

رویکرد تخمین پایدار در مدل‌سازی غیرخطی سرایت تلاطم در بازار سهام

سیدبابک ابراهیمی^{*۱}

۱. استادیار دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی خواجه‌نصیرالدین طوسی

(تاریخ دریافت ۹۴/۰۶/۲۱ - تاریخ دریافت روایت اصلاح‌شده ۹۵/۰۲/۱۹ - تاریخ تصویب ۹۵/۰۴/۰۴)

چکیده

سرایت تلاطم به معنی ارتباط میان بازارهای مختلف است، به گونه‌ای که تلاطم از یک بازار به بازار دیگر منتقل شود. تلاطم قیمت نفت در بازارهای جهانی از جمله عواملی است که بر بازار سرمایه کشورهای دارای اقتصاد مبتنی بر درآمدهای نفتی تأثیر می‌گذارد. بیشتر این بازارها ویژگی حافظه بلندمدت نیز دارند که باید در مدل‌سازی و تخمین‌ها لحاظ شود. در این پژوهش، ویژگی حافظه بلندمدت در مدل BEKK لحاظ شد که یکی از اصلی‌ترین مدل‌های چندمتغیره سرایت تلاطم است و همچنین از رویکرد بوآد و کروکس (۲۰۱۰) برای تخمین پایدار مدل استفاده شد. داده‌های به‌کاررفته در تحقیق حاضر شامل بازده روزانه قیمت سهام و قیمت نفت در دوره زمانی دسامبر سال ۲۰۰۶ تا ژانویه سال ۲۰۱۲ می‌شود. نتایج تأثیرپذیری بازارهای سهام تهران و دبی از شاخص قیمت جهانی نفت در منطقه راهبردی خاورمیانه و همچنین سرایت متقابل بازار سهام دو شریک اصلی تجاری یعنی ایران و امارت واکاوی شده است و سرایت تلاطم از بازار جهانی نفت به بازار دبی و بازار تهران و همچنین سرایت تلاطم از بازار دبی به تهران تأیید شده است.

واژه‌های کلیدی: بازده، تخمین پایدار، حافظه بلندمدت، سرایت تلاطم، قیمت‌گذاری.

مقدمه

مداوم تغییرات قیمت بازار سهام را به تغییرات قیمت نفت نسبت می‌دادند. محققان در بیشتر پژوهش‌ها تأثیر بهای جهانی نفت خام را بر قیمت سهام بازارهای مالی در کشورهای توسعه‌یافته بررسی کرده‌اند و در مطالعات اندکی بر این تأثیرات در بازارهای نوظهور تمرکز شده است. به این ترتیب، چارچوب کلی این پژوهش بررسی تأثیرپذیری بازارهای سهام تهران و دبی از شاخص قیمت جهانی نفت با رویکرد تخمین پایدار است که از چند جنبه اهمیت دارد:

۱. منطقه خاورمیانه از دیرباز به دلیل جاده ابریشم، ذخایر غنی طبیعی از جمله نفت و گاز طبیعی و راه اتصال سه قاره آسیا، اروپا و آفریقا در صدر توجه بوده است و کشورهای پیشرفته دنیا همواره در سیاست‌گذاری‌های خود به تحولات این منطقه توجه ویژه‌ای دارند. ایران و امارات نیز از تولیدکنندگان اصلی نفت منطقه خاورمیانه به‌شمار می‌روند و می‌توان از نتایج این پژوهش در سیاست‌گذاری‌های آتی کشور استفاده کرد.

۲. بازار سهام تهران و دبی تفاوت زیادی با بازارهای سهام کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور دارد، زیرا این بازارها به دلیل سطح کارایی و آزادسازی بازار به‌صورت چشمگیری مستقل از بازارهای مالی کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای

در ۲۱ سال گذشته، نفت خام از دیدگاه حجم معاملات، بیشترین سهم را در بازار کالا داشته است. بازارهای معاملات نفت در این مدت از معاملات فیزیکی و ساده به بازاری با فعالیت‌های مالی پیچیده تبدیل شده است. روند تحولات این بازار به‌شدت متأثر از رویدادهای سیاسی و پیش‌بینی این رویدادها در سطوح منطقه‌ای است.

در بسیاری از مطالعات صورت‌گرفته، تغییرات قیمت نفت عامل خارجی ایجادکننده شوک در اقتصاد کشورها محسوب شده است که از میان این پژوهش‌ها می‌توان به همیلتون [۲ و ۳] و کیلیان [۵ و ۴] اشاره کرد. شوک‌های ناشی از قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون بازار سهام، تورم، نرخ رشد، چرخه‌های اقتصاد و نرخ برابری دلار تأثیر می‌گذارد و این تأثیرات فقط ویژه کشورهای تولیدکننده نفت نیست. در سال‌های اخیر، افزایش جهانی بهای نفت توجه بسیاری از پژوهشگران و سیاستمداران را به خود معطوف کرده و شواهد مختلفی از تأثیرپذیری بازارهای مالی نسبت به شوک‌های ناشی از تغییر قیمت نفت ارائه می‌شود. تا قبل از افزایش تاریخی بهای نفت در سال ۲۰۰۸، پژوهشگران مالی در آمریکا و اروپا به‌صورت

کرده‌اند یا ویژگی حافظه بلندمدت و مدل‌سازی چندمتغیره سرایت تلاطم را مدنظر قرار داده‌اند.

یو و حسن (۲۰۰۸) داده‌های روزانه شاخص قیمت سهام هشت کشور منطقه منا یعنی عربستان، امارات، عمان، بحرین، مصر، اردن، مراکش و ترکیه و سه کشور توسعه‌یافته (آمریکا، انگلیس و فرانسه) را بررسی کردند. سرایت تلاطم میان این بازارها با استفاده از مدل BEKK بررسی شد و نتایج نشان داد سرایت تلاطم از بازار سهام آمریکا به بیشتر این کشورها معنادار است. همچنین، رابطه تعادلی بلندمدتی بین سهام کشورهای غیرعضو شورای همکاری خلیج فارس (مصر، اردن، مراکش، ترکیه) و آمریکا مشاهده شد. همبستگی منفی بین سهام کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس و سهام کشورهای توسعه‌یافته نیز از جمله نتایج پژوهش آن‌ها بود [۷].

مالیک و هاموده (۲۰۰۷) مکانیزم سرایت تلاطم میان سهام ایالات متحده و سهام خلیج فارس و بازارهای جهانی نفت خام را به کمک چارچوب GARCH چندمتغیره و با استفاده از داده‌های روزانه ۱۴ فوریه سال ۱۹۹۴ تا ۲۵ دسامبر سال ۲۰۰۱ و ۱۶۴۱ مشاهده آزمایش کردند. بازارهای مورد بررسی در تجزیه و تحلیل شوک‌های تولیدشده از بازارهای خود تأثیر می‌پذیرند. بازار نفت به صورت غیرمستقیم از اخبار تولیدشده از بازارهای سهام ایالات متحده و عربستان سعودی تأثیر می‌گیرد. به علاوه، بازار عربستان سعودی تفکیک‌شده‌ترین بازار حوزه همکاری خلیج فارس است که به طور غیرمستقیم از اخبار و تلاطم بازار سهام ایالات متحده تأثیر می‌پذیرد. در مورد بازار عربستان، سرریز تلاطم معناداری به سمت بازار جهانی نفت مشاهده شد که بر نقش برتر آن کشور در بازار جهانی نفت به عنوان بزرگ‌ترین صادرکننده نفت تأکید می‌کند [۸].

آلویی و جامازی (۲۰۰۹) ارتباط بین تلاطم قیمت نفت خام و بازارهای سهام را بررسی کردند. نتیجه پژوهش آن‌ها نشان داد قیمت‌های انرژی به طور عام و قیمت‌های نفت به طور خاص تقریباً اثر بالقوه‌ای بر هزینه‌های ورودی‌ها برای بیشتر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و در نتیجه رفتار قیمتی سهام دارند [۹]. آروری و انجویون (۲۰۱۰) بیان کرده‌اند برای بهبود ویژگی‌های ریسک و بازده در یک سبد سرمایه‌گذاری، ورود نفت به طور معناداری تأثیر مثبت دارد.

منطقه هستند. در نتیجه، سرمایه‌گذاران بین‌المللی، این کشورها را یکی از گزینه‌های توزیع ریسک سرمایه‌گذاری می‌دانند.

۳. ایران و امارات از تولیدکنندگان عمده نفت به‌شمار می‌آیند و تأثیرپذیری بازارهای مالی این کشورها از نوسانات قیمت نفت دور از انتظار نیست. با توجه به وابستگی زیاد کشور ما به درآمدهای نفتی و باز توزیع این درآمد در بخش‌های مختلف صنعت و سیستم بانکی کشور، نتایج این بررسی برای سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار کشور نیز مفید است.

۴. بازارهای مالی کشورهای ایران و امارات و درکل کشورهای حاشیه خلیج فارس به تحولات سیاسی و منطقه‌ای حساس‌اند و به آن واکنش نشان می‌دهند؛ بنابراین، درک رابطه بین تغییرات قیمت و بازده سهام در ایران و دبی با توجه به وابستگی شدید تجاری این دو کشور، راهنمای مناسبی برای نهادهای سرمایه‌گذار است.

۵. بازارهای سهام و نفت خام در چند سال گذشته رابطه دوطرفه‌ای را ایجاد کرده‌اند، به طوری که بخش تولید در اقتصاد به شدت به این منبع انرژی وابسته است. این وابستگی موجب می‌شود نوسان قیمت‌های نفت آثار معنی‌دار و اجتناب‌ناپذیری بر بخش تولید داشته باشد، به طوری که افزایش هزینه‌های انرژی به پایین آمدن مصرف نفت و کاهش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه و در نتیجه رکودهای اقتصادی منجر می‌شود [۶].

در ادامه، ادبیات تجربی پژوهش بررسی می‌شود. سپس مفهوم حافظه بلندمدت و اهمیت آن در مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی ارائه می‌شود که در این زمینه مدل BEKK به عنوان مدل پایه و بسیار متداول در ادبیات نظری سرایت تلاطم به مدل FBEEK توسعه داده می‌شود. همچنین، در پایان تخمین پایدار مدل چندمتغیره GARCH با لحاظ اثر حافظه بلندمدت ارائه و درباره نتایج بحث می‌شود.

ادبیات تجربی پژوهش

در پژوهش‌های متعددی سرایت تلاطم و ارتباط بازارهای مختلف بررسی شده است، اما در این بخش بر پژوهش‌هایی تمرکز شده است که از داده‌های قیمت جهانی نفت استفاده

تسنوچات و همکاران (۲۰۱۰) همبستگی‌های شرطی و سرایت تلاطم بین بازده‌های قیمت نفت خام (اسپات، آتی و سلف از بازارهای WTI و برنت) و بازده‌های شاخص سهام (۱۰۰ FTSE و NYSE و Dow Jones و S&P۵۰۰) را از دوم ژانویه سال ۱۹۹۸ تا ۴ نوامبر سال ۲۰۰۹ شامل ۳۰۹۰ مشاهده، با مدل‌های مختلف سرایت تلاطم بررسی کردند. براساس مدل CCC، تخمین همبستگی‌های شرطی بازده‌ها در بین بازارها پایین است و برخی از آن‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند؛ بنابراین، شوک‌های شرطی فقط در همان بازار و نه در بین بازارها همبستگی دارند. تخمین‌های DCC همبستگی‌های شرطی معمولاً معنی‌دار هستند. نتایج این فرض را مطرح می‌کند که همبستگی‌های شرطی ثابت از لحاظ تجربی حمایت نمی‌شوند. نتایج تجربی حاصل از مدل‌های VARMA-AGARCH و VARMA-GARCH و بازارهای شواهد اندکی از سرریز تلاطم بین نفت خام و بازارهای مالی فراهم می‌آورند. شواهد آثار عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی حجم برابر واریانس‌های شرطی بیان می‌دارند VARMA-AGARCH برتر از VARMA-GARCH و CCC است [۶]. فیلیس و همکاران (۲۰۱۱) کشورهای کانادا، مکزیک، برزیل را صادرکننده و کشورهای ایالات متحده آمریکا، آلمان و هلند را واردکننده در نظر گرفتند تا ارتباط میان بازارهای این کشورها و قیمت نفت را بررسی کنند. در این پژوهش، از دو مدل چندمتغیره DCC و GJR-GARCH و داده‌های ماهانه از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۹ استفاده شد و نتایج نشان‌دهنده سرایت نامتقارن بین کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت بود. همچنین، در پژوهش آن‌ها مشخص شد شوک‌های بخش عرضه قیمت نفت، تأثیری بر ارتباط بین بازارهای این کشورها نمی‌گذارد، اما شوک‌های ناشی از تقاضا (یعنی تغییر چرخه‌های تجاری یا جنگ) نسبت به شوک‌های ناشی از عرضه (کاهش تولیدات اعضای OPEC) تأثیر بیشتری بر کشورها دارند. همچنین، فیلیس با مطالعه همبستگی وقفه‌دار سری‌های زمانی این کشورها نشان داد قیمت‌های نفت بدون توجه به منشأ ایجاد تلاطم، اثر منفی بر همه بازارهای سهام دارد و در دوره‌های بحران، بازار نفت جایگاه مطمئنی برای جلوگیری از ریسک بازار سهام نیست [۱۵].

نگویان (۲۰۱۲) در پژوهش خود رابطه بین قیمت نفت

همچنین، تشکیل سبد سرمایه‌گذاری بخشی با توجه به پاسخ‌های نامتقارن برخی منابع به شوک‌های قیمت نفت، به بهبود در نسبت شارپ منجر می‌شود [۱۰].

وی و همکاران (۲۰۱۰) قدرت پیش‌بینی‌پذیری قیمت نفت خام را با استفاده از مدل‌های مختلف کلاس GARCH و داده‌های روزانه در دو دوره زمانی مختلف بررسی کردند. در دوره ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ و به دلیل بحران مالی جهانی، قیمت نفت خام به‌زای هر بشکه، تغییرات معناداری از حدود ۳۰ تا ۱۴۵ دلار داشته است. در این بازه پرتلاطم، مدل‌های غیرخطی کلاس GARCH نسبت به مدل‌های خطی، برای پیش‌بینی تلاطم بلندمدت نوسان قیمت نفت خام مؤثرترند [۱۱].

محمدی و همکاران (۱۳۸۹) روند حافظه بلندمدت را در بازارهای جهانی نفت بررسی کردند. نتایج بررسی بیانگر آن است که پارامتر حافظه بلندمدت در بازارهای بین‌المللی نفت مشاهده شده اما تغییر روند محسوس نبوده است؛ به عبارت دیگر، در دوره بررسی شده، کاهش یا افزایش معنی‌داری در کارایی بازار رخ نداده است [۱۲]. همچنین، محمدی و چیت‌سازان (۱۳۹۰) پژوهشی را در زمینه حافظه بازار سهام بورس تهران با روش‌های مختلف از جمله روش حداکثر درست‌نمایی ML، حداقل مربعات غیرخطی NLS، نمای هرست Hurst Exponent، جوک و پورتر-هوداک GPH، نمای هرست تعدیل‌شده Modified Hurst یا لو LO، وایتل Whittle و موجک Wavelet انجام داده‌اند. نتایج در بازار بورس نیز نشان داد پارامتر حافظه بورس اوراق بهادار تهران روند تغییر محسوسی نداشته است؛ به عبارت دیگر، در دوره مورد بررسی، کاهش یا افزایش معنی‌داری در کارایی بازار بورس رخ نداده است [۱۳].

محمدی و سو (۲۰۱۰) تلاطم قیمت‌های هفتگی نفت خام اسپات بر بازده کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت شامل الجزایر، کانادا، چین، ابوظبی، اندونزی، نروژ، روسیه، عربستان سعودی، انگلستان، ایالات متحده و ونزوئلا را در دوره دوازده‌ساله مدل‌سازی و پیش‌بینی کرده‌اند. مدل‌های مورد استفاده در این پژوهش چهار مدل GARCH, EGARCH, APARCH, FIGARCH بوده است که پس از بررسی عملکرد خارج از نمونه‌ای مشخص شد در بسیاری موارد مدل APARCH بهتر از سایر مدل‌ها عمل می‌کند [۱۴].

کشاورزی مشاهده شد. در این پژوهش، رابطه علیتی برای تشخیص علت ایجاد بحران‌های غذایی بررسی شد. داده‌های مورد استفاده روزانه و در بازه زمانی ۱ ژانویه سال ۱۹۸۶ تا ۷ ژوئن سال ۲۰۱۲ بوده است که به سه زیربخش قبل از بحران (۱ ژانویه سال ۱۹۸۶ تا ۳۱ دسامبر سال ۲۰۰۵)، بازه زمانی بحران (۱ ژانویه سال ۲۰۰۶ تا ۳۱ دسامبر سال ۲۰۰۸) و بازه زمانی پس از بحران (۱ ژانویه سال ۲۰۰۹ تا ۷ ژوئن سال ۲۰۱۲) تقسیم شد. مدل مورد استفاده در این پژوهش مدل چندمتغیره BEKK بود که انگل و کرومر در سال ۱۹۹۵ ارائه دادند و محصولات غذایی مورد بررسی در این پژوهش ذرت، سویا، شکر و گندم بود [۱۹].

میرالس و همکاران (۲۰۱۳) رابطه بین بنگاه‌های مختلف را با استفاده از مدل چندمتغیره گارچ (مقارن و نامتقارن با تغییرات ساختاری) در بورس اسپانیا آزمودند. آن‌ها سه دسته داده را در قالب شاخص بورس اسپانیا به شکل IBEX۳۵ یعنی ۳۵ شرکت پیشرو بازار سهام اسپانیا، IBEX متوسط یعنی شرکت‌های با سرمایه متوسط و فعال در بازار بورس و IBEX کوچک یعنی شرکت‌های با سرمایه کوچک و فعال در بازار بورس در نظر گرفتند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان‌دهنده وجود آثار معنادار متفاوت در سرایت تلاطم بود؛ یعنی زمانی که رفتار مقارن و تغییرات ساختاری در مدل لحاظ می‌شد. همچنین، نتایج مطالعه آن‌ها در تشکیل سبد سهام نشان داد تشکیل سبد از سهام شرکت‌های دسته متوسط و کوچک با تخصیص وزن بیشتر به بنگاه‌های متوسط ممکن است کاهش ریسک و مدیریت سناریوهای متفاوت را محقق سازد [۲۰].

چانگ و همکاران (۲۰۱۳) پژوهشی را در مورد همبستگی شرطی و سرایت تلاطم میان بازدهی نفت خام و شاخص‌های سهام در بازه زمانی یازده ساله و با استفاده از داده‌های روزانه انجام دادند. آن‌ها با به‌کارگیری مدل CCC، DCC و VARMA-GARCH اثر سرایت را بین WTI و نفت برنت با شاخص‌های NYSE، FTSE۱۰۰، Dow Jones و S&P۵۰۰ بررسی کردند. براساس نتایج تخمین از طریق مدل CCC، سرایت ناشی از همبستگی شرطی بین این بازارها ضعیف مشاهده شد و اغلب معنادار نبود، اما هنگامی که مدل DCC به‌کار گرفته شد، سرایت بین شاخص‌ها به‌طور معناداری مشاهده شد. نتایج نشان

خام و قیمت بنزین را با استفاده از داده‌های روزانه آمریکا در بازه زمانی ۱۱ ژانویه سال ۱۹۸۸ تا ۲۰ می سال ۲۰۱۱ بررسی کرد. وی دریافت مدل تک‌متغیره GARCH(1,1) مناسب‌ترین روش برای اندازه‌گیری تلاطم در هر سری زمانی مورد مطالعه است. مدل گارچ چندمتغیره به‌صورت یک مدل BEKK قطری نیز برای آنالیز همبستگی شرطی سری‌های زمانی به‌کار گرفته شد. در این پژوهش، شواهدی مبتنی بر آثار نامتقارن بین سری زمانی قیمت نفت خام و قیمت بنزین مشاهده نشد، هرچند همبستگی بین آن‌ها در بلندمدت به‌صورت معناداری مثبت دیده شد [۱۶].

گوربل و همکاران (۲۰۱۲) سرایت تلاطم و دینامیک همبستگی بین نفت خام و بازده شاخص‌های سهام را با استفاده از داده‌های ماهانه و در بازه زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۰ بررسی کردند. مدل‌های BEKK، CCC و DCC در این پژوهش به‌کار گرفته شدند و نتایج به‌کارگیری مدل BEKK بیانگر سرایت تلاطم معنادار و با درجه تأثیر بالا از نفت خام بر شاخص‌های بازار بوده است که با واردات و صادرات نفت ارتباط دارند. براساس نتایج مدل CCC، همبستگی شرطی بین بازده شاخص‌ها و نفت خام بسیار ناچیز بود و شوک‌های شرطی فقط در شاخص قابل مشاهده بود. نتایج تخمین با استفاده از مدل DCC نشان داد همبستگی شرطی بین شاخص‌های مورد مطالعه همواره معنادار بوده است. براساس یافته‌های این تحقیق، فرض ثابت‌بودن همبستگی شرطی از سوی مطالعات تجربی پشتیبانی نمی‌شود [۱۷].

گیراردی و آرگون (۲۰۱۳) مدل CoVaR را توسعه و بهبود داده‌اند. آن‌ها شرایط جدیدی را برای بحران مالی در یک بنگاه در نظر گرفتند. شرایط جدید تعریف‌شده اجازه می‌داد تخمین با ثبات بیشتری برای متغیرها در نظر گرفته شود و شرایط بهبود یابند. در ریسک سیستماتیک تعریف‌شده برای سهام بنگاه‌ها، مدل‌های گارچ نقش اساسی داشتند. همچنین، مجموعه داده‌های مورد استفاده آن‌ها در این پژوهش در بازه زمانی ماهانه ژوئن سال ۲۰۰۰ تا فوریه ۲۰۰۸ قرار داشت [۱۸].

آلانود (۲۰۱۳) سرایت تلاطم بین نفت خام و قیمت محصولات کشاورزی را بررسی کرد. بر مبنای مطالعات صورت‌گرفته، رابطه مستقیم بین نفت و قیمت محصولات

حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی مالی

یکی از رایج‌ترین روش‌ها برای اندازه‌گیری و سنجش حافظه بازارها، برآورد پارامتر انباشتگی کسری^۱ (d) در آن‌هاست. در ادبیات اقتصادسنجی، اگر سری زمانی $\{Y_t\}$ با توابع خودهمبستگی ρ_j را در وقفه J داشته باشیم، طبق نظر مک لئود و هیپل (۱۹۷۸) فرایند حافظه بلندمدتی دارد، اگر:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \sum_{j=-n}^n |\rho_j| = \infty \quad (1)$$

حافظه بلندمدت را می‌توان با تصریح میرایی هیپربولیک اتوکوواریانس‌ها به شکل رابطه ۲ نیز تعریف کرد [۲۲]:

$$c(h) \approx k(h) \cdot r^{\gamma d - 1} \quad (2)$$

وقتی که $h \rightarrow \infty$ پارامتر حافظه بلندمدت d و $k(h)$ یک تابع با تغییر آهسته است. به منظور اثبات این موضوع از ارتباط میان دوره‌نگار $I(\omega)$ و اتوکوواریانس‌های نمونه (\hat{c}_r) به شکل رابطه ۳ استفاده می‌شود:

$$I(\omega) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{|r| < n} \hat{c}_r e^{i r \omega} \quad (3)$$

بنابراین، اگر فراوانی صفر باشد رابطه ۴ به این صورت است:

$$I(0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left| \sum_{t=1}^{n-1} x_t \right|^2 = \frac{n}{\sqrt{2\pi}} \bar{x}^2 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{|r| < n} \hat{c}_r \quad (4)$$

برای ساده‌تر شدن موضوع فرض می‌شود $E[x_t] = 0$ ، در این صورت رابطه به شکل ساده‌شده ۷ قابل بازنویسی است:

$$Var \bar{x} = E(\bar{x}^2) = \frac{1}{n} \sum_{|r| < n} E[\hat{c}_r] = \frac{1}{n} \sum_{|r| < n} \left(1 - \frac{|r|}{n}\right) c_r \approx \quad (5)$$

$$\frac{\gamma k}{n} \sum_{r=1}^{n-1} \left(1 - \frac{r}{n}\right) r^{\gamma d - 1} \cdot \frac{n^{\gamma d - 1}}{n^{\gamma d - 1}} = \quad (6)$$

$$n^{\gamma d - 1} \times \frac{\gamma k}{n} \sum_{r=1}^{n-1} \left(1 - \frac{r}{n}\right) \left(\frac{r}{n}\right)^{\gamma d - 1} \approx \quad (7)$$

$$n^{\gamma d - 1} \times \gamma k \int_0^1 (1-h) h^{\gamma d - 1} dh$$

بنابراین، زمانی که $k(h) = \gamma k \int_0^1 (1-h) h^{\gamma d - 1} dh$ ثابت

داد مدل CCC در تطبیق با نتایج داده‌های واقعی عملکرد مطلوبی ارائه نمی‌دهد. نتایج تخمین مدل VARMA-GARCH نیز شواهد اندکی از سرایت تلاطم بین نفت خام و بازارهای مالی ارائه داد. همچنین، شواهدی مبنی بر آثار برابر شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس شرطی توسط تمامی مدل‌ها به غیر از مدل DCC مشاهده شد [۲۱].

وانگ و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از یک مدل مارکوف فراکتالی (MSM) تلاطم نفت خام را مدل‌سازی و پیش‌بینی کردند. نتایج پیش‌بینی‌های خارج از نمونه در این پژوهش نشان داد مدل‌های فراکتالی در توصیف رفتار بازگشت به میانگین و پیش‌بینی تلاطم در سری زمانی قیمت نفت خام دقیق‌تر از مدل‌های کلاسیک GARCH و مدل‌های مبتنی بر داده‌های تاریخی عمل می‌کند [۲۲].

چان و گرن (۲۰۱۶) تعدادی از مدل‌های خانواده GARCH و مدل تلاطم تصادفی (SV) را در مجموعه‌ای از داده‌ها شامل نه سری از جمله قیمت نفت، مشتقات نفتی و گاز طبیعی مقایسه کردند. در مقایسه‌های صورت‌گرفته مشخص شد لحاظ کردن جزء پرش و به‌کارگیری توزیع t موجب بهبود چشمگیری در مدل‌های GARCH می‌شود، ولی در عملکرد مدل تلاطم تصادفی تأثیری ندارد. لحاظ کردن تصریح مدل‌ها با لحاظ کردن جزء میانگین متحرک علاوه بر جزء اتورگرسیو در هر دو مدل بهبود چشمگیری ایجاد کرد. همچنین، آثار اهرمی در مدل‌سازی شاخص نفت (WTI) و نفت برنت معنادار بود، اما در سایر شاخص‌های نفت اثر معناداری مشاهده نشد. در یک جمع‌بندی کلی، به‌کارگیری مدل تلاطم تصادفی و میانگین متحرک در هر نه سری زمانی مورد مطالعه نتایج بهتری را فراهم کرد [۲۳].

سرلتیس و یو (۲۰۱۶) با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، الگوی تلاطم قیمت نفت، گاز طبیعی و زغال‌سنگ و سرایت تلاطم میان این سه قیمت سوخت را در بازه زمانی ۱۸۰۷ تا ۲۰۱۴ بررسی کردند. در این پژوهش، از طیف وسیعی از مدل‌های تک‌متغیره و چندمتغیره در برآورد مدل‌ها استفاده شد تا نتایج با قابلیت اتکای بیشتر از الگوی سرایت تلاطم میان این بازارها به‌دست آید [۲۴].

است. انگل و کرومر (۱۹۹۵) مدل BEKK را پیشنهاد کردند [۲۳]. یک مدل BEKK(1,1,K) به صورت رابطه ۱۱ تعریف می شود:

$$(11)$$

$$H_t = C^* C^* + \sum_{k=1}^K A_k^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A_k^* +$$

$$\sum_{k=1}^K G_k^* H_{t-1} G_k^*$$

در شکل ساده تر یک مدل BEKK(1,1) به صورت رابطه ۱۲ تعریف می شود:

$$(12)$$

$$H_t = C^* C^* + A^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^* + G^* H_{t-1} G^*$$

که در آن A^* ، G^* و C^* ماتریس های $N \times N$ و C^* یک ماتریس بالامثلثی است. مدل BEKK پرکاربردترین مدل $GARCH$ چندمتغیره است که در مقالات مختلف از آن استفاده شده است. پژوهشگران متعددی اشاره کرده اند این مدل در بعد پایین (کمتر از ۱۰) مشکلات سایر مدل ها را در همگرایی برآورد ندارد؛ بنابراین، تخمین های پارامترها قابلیت اتکای بالایی دارند. همچنین، لازم است ماتریس واریانس، مثبت معین باشد که برقراری این ویژگی ها از طریق پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نیست. شایان ذکر است مدل های BEKK شکل ویژه ای از مدل های VEC هستند، اما پارامترهای مدل BEKK، برخلاف مدل VEC ، به طور مستقیم تأثیر وقفه ها را بر عناصر H_t نشان نمی دهند. علی رغم اعمال محدودیت های مختلف روی مدل های BEKK، معمولاً زیاد بودن پارامترها همچنان یک مشکل اساسی است [۲۴]. در نتیجه، این مدل ها در موارد با بعد بیش از سه یا چهار متغیر (سری) به کار نمی روند. حال برای توسعه مدل $GARCH$ چندمتغیره به $FIGARCH$ چندمتغیره یک مدل BEKK(1,1) در نظر گرفته می شود. برای توسعه مدل $GARCH(1,1)$ چندمتغیره به مدل $FIGARCH(1,d,1)$ چندمتغیره، باید عبارت αL در معادله پایه $GARCH$ با عبارت ۱۳ جایگزین شود.

$$(13)$$

$$[1 - \beta_{ij}L - (1 - \phi_{ij}L)(1 - L)^{d_{ij}}] \varepsilon_{ti} \varepsilon_{tj}$$

می توان عبارت ۱۳ را به صورت زیر بازنویسی کرد.

باشد، $Var \bar{x} \approx k(h)n^{2d-1}$ است که هم ارز با رابطه ۲ است. در صورتی که $d > 0$ باشد، اتوکواریانس ها به قدری آرام به سمت صفر محو می شوند که جمع پذیر نیستند؛ برای مثال، $\sum_r |c_r| = \infty$ و واریانس \bar{x} نیز با سرعتی کمتر از $\frac{1}{n}$ به سمت صفر محو می شود. اگر $d < 0$ باشد، اتوکواریانس ها جمع پذیرند؛ $\sum_r |c_r| < \infty$ ولی همچنان آهسته تر از نرخ نمایی که از طریق فرایندهای $ARMA$ مانای معکوس پذیر به دست می آید به سمت صفر محو می شوند. براین اساس، برای داشتن مانایی سری و همچنین جلوگیری از مشکلات ناشی از بیش تفاضل گیری، باید تفاضل گیری کسری صورت گیرد.

توسعه مدل BEKK به مدل FBEEK

فرض کنید بردار I_t^T بردار بازده N دارایی مالی در دوره t ام و I_{t-1} مجموعه اطلاعات جمع آوری شده تا زمان $t-1$ است؛ بنابراین، می توان نوشت:

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

که در آن μ_t بردار بازده مورد انتظار دوره t ام با توجه به مجموعه اطلاعات گذشته است که ممکن است یک مدل VAR به صورت رابطه ۹ باشد:

$$\mu_t = A + \sum_{i=1}^p A_i r_{t-i} \quad (9)$$

بردار ε_t نیز نشان دهنده پسماندها در دوره t ام است که به صورت رابطه ۱۰ قابل تعریف است:

$$\varepsilon_t = H_t^{-1/2}(I_{t-1}) z_t \quad (10)$$

که $H_t^{-1/2}(I_{t-1})$ یک ماتریس مثبت معین $N \times N$ و z_t بردار تصادفی به صورت $N \times 1$ است و گشتاورهای اول و دوم زیر را دارد:

$$E(z_t) = 0$$

$$var(z_t) = I_N$$

که در آن I_N ماتریس یکه با بعد N است و به راحتی می توان نشان داد ماتریس واریانس شرطی r_t برابر H_t

حذف شود. اگر مشکل همچنان وجود داشت، مقادیر ابتدایی نیز باید تغییر کند که این محدودیت‌ها بر دقت و تصریح مدل تأثیر می‌گذارد. در کل، برآورد مدل‌های MVGARCH از طریق ماکزیمم کردن تابع احتمال گاوسی بسیار مرسوم است. جین‌تیو (۱۹۹۸) نشان داد این شیوه برآورد کردن - که احتمال حداکثر شبه‌راستنمایی گاوسی (QML) نامیده می‌شود - برآورد استواری از پارامترها، حتی در زمانی که تابع توزیع گاوسی نیست، تولید می‌کند [۲۵]. البته باید در تخمین‌ها به دو موضوع مهم توجه داشت: ۱. دنباله پهن بودن تابع چگالی تغییرات و ۲. وقوع داده‌های پرت. به این دو مورد باید در زمینه پسماندهای استاندارد شده مدل MVGARCH توجه شود که اثر حافظه بلندمدت را در خود لحاظ کرده است. به این منظور، روش برآورد استوار برای یک طیف وسیع از مدل‌های MVGARCH - که شامل موضوع بالاست - پیشنهاد می‌شود.

در پژوهش‌های مختلف، تأثیر عوامل خارجی بر برآورد مدل‌های تک‌متغیره GARCH بیان شده است و برآوردکننده‌های استواری در این زمینه پیشنهاد شده است. در این پژوهش، برای اولین بار تخمین پایدار با در نظر گرفتن اثر عوامل خارجی (داده‌های پرت) و لحاظ کردن اثر حافظه بلندمدت روی برآوردکننده حداکثر شبه‌راستنمایی گاوسی در مورد مدل‌های چندمتغیره GARCH صورت گرفته است. عوامل خارجی مانند شوک‌ها مشاهداتی هستند که تمایل چندانی به دنبال کردن رویه اعمال شده مرسوم ندارند. این عوامل تأثیر بسیار زیادی بر برآوردهای حداکثر شبه‌راستنمایی گاوسی دارند. به همین دلیل، می‌توان استفاده از برآوردکننده‌های پایدار را با در نظر گرفتن شرایط خاص توصیه کرد.

تخمین پایدار مدل FBEKK

ماتریس واریانس-کواریانس توسعه داده شده در مدل FBEKK را که در رابطه ۱۶ توضیح داده شده است، به صورت مفروض در نظر گرفته می‌شود. حال θ_* برداری از پارامترها در فضای Φ محسوب می‌شود که از طریق آماره $\theta \in \Phi$ و با چارچوب حداکثر شبه‌راستنمایی کلی مطرح شده در رابطه ۱۷ برای بردار (τ_1, \dots, τ_T) که دارای تابع چگالی $g_*(\cdot)$ است، تخمین زده می‌شود.

(۱۴)

$$\begin{aligned} & [1 - \beta_{ij}L - (1 - \phi_{ij}L)(1 - L)^d] \varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t} = \\ & = \varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t} - \beta_{ij}L(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) - (1 - L)^d (\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) + \\ & \phi_{ij}L(1 - L)^d (\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) \end{aligned}$$

بنابراین، برای تبدیل مدل BEKK(1,1) به مدل FBEKK(1,d,1) باید عبارت $A^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^*$ در معادله ۱۲ با عبارت ۱۵ جایگزین شود [۲۴ و ۲۳].

(۱۵)

$$\begin{aligned} & \varepsilon'_t \varepsilon_t - G^* (\varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1}) G^* - (1 - L)^d \varepsilon'_t \varepsilon_t + \\ & A^* (1 - L)^d \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^* \end{aligned}$$

در نتیجه، مدل FBEKK(1,d,1) به صورت رابطه ۱۶ استخراج می‌شود.

(۱۶)

$$\begin{aligned} H_t = & C^* C^* - G^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} G^* + [1 - (1 - L)^d] (\varepsilon'_t \varepsilon_t) + \\ & (1 - L)^d A^* (\varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1}) A^* + G^* H_{t-1} G^* \end{aligned}$$

این مدل چندمتغیره توسعه‌ای از مدل BEKK است که اثر حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرد و به مدل امکان تطبیق پذیری بیشتری را با دنیای واقعی می‌دهد. مدل توسعه داده شده علاوه بر لحاظ کردن پارامتر حافظه بلندمدت، آن را در فرایند مدل‌سازی برآورد می‌کند.

مشکلات تخمین و ضرورت تخمین پایدار

مدل‌های MVGARCH

یافتن مقادیر ابتدایی در تخمین سرایت تلاطم در مدل‌های چندمتغیره بسیار مهم است. هنگامی که تعداد پارامترهای تخمین زیاد است، در تابع شبه‌راستنمایی، احتمال رسیدن به یک نقطه بهینه موضعی افزایش می‌یابد. برای اطمینان از رسیدن به جواب بهینه سراسری، باید مقادیر ابتدایی متنوعی انتخاب شود. یکی از راه‌های انتخاب نقطه شروع این است که یک مجموعه از مقادیر ممکن پارامترها ساخته شود و مقادیر ابتدایی از ترکیب مقادیری با بزرگ‌ترین بزرگنمایی انتخاب شود. همچنین، ممکن است هنگامی که داده‌های پرت در مجموعه داده‌ها وجود دارد، مشکل همگرایی در تخمین رخ دهد. در این صورت، الگوریتم گرادینتی که برای ماکزیمم‌سازی استفاده می‌شود، ممکن است به مرز برسد. برای حل این مشکل باید داده‌های پرت

$$\tilde{r}_{t,\theta} = r_t \sqrt{w(r_t' \tilde{H}_{t,\theta}^{-1} r_t)} \quad (17)$$

در این حالت مدل MFIGARCH با پسماندهای محدود شده (BIP) به دست می‌آید [۲۶ و ۲۷]. در این مدل، آثار r_t در ماتریس $\tilde{H}_0(\cdot)$ از طریق یک تابع وزنی محدود شده است. در این حالت، ماتریس کواریانس شرطی با حافظه بلندمدت (BIP-FBEKK) به شکل رابطه ۲۰ تعریف می‌شود.

(۲۰)

$$\tilde{H}_{t,\theta} = C'C - G'(\tilde{r}_{t-1}' \tilde{r}_{t-1})G + [1 - (1-L)^d] (\tilde{r}_t' \tilde{r}_t) + (1-L)^d A'(\tilde{r}_{t-1}' \tilde{r}_{t-1})A + G' \tilde{H}_{t-1} G$$

به عبارت دیگر، با فیلتر کردن داده‌های پرت در مدل FBEKK، مدل BIP-FBEKK به دست می‌آید. تخمین‌زن پایدار برای این مدل به شکل رابطه ۲۱ تعریف می‌شود که شکل ساده‌شده رابطه ۱۸ است.

(۲۱)

$$\tilde{M}(S_T; \theta, \rho) =$$

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\log(\det \tilde{H}_{t,\theta}) + \sigma \rho(r_t' \tilde{H}_{t,\theta}^{-1} r_t)]$$

در این پژوهش از رویکرد ارائه‌شده در بوآد و کروکس (۲۰۱۰) [۱] برای وزن‌دهی به شکل رابطه ۲۲ استفاده شد.

(۲۲)

$$w(z) = \begin{cases} 1 & \text{if } z \leq c_1 \\ 1 - (1 - c_1/z)^{\alpha} & \text{if } c_1 \leq z \leq c_2 \\ (c_2/z)(1 - (1 - c_1/c_2)^{\alpha}) & \text{else} \end{cases}$$

چارچوب ارائه‌شده یک رابطه جایگزینی^۳ بین پایداری و کارایی است. پارامترهای C_1 و C_2 به ترتیب برابر ۹۹ درصد و ۹۹/۹ درصد کوانتیل برای فاصله ماهالانوبیس هستند. شایان ذکر است فقط مشاهدات با فاصله ماهالانوبیس (MD) بسیار بزرگ نزولی هستند و نزولی بودن آن‌ها به فرضیات توزیع آن‌ها بستگی دارد. ساختار به این صورت است که Z مربع فاصله ماهالانوبیس برای r_t و $w(z)Z$ مربع فاصله ماهالانوبیس برای \tilde{r}_t است. نکته مهم این است که نزولی بودن به معنی محدود شدن تابع $w(C_2)C_2$ است.

نتایج تخمین بر مبنای داده‌های واقعی

در این پژوهش از داده‌های روزانه در قالب سه شاخص

$$\hat{\theta}_{QML} = \arg \max_{\theta \in \Phi} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\log(\det H_{t,\theta}) -$$

$$2 \log(r_t' H_{t,\theta}^{-1} r_t)]$$

در شرایط ویژه و با فرض اینکه $g(\cdot) = g_*(\cdot)$ باشد، می‌توان چارچوب حداکثر شبه‌راستنمایی را به چارچوب راستنمایی ساده تقلیل داد. شایان ذکر است هر دو چارچوب در اصل زیرمجموعه کلاس بزرگ‌تری از تخمین‌زن‌ها به نام M هستند که به صورت رابطه ۱۸ مطرح می‌شود:

$$M(S_T; \theta, \rho) =$$

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\log(\det H_{t,\theta}) + \sigma \rho(r_t' H_{t,\theta}^{-1} r_t)] \quad (18)$$

در رابطه کلی ۱۸، نمونه S_T مجموعه‌ای از مشاهدات (r_1, \dots, r_T) به شکل سری زمانی است. اسکالر σ تضمین‌کننده پایداری تخمین‌زننده M با توزیع $g_*(\cdot)$ است و $\rho(\cdot)$ تابع زیان نامیده می‌شود. توزیع چگالی گوسی است و t دو تابع چگالی بسیار پرکاربرد و مشهور برای داده‌های سری زمانی بازده مالی است. تابع زیان برای توزیع گوسی به شکل $\rho_{\phi}(z) = z$ و برای توزیع t به شکل $\rho_{t_{\nu}}(z) = (N + \nu) \log(1 + \frac{z^2}{\nu - 2})$ تعریف می‌شود.

هدف این پژوهش ارائه یک تخمین پایدار برای مدل FBEKK توسعه داده‌شده در تحقیق حاضر با وجود داده‌های پرت است. داده‌های پرت با مربع فاصله ماهالانوبیس (MD) و مقایسه آن با سایر داده‌ها شناسایی می‌شود.

بیشتر مدل‌های MVGARCH توانایی تصریح کامل تأثیر بازده‌های گذشته روی تلاطم آینده را ندارند. این مسئله به پیش‌بینی خوش‌بینانه تلاطم در دوره‌های پس از بازده‌های نقدی بسیار بالا منجر می‌شود. به دلیل ثبات روش MGARCH، این برآوردهای خوش‌بینانه تلاطم با سرعت کم از بین می‌روند [۳]. برای این موضوع، مدل‌سازی ماتریس کواریانس شرطی با استفاده از تابع $H_0(\cdot)$ به شکل رابطه ۱۹ انجام می‌گیرد.

(۱۹)

$$\tilde{H}_0(\cdot) = H_0(\tilde{r}_{1,\theta}, \tilde{r}_{2,\theta}, \dots, \tilde{r}_{t-1,\theta}), \text{ with}$$

ذکر است هر دو عبارت α_{ij} و β_{ij} ممکن است بیانگر سرایت بین شاخص‌ها باشند و اثر سرریز تلاطم از طریق مقادیر غیرقطری این ماتریس‌ها مشخص می‌شود. برای تخمین مدل BEKK و FBEEKK از روش حداکثر شبه‌راستمایی استفاده شده است که بهینه‌سازی معادلهٔ شبه‌راستمایی در مدل پایه BEKK از طریق روش عددی برندت‌هال، هال و هاسمن BHHH و نرم‌افزار Matlab صورت پذیرفت. در مدل FBEEKK نیز علاوه بر لحاظ کردن پارامتر حافظهٔ بلندمدت که طی فرایند مدل‌سازی برآورد شد. رویکرد مقایسه‌ای مدل‌ها به کار گرفته شد که تاکنون در مطالعات گذشته مورد توجه نبوده است. بهینه‌سازی مدل FBEEKK از طریق فیلترکردن داده‌های پرت در مدل FBEEKK صورت پذیرفت. نتایج تخمین مدل پایه و مدل توسعه‌یافته در جدول ۱ ارائه می‌شود.

اصلی یعنی قیمت بورس اوراق بهادار ایران (تهران) یا TEPIX، امارات (دبی) یا DFM و شاخص قیمت روزانهٔ نفت خام (WTI) برای مدل‌سازی‌ها، برآوردها و آزمون‌های اصلی مدل توسعه‌یافته استفاده شده است. بازهٔ زمانی مورد تحقیق نیز برای این سه شاخص از ۵ دسامبر سال ۲۰۰۶ تا ۳۰ ژانویهٔ سال ۲۰۱۲ در نظر گرفته شده است. در مدل FBEEKK نیز، α_{ij} آثار آرج در هریک از متغیرها را تصریح می‌کند و α_{ij} نشان‌دهندهٔ اثر سرایت (سرریز) شوک (تلاطم) های دورهٔ پیشین متغیر i به تلاطم جاری متغیر j است. این اثر سرایت براساس مربع پسماندها اندازه‌گیری می‌شود که از مدل‌های پیش‌بینی بازده حاصل می‌شود. β_{ij} آثار گارچ را نشان می‌دهد و تصریحی از پایداری تلاطم در هریک از سری‌هاست. β_{ij} که بر مبنای پیش‌بینی اخیر واریانس است، نشان‌دهندهٔ اثر سرایت تلاطم واریانس‌های دورهٔ پیشین متغیر i به واریانس جاری متغیر j است. شایان

جدول ۱. تخمین پایدار مدل FBEEKK و مقایسه با مدل BEKK

ضریب	BEKK		FBEEKK		مقایسهٔ تخمین مدل‌ها
	Value	Pr(> t)	Value	Pr(> t)	
d	-	-	-۰/۳۰۴۵۱	۰/۰۰۰۰	-
α_{11}	۰/۲۰۱۵	۰/۰۰۰۰	۰/۱۳۴۴۱	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
α_{12}	۰/۸۵۳۱	۰/۶۳۳۸	۰/۶۳۹۲	۰/۵۴۲	در هر دو مدل معنادار نیست.
α_{13}	۰/۳۴۱۹	۰/۴۳۸۰	۰/۰۴۶۷	۰/۷۶۲	در هر دو مدل معنادار نیست.
α_{21}	۰/۰۷۳۹	۰/۰۰۰۴	۰/۰۸۵۳۲	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
α_{22}	۰/۱۰۳۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۰۳۲	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
α_{23}	۰/۰۱۵۹	۰/۱۴۸	۰/۰۰۳۴۵	۰/۶۳۰۲	در هر دو مدل معنادار نیست.
α_{31}	۰/۰۷۴۳	۰/۵۰۴	۰/۰۰۲۳۵	۰/۰۰۰۰	در مدل FBEEKK معنادار است.
α_{32}	۰/۰۲۹۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۵۳۱	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
α_{33}	۰/۰۵۷۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۵۳۱	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
β_{11}	۰/۷۰۱۳	۰/۰۰۰۰	۰/۸۶۰۵۵	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
β_{12}	۰/۰۳۲۰۱	۰/۶۴۸۳	۰/۱۱۶۱	۰/۸۳۰۲	در هر دو مدل معنادار نیست.
β_{13}	۰/۰۰۰۰۵	۰/۵۲۸۳	۰/۰۰۷۰	۰/۵۷۰۴	در هر دو مدل معنادار نیست.
β_{21}	۰/۵۸۳۶	۰/۰۷۴۹	۰/۹۱۴۷۱	۰/۰۰۰۰	در مدل FBEEKK معنادار است.
β_{22}	۰/۶۲۸	۰/۰۰۰۰	۰/۹۰۹۲۰	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
β_{23}	۰/۸۷۰۶	۰/۵۱۹۲	-۰/۰۳۲۰	۰/۷۳۰۱	در هر دو مدل معنادار نیست.
β_{31}	۰/۵۵۳۷	۰/۶۸۳۹	۰/۰۰۰۴	۰/۴۳۹	در هر دو مدل معنادار نیست.
β_{32}	۰/۷۸۸۱	۰/۰۰۰۰	۰/۹۷۴۷۲	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
β_{33}	۰/۸۵۲۷	۰/۰۰۰۰	۰/۹۲۰۸۲	۰/۰۰۰۰	در هر دو مدل معنادار است.
	AIC=-۲۵/۰۲	BIC=-۲۸/۵۶	AIC=-۲۱/۶۴	BIC=-۲۲/۰۹	Optimal lag selection criteria

معکوس مشاهده نشد. در نهایت، پارامتر حافظه بلندمدت ($d = 0/30451$) در فرایند مدل سازی تخمین زده شد که عدد حاصل نشان می دهد سری های زمانی مورد مطالعه مانا و دارای حافظه میان مدت هستند.

مشاهده وجود سرایت در بازده و تلاطم دارایی های مختلف اهمیت زیادی در مطالعه کارایی بازار، انتخاب سبد دارایی و قیمت گذاری دارایی ها دارد. همچنین، سرایت تلاطم میان شاخص های مالی بیانگر فرایند انتقال اطلاعات میان بازارهاست. هنگامی که بازارهای مالی با یکدیگر مرتبطاند، اطلاعات ایجاد شده در یک بازار ممکن است بر سایر بازارها تأثیر بگذارد و این موضوع اهمیت زیادی در بعد سیاست گذاری و تشکیل سرمایه در بعد بین المللی دارد.

نتیجه گیری

مدل توسعه داده شده در این پژوهش برخلاف مدل FIGARCH چندمتغیره قطری پافکا و ماتياس (۲۰۰۱) یک مدل نامحدود است که امکان مشاهده آثار سرریز تلاطم میان بازارها را فراهم می کند [۳۱]. همچنین، مقدار پارامتر d حافظه بلندمدت در فرایند مدل سازی و تخمین مدل برآورد می شود که تطبیق پذیری و تصریح دقیق تری را فراهم می سازد. همچنین، مقایسه نتایج مدل FBKCC با BEKK نشان می دهد شاخص های مورد بررسی حافظه دارند و ضرایب مدل (β_{ij}, α_{ij}) ها و به ویژه ضرایب آرچ متفاوت است. در تبیین سرایت تلاطم از شاخص بورس دبی به تهران نیز با توجه به حجم بالای مبادلات تجاری ایران و امارات که شامل رقمی بیش از ۱۵ میلیارد دلار می شود و همچنین با توجه به اینکه بیش از ۳۵ درصد واردات ایران از امارات صورت می پذیرد، سرایت تلاطم از بازار سهام دبی به تهران منطقی به نظر می رسد. همچنین، سرایت تلاطم از بازار نفت به ایران مشاهده شد، اما سرایت معکوس به طور مشهودی مشاهده نشد. همچنین، سرایت از بازار نفت به بازار دبی قابل مشاهده بود. پیشنهاد می شود پژوهشگران در این حوزه با توسعه سایر مدل های سرایت تلاطم نظیر DCC و FDCC و لحاظ کردن اثر حافظه بلندمدت در آن به بسط بیشتر دانش در این زمینه بپردازند. همچنین، مقایسه این کلاس از مدل های سرایت تلاطم با مدل های تلاطم تصادفی و مدل های فراکتالی نیز اهمیت ویژه ای دارد.

در این رویکرد، پارامترهای c_1 و c_2 که طبق رابطه ۲۲ استفاده شد، به ترتیب برابر ۹۹ درصد و ۹۹/۹ درصد کوانتیل برای فاصله ماهالانوبیس هستند. شایان ذکر است فقط مشاهدات با فاصله ماهالانوبیس (MD) بسیار بزرگ نزولی هستند و نزولی بودن آن ها به فرضیات توزیع آن ها بستگی دارد. ساختار به این صورت است که Z مربع فاصله ماهالانوبیس برای I_t و $w(Z)$ ، مربع فاصله ماهالانوبیس برای \tilde{I}_t است. نکته حائز اهمیت این است که نزولی بودن به معنی محدود شدن تابع $w(c_p)c_p$ است.

با توجه به نتایج جدول ۱، آثار آرچ و گارچ در هر سه سری زمانی مورد مطالعه به صورت معناداری مشاهده شد. در شاخص بورس تهران ($\alpha_{11} = 0/1344$) و ($\beta_{11} = 0/86055$)، در شاخص بورس امارات نیز ($\alpha_{22} = 0/09032$) و ($\beta_{22} = 0/0902$) است. در شاخص قیمت جهانی نفت خام ضرایب به صورت ($\alpha_{33} = 0/06531$) و ($\beta_{33} = 0/92082$) قابل مشاهده بود.

ضرایب ($\alpha_{11} = 0/08532$) و ($\beta_{11} = 0/9147$) در مدل FBKCC معنادار بودند که نشان دهنده سرایت تلاطم از شاخص بورس امارات (دبی) به شاخص بورس تهران است. در جهت مخالف سرایت معناداری مشاهده نشد. همچنین، در مدل پایه BEKK نیز ضرایب ($\beta_{11} = 0/5836$) معنادار نبود و این مدل توانایی تشخیص اثر سرایت تلاطم واریانس های دوره پیشین شاخص امارات به شاخص ایران را نداشت.

با توجه به حجم بالای تجارت ایران با امارات (بالغ بر ۱۵ میلیارد دلار) و همچنین صادرات بیش از ۳۵ درصد ایران به این کشور، سرایت تلاطم از بازار امارات به ایران منطقی به نظر می رسد. از بازار جهانی نفت به بازار سهام ایران ($\alpha_{33} = 0/0235$) سرایت ضعیفی مشاهده شد، اما اثر سرایت در جهت عکس یعنی از بازار ایران به بازار جهانی نفت مشاهده نشد. در مدل پایه BEKK ضرایب ($\alpha_{33} = 0/0743$) معنادار نبود که با توجه به ثنوری های اقتصادی مدل پایه قدرت توضیح دهندگی پایین تری دارد.

ضرایب ($\alpha_{33} = 0/2531$) و ($\beta_{33} = 0/97472$) که نشان دهنده سرایت تلاطم از بازار جهانی نفت به بازار امارات هستند، معنادار بودند، اما اثر سرایت در جهت

مراجع

1. Boudt, K. and Croux, C. (2010). "Robust M- estimation of multivariate GARCH models", *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 54, No. 11, PP. 2459- 2469.
2. Hamilton, J. D. (1983). "Oil and Macro- Economy since world war II", *Journal of Political Economy*, Vol.91, No. 2, PP. 228– 248.
3. Hamilton, J. D. (2003). "What is an oil shock?", *Journal of Econometrics*, Vol.113, No. 2, PP. 363– 398.
4. Kilian, L. (2008b). "Exogenous oil supply shocks: How big are they and how much do they matter for the U.S. economy?", *Review of Economics and Statistics*, Vol.90, No. 2, PP. 216– 240.
5. Kilian, L. (2008a). "The economic effects of energy price shocks", *Journal of Economic Literature*, Vol.46, No. 4, PP. 871– 1009.
6. Tansuchat, R., Chang, C. L. and McAleer, M. (2010). "Conditional correlation and volatility spillovers between crude oil and stock index returns" No.25, PP.116– 138.
7. Yu, J., and Hasan, M. K. (2008). "Global and regional integration of the Middle East and North African (MENA) stock markets", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.48, No. 3, PP. 482– 504.
8. Malik, F. and Hammoudeh, S. (2007). "Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 16, No. 3, PP. 357- 368.
9. Aloui, C. and Jammazi, R. (2009). "The effects of crude oil shocks on stock market shifts behavior: A regime switching approach", *Energy Economics*, Vol.31, No. 5, PP. 789- 799.
10. Arouri, M. and Nguyen, D. K. (2010). "Oil prices, stock markets and portfolio investment: Evidence from sector analysis in Europe over the last decade", *Energy Policy*, Vol.38, No. 8, PP. 4528- 4539.
11. Wei, Y., Wang, Y. and Huang, D. (2010). "Forecasting crude oil market volatility: Further evidence using GARCH- class models", *Energy Economics*, Vol. 32, No. 6, PP. 1477- 1484.
12. Mahmoudi, V., Mohammadi, S. and Chitsazan, H. (2010). "A study of long memory trend for international oil markets", *Economic Research Modelling*, Vol. 1, No. 1, PP. 29- 48.
13. Mohammadi, S. and Chitsazan, H. (2011). "Analysing long run memory in Tehran stock exchange", *Journal of Economic Research*, Vol. 45, No. 97, PP. 207- 226.
14. Mohammadi, H. and Sue, L. (2010). International evidence on crude oil price dynamics: Application of ARIMA-GARCH models, *Energy Economics*, Vol. 32, No. 5, PP. 1001-1008.
15. Filis, G., Degiannakis, S. and Floros, C. (2011). "Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries", *International Review of Financial Analysis*, Vol.20, No. 3, PP. 152- 164.
16. Van Nguyen, T. (2013). "The stable relationship between crude oil price and petrol price: Evidence from multivariate GARCH model", *The Empirical Econometrics and Quantitative Economics Letters*, Vol. 2, No. 2.
17. Ghorbel, A., Boujelbène, M. and Boujelbène, Y. (2012). "Volatility spillovers and dynamic conditional correlation between crude oil and stock market returns." *International Journal of Managerial and Financial Accounting (IJMFA)*, Vol. 4, No. 2, PP. 177- 194.
18. Girardi, G. and Tolga Ergün, A. (2013). "Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 37, No. 8, PP. 3169- 3180.
19. Nazlioglu, S., Erdem, C., & Soytaş, U. (2013). Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*, Vol.36, PP.658-665. 20. Miralles- Marcelo, J. L. and Miralles-Quirós, M. D. M. (2013). "Multivariate GARCH models and risk minimizing portfolios: The importance of medium and small firms", *The Spanish Review of Financial Economics*, Vol. 11, No. 1, PP. 29- 38.

20. Chang, C. L., McAleer, M. J. and Tansuchat, R. (2013). "Conditional correlations and volatility spillovers between crude oil and stock index returns", *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 25, No.1, PP. 116–138.
21. Wang, Y., Wu, C. and Yang, L. (2016). "Forecasting crude oil market volatility: A Markov switching multifractal volatility approach", *International Journal of Forecasting*, Vol. 32, No. 1, PP. 1- 9.
22. Chan, J. C. and Grant, A. L. (2016). "Modeling energy price dynamics: GARCH versus stochastic volatility", *Energy Economics*, Vol. 54, No. 1, PP. 182- 189.
23. Serletis, A. and Xu, L. (2016). "Volatility and a century of energy markets dynamics", *Energy Economics*, Vol. 55, No. 1, PP. 1- 9.
24. Palma, W. (2007). *Long-memory time series, theory and methods*, John Wiley & Sons, Inc, New Jersey.
25. Seyyed Hosseini S. M. and Ebrahimi S. B. (2013). "Comparing of volatility transmission model with consideration of long memory effect; Case study: Three selected industry index", *Journal of Financial Research*, Vol. 15, No. 1, PP. 74- 51.
26. Seyyed Hosseini, S. M., Babakhani, M. and Ebrahimi, S. B. (2012). *Introduction to volatility transmission models in stock market*, Bours publication.
27. Jeantheau, T. (1998), "Strong consistency of estimators for multivariate ARCH models", *Econometric Theory*, Vol. 14, No. 1, PP. 70- 86.
28. Muler, N. and Yohai, V. J. (2002). "Robust estimates for ARCH processes", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 23, No. 3, PP. 341- 375.
29. Muler, N. and Yohai, V. J. (2008). "Robust estimates for GARCH models", *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 138, No. 10, PP. 2918- 2940.
30. Pafka, S. and Matyas, L. (2001). "Multivariate diagonal FIGARCH: Specification, Estimation and application to modelling exchange rate volatility", Available at <http://ideas.repec.org>. PP. 5- 7.

واژگان انگلیسی به ترتیب استفاده در متن

1. Fractional Integration (FI)
 2. Bounded Innovation Propagation
 3. Tradeoff
-