۷ وکوواریانس متغیرهای تحقیق در این مدل نیز در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ٦: نتایج تخمین پارامترهای میانگین شرطی[1] مدل GARCH-CCC

Prob.	z-Statistic	Std. Error	Coefficient	
۰/۰۰۰۰	۴/۰۷۸۹۶۸	۰/۰۰۰۶۴۱	۰/۰۰۲۶۱۴	$\propto_1$
۰/۰۲۰۴	-۲/۳۱۹۴۹۲	۰/۰۴۵۷۴۵	-۰/۱۰۶۱۰۶	β_1
۰/۰۱۰۶	۲/۵۵۷۱۷۴	۰/۰۱۶۸۸۹	۰/۰۴۳۱۸۷	β_2
۰/۰۶۱۱	-۱/۸۷۳۰۶۵	۰/۰۶۶۳۲۲	-۰/۱۲۴۲۲۵	β_3
۰/۰۰۰۰	-۴/۹۰۵۷۲۴	۰/۰۴۷۲۵۵	-۰/۲۳۱۸۲۲	β_4
۰/۰۰۰۰	۴/۷۹۹۱۲۸	۰/۰۵۱۹۴۹	۰/۲۴۹۳۰۸	β_5
۰/۰۰۰۰	۵/۱۲۴۰۹۴	۰/۰۶۱۸۳۴	۰/۳۱۶۸۴۳	β_6
۰/۰۱۸۲	۲/۳۶۲۳۶۸	۰/۰۲۰۶۷۰	۰/۰۴۸۸۳۱	β_7
۰/۰۴۰۴	۲/۰۴۹۴۱۲	۰/۰۳۷۶۰۹	۰/۰۷۷۰۷۶	β_8
۰/۰۳۰۴	۲/۱۶۴۸۷۳	۰/۰۰۱۹۲۶	۰/۰۰۴۱۶۹	$\propto_2$
۰/۰۰۶۱	۲/۷۴۳۱۷۱	۰/۰۵۹۷۴۹	۰/۱۶۳۹۰۱	β_9
۰/۰۱۶۹	۲/۳۸۹۰۹۳	۰/۰۴۲۸۰۶	۰/۱۰۲۲۶۷	β_{10}
۰/۰۸۷۵	۱/۷۰۸۹۰۴	۰/۰۶۸۰۳۷	۰/۱۱۶۲۶۹	β_{11}
۰/۰۰۰۰	۵/۳۶۰۲۵۳	۰/۰۷۶۱۸۰	۰/۴۰۸۳۴۲	β_{12}
۰/۰۶۹۱	۱/۸۱۷۴۹۶	۰/۰۲۵۹۸۵	۰/۰۴۷۲۲۸	β_{13}
۰/۰۹۲۸	۱/۶۸۱۰۶۱	۰/۰۴۲۰۸۱	۰/۰۷۰۷۴۱	β_{14}

منبع: یافته های پژوهش

1. Mean Equation Coefficient

جدول ۷. نتایج تخمین پارامترهای نوسانات شرطی[1] مدل GARCH-CCC (ضرایب معادله واریانس)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(۱۷)	-۰۵E۶/۸۸	-۰۵E۲/۱۳	۳/۲۲۴۵۹۵	۰/۰۰۱۳
C(۱۸)	۰/۱۵۱۶۵۳	۰/۰۴۷۵۴۱	۳/۱۸۹۹۵۰	۰/۰۰۱۴
C(۱۹)	۰/۶۸۳۵۶۲	۰/۰۷۸۸۰۱	۸/۶۷۴۵۹۴	۰/۰۰۰۰
C(۲۰)	-۰۵E۷/۸۴	-۰۵E۲/۱۸	۳/۵۹۲۷۸۲	۰/۰۰۰۳
C(۲۱)	۰/۰۷۹۳۵۴	۰/۰۱۸۱۶۹	۴/۳۶۷۵۱۲	۰/۰۰۰۰
C(۲۲)	۰/۸۶۱۹۴۸	۰/۰۲۳۵۳۲	۳۶/۶۲۸۰۲	۰/۰۰۰۰
C(۲۳)	-۰۵E۳/۶۳	-۰۵E۱/۳۷	۲/۶۳۶۸۶۲	۰/۰۰۸۴
C(۲۴)	۰/۰۵۵۵۰۶	۰/۰۱۴۵۷۸	۳/۸۰۷۶۲۴	۰/۰۰۰۱
C(۲۵)	۰/۹۱۲۲۹۶	۰/۰۲۰۳۳۵	۴۴/۸۶۲۷۶	۰/۰۰۰۰
C(۲۶)	-۰۵E۶/۰۵	-۰۵E۲/۴۰	۲/۵۱۸۲۴۶	۰/۰۱۱۸
C(۲۷)	۰/۱۷۴۵۱۵	۰/۰۶۱۶۳۷	۲/۸۳۱۳۳۰	۰/۰۰۴۶
C(۲۸)	۰/۶۹۲۳۵۰	۰/۰۹۱۸۷۸	۷/۵۳۵۵۱۱	۰/۰۰۰۰
C(۲۹)	-۰۵E۲/۶۸	-۰۵E۱/۲۸	۲/۰۹۰۴۴۳	۰/۰۳۶۶
C(۳۰)	۰/۱۱۱۰۶۵	۰/۰۲۴۴۸۵	۴/۵۳۶۱۱۲	۰/۰۰۰۰
C(۳۱)	۰/۸۹۶۷۸۱	۰/۰۱۴۷۰۰	۶۱/۰۰۶۱۸	۰/۰۰۰۰
C(۳۲)	۰/۰۰۰۱۱۶	-۰۵E۴/۱۵	۲/۷۸۴۷۸۹	۰/۰۰۵۴
C(۳۳)	۰/۱۹۱۶۳۲	۰/۰۶۳۰۲۲	۳/۰۴۰۷۲۲	۰/۰۰۲۴
C(۳۴)	۰/۶۸۱۳۲۰	۰/۰۷۹۸۵۰	۸/۵۳۲۴۷۴	۰/۰۰۰۰
C(۳۵)	-۰۵E۴/۲۴	-۰۵E۱/۷۲	۲/۴۶۸۸۲۲	۰/۰۱۳۶
C(۳۶)	۰/۰۷۵۰۴۲	۰/۰۱۴۷۰۴	۵/۱۰۳۴۵۶	۰/۰۰۰۰
C(۳۷)	۰/۸۹۷۵۴۵	۰/۰۱۸۴۱۱	۴۸/۷۵۰۸۹	۰/۰۰۰۰
C(۳۸)	۰/۷۶۳۰۸۷	۰/۰۲۱۶۰۶	۳۵/۳۱۸۱۲	۰/۰۰۰۰
C(۳۹)	۰/۴۶۶۳۲۶	۰/۰۳۹۶۴۶	۱۱/۷۶۲۳۷	۰/۰۰۰۰
C(۴۰)	۰/۰۳۴۵۶۹	۰/۰۵۲۱۲۵	۰/۶۶۳۱۹۹	۰/۵۰۷۲
C(۴۱)	-۰/۰۰۳۲۸۷	۰/۰۵۱۰۲۳	-۰/۰۶۴۴۱۹	۰/۹۴۸۶
C(۴۲)	۰/۰۰۱۰۴۸	۰/۰۵۱۷۸۱	۰/۰۲۰۲۴۰	۰/۹۸۳۹

1. Variance Equation Coefficient

C(۴۳)	۰/۴۷۱۳۳۰	۰/۰۳۹۲۳۷	۱۲/۰۱۲۳۰	۰/۰۰۰۰
C(۴۴)	۰/۷۰۷۳۶۷	۰/۰۲۵۰۵۳	۲۸/۲۳۴۶۴	۰/۰۰۰۰
C(۴۵)	۰/۰۶۷۴۶۵	۰/۰۵۱۳۲۰	۱/۳۱۴۵۹۹	۰/۱۸۸۶
C(۴۶)	۰/۰۰۵۷۱۷	۰/۰۵۰۷۹۳	۰/۱۱۲۵۶۲	۰/۹۱۰۴
C(۴۷)	۰/۰۱۵۶۰۶	۰/۰۵۱۴۰۷	۰/۳۰۳۵۷۹	۰/۷۶۱۴
C(۴۸)	۰/۶۴۵۶۱۱	۰/۰۲۹۲۷۳	۲۲/۰۵۴۷۶	۰/۰۰۰۰
C(۴۹)	−۰/۰۰۷۴۰۸	۰/۰۵۰۶۲۷	−۰/۱۴۶۳۳۴	۰/۸۸۳۷
C(۵۰)	۰/۰۱۴۸۱۷	۰/۰۵۰۲۴۰	۰/۲۹۴۹۱۴	۰/۷۶۸۱
C(۵۱)	−۰/۰۰۶۳۶۹	۰/۰۵۰۵۱۴	−۰/۱۲۶۰۸۲	۰/۸۹۹۷
C(۵۲)	۰/۸۷۳۱۳۹	۰/۰۱۱۶۸۲	۷۴/۷۴۲۲۶	۰/۰۰۰۰
C(۵۳)	−۰/۰۰۷۲۶۸	۰/۰۵۱۷۸۷	−۰/۱۴۰۳۴۳	۰/۸۸۸۴
C(۵۴)	۰/۴۹۰۱۵۴	۰/۰۳۹۷۰۶	۱۲/۳۴۴۶۳	۰/۰۰۰۰
C(۵۵)	۰/۰۰۰۹۰۹	۰/۰۵۰۵۱۳	۰/۰۱۷۹۸۶	۰/۹۸۵۷
C(۵۶)	−۰/۰۸۴۳۵۴	۰/۰۵۱۳۴۴	−۱/۶۴۲۹۱۹	۰/۱۰۰۴
C(۵۷)	۰/۰۰۸۲۰۴	۰/۰۴۹۹۷۷	۰/۱۶۴۱۵۷	۰/۸۶۹۶
C(۵۸)	۰/۰۰۵۴۵۶	۰/۰۵۰۴۵۰	۰/۱۰۸۳۱۳	۰/۹۱۳۷

منبع: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۸ نتایج حاصل از تخمین کوواریانس مدل بهینه

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R(۱.۲)	۰/۷۶۳۰۷۸	۰/۰۲۱۶۰۶	۳۵/۳۱۸۱۲	۰/۰۰۰۰
R(۱.۳)	۰/۴۶۶۳۲۶	۰/۰۳۹۶۴۶	۱۱/۷۶۲۳۷	۰/۰۰۰۰
R(۱.۴)	۰/۰۳۴۵۶۹	۰/۰۵۲۱۲۵	۰/۶۶۳۱۹۹	۰/۵۰۷۲
R(۱.۵)	-۰/۰۰۳۲۸۷	۰/۰۵۱۰۲۳	-۰/۰۶۴۴۱۹	۰/۹۴۸۶
R(۱.۶)	۰/۰۰۱۰۴۸	۰/۰۵۱۷۸۱	۰/۰۲۰۲۴۰	۰/۹۸۳۹
R(۱.۷)	۰/۴۷۱۳۳۰	۰/۰۳۹۲۳۷	۱۲/۰۱۲۳۰	۰/۰۰۰۰
R(۲.۳)	۰/۷۰۷۳۶۷	۰/۰۲۵۰۵۳	۲۸/۲۳۴۶۴	۰/۰۰۰۰
R(۲.۴)	۰/۰۶۷۴۶۵	۰/۰۵۱۳۲۰	۱/۳۱۴۵۹۹	۰/۱۸۸۶
R(۲.۵)	۰/۰۰۵۷۱۷	۰/۰۵۰۷۹۳	۰/۱۱۲۵۶۲	۰/۹۱۰۴
R(۲.۶)	۰/۰۱۵۶۰۶	۰/۰۵۱۴۰۷	۰/۳۰۳۵۷۹	۰/۷۶۱۴
R(۲.۷)	۰/۶۴۵۶۱۱	۰/۰۲۹۲۷۳	۲۲/۰۵۴۷۶	۰/۰۰۰۰
R(۳.۴)	-۰/۰۰۷۴۰۸	۰/۰۵۰۶۲۷	-۰/۱۴۶۳۳۴	۰/۸۸۳۷
R(۳.۵)	۰/۰۱۴۸۱۷	۰/۰۵۰۲۴۰	۰/۲۹۴۹۱۴	۰/۷۶۸۱
R(۳.۶)	-۰/۰۰۶۳۶۹	۰/۰۵۰۵۱۴	-۰/۱۲۶۰۸۲	۰/۸۹۹۷
R(۳.۷)	۰/۸۷۳۱۳۹	۰/۰۱۱۶۸۲	۷۴/۷۴۲۲۶	۰/۰۰۰۰
R(۴.۵)	-۰/۰۰۷۲۶۸	۰/۰۵۱۷۸۷	-۰/۱۴۰۳۴۳	۰/۸۸۸۴
R(۴.۶)	۰/۴۹۰۱۵۴	۰/۰۳۹۷۰۶	۱۲/۳۴۴۶۳	۰/۰۰۰۰
R(۴.۷)	۰/۰۰۰۹۰۹	۰/۰۵۰۵۱۳	۰/۰۱۷۹۸۶	۰/۹۸۵۷
R(۵.۶)	-۰/۰۸۴۳۵۴	۰/۰۵۱۳۴۴	-۱/۶۴۲۹۱۹	۰/۱۰۰۴
R(۵.۷)	۰/۰۰۸۲۰۴	۰/۰۴۹۹۷۷	۰/۱۶۴۱۵۷	۰/۸۶۹۶
R(۶.۷)	۰/۰۰۵۴۶۴	۰/۰۵۰۴۵۰	۰/۱۰۸۳۱۳	۰/۹۱۳۷

منبع: یافته‌های پژوهش

در این بخش با توجه به جداول بالا و بعد از انجام آزمون‌های مانایی و خودهمبستگی پسماندها، می‌توان بدون ایجاد شبهه در کاذب بودن رگرسیون به تحلیل نتایج پرداخت.

- وقفه اول بازده شاخص کل S&P500 و وقفه چهارم بازده شاخص قیمت نفت با بازده شاخص کل آمریکا ارتباط معناداری پیدا می‌کند. ضریب کوواریانس بین این دو

بازده نشان از سرریز حدود ۴۷درصدی بازده قیمت نفت برنت بر بازده شاخص کل S&P500 دارد و بازده شاخص‌های مرتبط با نفت در آمریکا بر بازده شاخص کل آمریکا سرریز نمی‌شوند. این مطلب به‌علت وزن کم شرکت‌های نفتی موجود در شاخص کل آمریکا است به‌این‌صورت که ازسال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۶ وزن آن‌ها از ۱۱/۵۶٪ به ۷/۵۶٪ کاهش یافته است که نشان می‌دهد تلاطم بازده قیمت نفت برنت با ۴ وقفه بر بازده شاخص کل آمریکا سرریز می‌شود.

- وقفه اول بازده شاخص کل آمریکا با بازده شاخص پالایشی آمریکا ارتباط معنادار دارد. ضریب کوواریانس بین این دو بازده نشان از سرریز شدن حدود ۷۶درصدی بازده شاخص کل آمریکا بر بازده شاخص پالایشی آمریکا دارد. این مطلب تبعیت بازده شاخص پالایشی آمریکا از بازده شاخص کل آمریکا به‌علت تاثیرپذیری شاخص کل آمریکا از تلاطم قیمت نفت برنت را نشان می‌دهد.
- وقفه اول بازده شاخص پتروشیمی آمریکا و وقفه اول بازده قیمت نفت با بازده شاخص پتروشیمی آمریکا ارتباط معناداری دارد. ضرایب کوواریانس سرریز شدن حدود ۸۷درصدی بازده قیمت نفت بر بازده شاخص پتروشیمی آمریکا را نشان می دهند. این مطلب با درنظرگرفتن شرکت‌های موجود در شاخص پتروشیمی آمریکا که تنها در بخش سرمایه‌گذاری و عملیاتی فعالیت‌های نفتی فعال هستند، منطقی به‌نظر می‌رسد. زیرا این شرکت‌ها باتوجه به نوع فعالیت‌شان با ریسک مالی و ریسک تجاری نوسانات قیمت نفت درگیر هستند و تلاطم قیمت نفت می‌تواند به‌سرعت به‌عنوان یکی از مهمترین وتاثیرگذارترین عوامل برصورت‌های مالی آن‌ها و درنتیجه بر شاخص پتروشیمی آمریکا سرریز گردد.
- وقفه اول بازده شاخص کل تهران و وقفه اول بازده شاخص پالایشی تهران با بازده شاخص کل تهران رابطه معناداری دارند. ضریب کوواریانس سرریز شدن حدود ۵۰درصدی بازده شاخص پالایشی تهران بر شاخص کل تهران را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به‌دست آمده از تحقیقات مختلف(که در پیشینه پژوهش ارائه‌شده‌است) به‌علت تاثیر

بسیار زیاد متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله تورم، نرخ ارز، نرخ بیکاری، شاخص قیمت مصرف کننده و موارد دیگر به‌خصوص در دوره بحران مالی ۲۰۰۸ در دنیا و متلاطم شدن بازارهای مالی ایران در سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۰، همبستگی بازده قیمت نفت بر شاخص کل تهران بسیار کم شده است. علاوه بر آن، باتوجه به اینکه سودآوری شرکت‌های پالایشی در ایران در بازه زمانی مورد بررسی بر خلاف پالایشگاه‌های جهانی منوط به قیمت گذاری دستوری دولت بوده است و افزایش قیمت نفت تاثیر زیادی بر روی سودآوری آن‌ها نداشته است، لذا عدم سرریز تلاطم قیمت نفت برنت بر تلاطم بازده شاخص کل تهران منطقی به‌نظر می‌رسد.

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

در شرایط کنونی بازارهای مالی و تلاطم متغیرهای متعدد و همچنین تأثیر تلاطم این متغیرها بر یکدیگر در این بازارها بویژه توسط تلاطم قیمت نفت به‌عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند، بررسی این سرریزها جهت شناخت حرکت جریان‌ها و پیش‌بینی مسیر حرکتی متغیرها در بازارهای جهانی ضرورت انجام این تحقیق را دوچندان می‌کند. در این پژوهش نتایج حاصل نشان می‌دهد که درخصوص شاخص بازارهای مالی آمریکا در دوره زمانی پس از بحران مالی ۲۰۰۸، از دید کوتاه‌مدت و در سطح اطمینان ۵٪ ضرایب معنادار بوده و بازده قیمت نفت خام برنت بر بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار آمریکا و صنایع وابسته به نفت(شاخص کالایی پالایشی و پتروشیمی آمریکاGSCI)سرریز می‌شود. این مطلب علاوه بر دلایل آماری اقتصادسنجی از نظر اقتصادی نیز توجیه دارد، چراکه شاخص کل بورس آمریکا شامل ۵۰۰ شرکت برتر آمریکایی هستند که بازده آن‌ها به‌ویژه در دوره زمانی موردنظر به‌شدت از تلاطم قیمت نفت متاثر می‌گردد و همچنین شاخص‌های کالایی پتروشیمی و پالایشی آمریکا که در بخش‌های قبلی توضیح داده شدند، شامل شرکت‌های بزرگ بین‌المللی فعال در حوزه اکتشاف و تولید نفت و گاز

می‌باشند، لذا تحلیل اقتصادی سرریز تلاطم بازده قیمت نفت برنت بر شاخص‌های مذکور منطقی به‌نظر می‌رسد.

از نقش بانک‌های جهانی در این مسیر نیز نباید به سادگی گذرکرد. دیدگاه مثبت نسبت به روند افزایشی قیمت نفت در آن سال‌ها باعث شده بود بانک‌ها سرمایه‌گذاری خود را در نفت به حداکثر میزان ممکن برسانند و قیمت‌های آتی همواره بالاتر از قیمت‌های نقدب باشد، به‌گونه‌ای که از اوایل ۲۰۱۰ شرکت‌های پوشش‌دهنده ریسک[1] سهم بسیار پررنگی داشتند که باعث بالاماندن قیمت نفت به‌طور مصنوعی در بازار نفت بود که این وضعیت ناشی از تصور باثبات بودن همیشگی قیمت نفت بوده است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که سرریز بازده قیمت نفت برنت بر بازده شاخص کل و صنایع مرتبط با قیمت نفت در آمریکا کاملا منطقی است.

در آمریکا باتوجه به ارتباط شرکت‌های فعال در شاخص‌های پالایشی و پتروشیمی (GSCI) با شاخص کل S&P500 و ضرایب معنادار در سطح اطمینان ۵٪، بازده شاخص‌پتروشیمی حدود۴۶درصد و بازده شاخص پالایشی آمریکا حدود۷۶درصد بر شاخص کل آمریکا سرریز می‌شود و همچنین بازده شاخص صنایع پالایشی و پتروشیمی GSCI به میزان حدود ۷۰درصد بر یکدیگر سرریز می‌شوند.

باوجوداینکه ایران به‌عنوان یکی از مهم‌ترین کشورهای صادرکننده نفت در جهان مطرح است، نتایج پژوهش نشان داد که از لحاظ آماری و به‌علت معنادارنبودن ضرایب، تلاطم بازده قیمت نفت بر بازده شاخص کل و صنایع مرتبط با نفت در ایران سرریز نمی‌شود. ازآنجائی‌که شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران شامل صنایع متنوعی است که شاخص صنایع مرتبط با قیمت نفت وزن کمی در ایجاد این شاخص داشته است به‌طوری‌که شاخص صنایع پتروشیمی حدود ۵٪ و شاخص صنایع پالایشی حدود۲۲٪ از شاخص کل را تشکیل می‌دادند و از طرفی در دوره مورد بررسی تلاطم بسیارزیادی در متغیرهای کلان اقتصادی کشور ازجمله تورم، شاخص قیمت مصرف‌کننده، بیکاری و ...

1. Hedgers

تاثیر بسزایی در بازده شرکت‌های فعال در بورس تهران داشت، لذا عواملی از این دست باعث کمترشدن یا بی‌اثر شدن سرریز تلاطم بازده قیمت نفت بر شاخص کل و صنایع مرتبط با قیمت نفت در ایران گردید. نتایج پژوهش محمدرضا مقدم و محمدرضا سزاوار تحت عنوان «بررسی رابطه همبستگی شرطی بازارهای سرمایه بین‌المللی و بازار نفت با بورس اوراق بهادار تهران» نیز نشان داد که به‌علت وجود متغیرهای کلان اقتصادی، بین تلاطم قیمت نفت و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران کمترین همبستگی وجود دارد.

شرکت‌های پالایشی در کشورها نفت خام را به قیمت جهانی به حساب بهای تمام شده خود و فرآورده‌های خود را در بخش فروش خود لحاظ می‌کنند و از مابه‌التفاوت آن سود شناسایی می‌کنند، اما در ایران شرکت‌های پالایشی در حقیقت نقش حق‌العمل‌کار را دارند به‌این‌صورت که قیمت نقدی نفت خلیج‌فارس[1] را به‌عنوان بهای تمام شده در صورت‌های مالی خود لحاظ می‌کنند و از طرف شرکت پالایش وپخش فرآورده‌های نفتی وزارت نفت به این شرکت‌ها تخفیف داده می‌شود(درحقیقت نفت خام به ارزش ۹۵٪ فوب خلیج فارس در صورت‌های مالی آنها لحاظ می‌شود) و ازطرفی این قیمت با نرخ ارز اتاق مبادلات ارزی محاسبه می‌شود، لذا سود شرکت‌های پالایشی در ایران تحت تاثیر دو عامل قیمت جهانی نفت و نرخ ارز قرار دارد که با کاهش قیمت نفت ، از طرفی سودآوری ناشی از تخفیف کاهش می‌یابد و از سوی دیگر به‌علت کاهش بهای تمام شده سودآوری را افزایش می‌دهد که اثر یکدیگر را خنثی می‌کنند و تنها افزایش نرخ ارز باعث افزایش سودآوری این شرکت‌ها می‌گردد. لذا همان‌گونه که ضریب کوواریانس بین بازده قیمت نفت و بازده شاخص پالایشی در ایران معنادار نیستند، بازده قیمت نفت بر بازده شاخص پالایشی سرریز نمی‌گردد.

صنعت پتروشیمی در ایران دارای ریسک سیستماتیک[2] کمتر از بتای بازار است و اغلب شرکت‌های تشکیل‌دهنده این شاخص دارای فعالیت‌های صادراتی هستند. باوجوداینکه تغییرات قیمت نفت باعث تغییر قیمت محصولات آن‌ها وبه‌تبع‌آن‌تغییر روند سودآوری

1.FOB

2. Systematic Risk

آن‌ها می‌گردد، نوسانات نرخ ارز تاثیر بسزایی بر سودآوری شرکت‌های پتروشیمی دارد. ازطرفی نرخ خوراک پتروشیمی به‌عنوان نرخ مواد اولیه به‌صورت دستوری توسط دولت به این شرکت‌ها ابلاغ می‌شود. می‌توان گفت اثر سرریز تلاطم بازده قیمت نفت با سرریز تلاطم بازده نرخ ارز در ایران خنثی می‌گردد و همان‌گونه‌که ضریب کوواریانس بین بازده این شاخص‌ها بیان می‌کند تلاطم بازده قیمت نفت بر بازده شاخص پتروشیمی ایران سرریز نمی‌گردد.

از طرف دیگر با توجه به ضرایب معنادار در سطح اطمینان ۵٪ و ارتباط بین متغیرهای موجود در پژوهش مشخص شد که در این دوره زمانی و درکوتاه مدت بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار آمریکا بر بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در کوتاه‌مدت سرریز نمی‌شود. باتوجه به قابل ملاحظه بودن وزن شاخص صنعت پالایشی نسبت به شاخص صنعت پتروشیمی در محاسبه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و ضرایب معنادار در سطح اطمینان ۵٪، بازده شاخص صنعت پالایشی بر بازده شاخص کل بورس اوراق بهادارتهران درکوتاه‌مدت سرریز می‌شود اما شاخص پتروشیمی این‌گونه نیست.

باتوجه به نتایج برگرفته شده از مطالعه اخیر، می توان به سرمایه‌گذاران خرد و متوسط در بازارهای مالی ایران به‌ویژه سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار تهران توصیه کرد که باوجوداینکه نتایج حاصله درخصوص عدم سرریز تلاطم قیمت نفت بر شاخص‌های کل و صنایع وابسته به قیمت نفت در ایران در کوتاه‌مدت در طی دوره زمانی مورد بررسی، جهت تحلیل شاخص کل و شاخص صنایع وابسته و پیش بینی تلاطم این شاخص‌ها در بورس اوراق بهادار تهران در دوره های آتی و با دیدگاه بلندمدت باید نوسانات و تلاطم قیمت نفت در تحلیل‌ها مدنظر قرار بگیرد.

۷. منابع:

الف) فارسی

پاکیزه، کامران. (۱۳۹۰).تلاطم‌وبازده‌شواهدی ازبورس اوراق بهادار تهران و بورس‌های بین‌الملل، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲.

خطیب سمنانی، محمدعلی، شجاعی،معصومه وغیاثی خسروشاهی،مسعود. (۱۳۹۳). بررسی اثر نوسانات قیمت نفت خام برشاخص بازده بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه علوم اقتصادی* ،شماره۲۹.

زمانی،مهرداد. (۱۳۸۵). تحلیل‌ساختار بازار بین‌المللی نفت‌خام، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، موسسه مطالعات بین المللی انرژی، سال سوم.

کریم زاده، مصطفی. بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌جمعی در اقتصاد ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۶.

مقدم،محمدرضا و سزاوار،محمدرضا. (۱۳۹۵). بررسی رابطه همیشگی شرطی بازارهای سرمایه بین‌المللی و بازار نفت با بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه علمی پژوهشی‌مطالعات اقتصاد انرژی*، موسسه مطالعات بین المللی انرژی،شماره۴۸،ص۲۱۳-۱۹۵

بابایی،آرش و کشاورز حداد، غلامرضا. (۱۳۸۷). بررسی تلاطم بازده سهام در بورس تهران با استفاده از داده‌های پانل و مدلGARCH، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه صنعتی شریف، مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی.

سیدحسینی، سیدمحمد، باباخانی، مسعود و ابراهیمی،سیدبابک. (۱۳۹۱). *درآمدی بر مدل های سرایت تلاطم در بازار سهام*. جلد اول. چاپ اول. تهران: انتشارات بورس.

ب)انگلیسی

Bauwens L., Laurent S., V. K. Rombouts J., (2006), *Multivariate GARCH Models*: a survey, journal of Applied Econometrics, No.29, pp.79-109

Basher, S.A. and P. sadorsky (2006), *Oil price risk and Emerging stock markets, Global Financial Journal*, No.17, pp.224-251.

Enders, Walter, John Wiley. (2004). Applied Econometrics Time Series.

Engle, R.F., and Patton, J.A.(2001).What good is a volatility Model? *NYU working paper*. No. S-DRP-01-03

Hammoudeh, C. Li, H., Jean, 13. (2003).Causality and volatility spillover petroleum prices of WTI, gasoline and heating oil in different locations, *The north America Journal of Economics and Finance* 14, 89-114

Moon, G., Yu,(2009), Volatility Spillovers between the U.S. and the China Stock Market: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric

GARCH Approach, Department of Business Administration, Kyonggi University.

Veiga, B. and McAleer, M.(2004). Testing the sensitivity of spillover Effects Across Financial Markets

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی