فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال سوم/ شماره یازدهم/ پاییز ۱۳۹۳

مدل سرایت تلاطم همبستگی شرطی ثابت با حافظه بلندمدت
شواهدی از بازار سهام تهران و دبی

سیدمحمد سیدحسینی
استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران
seyedhosseini@iust.ac.ir

سید بابک ابراهیمی
دانشجوی دکتری مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران (مسئول مکاتبات)
b_ebrahimi@iust.ac.ir

مسعود باباخانی
استادیار دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران
m.babakhani@iust.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۲/۶/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۰/۲۷

چکیده

با گسترش فرآیند جهانی‌شدن، نه تنها بازارهای مالی کشورهای توسعه‌یافته بلکه بازارهای مالی کشورهای در حال توسعه نیز از یکدیگر تاثیر می‌پذیرند. این شرایط باعث می‌شود سرمایه‌گذارانی که سعی در متنوع ساختن دارایی‌های خود در بازارهای خارجی دارند به ارتباطات میان بازارهای سهام توجه نمایند. این واقعیت می‌تواند حاکی از آن باشد که یک رابطه تعادلی میان بازارهای مالی وجود دارد. نوسان قیمت نفت در بازارهای جهانی از جمله عواملی است که بازار سرمایه کشورهایی که اقتصاد آن‌ها مبتنی بر درآمدهای نفتی می‌باشد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. عمده این بازارها دارای ویژگی حافظه بلندمدت نیز می‌باشند که می‌بایست در مدل‌سازی و تخمین‌ها لحاظ گردد. در این پژوهش مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) به گونه‌ای توسعه داده شد که قادر است اثر حافظه بلندمدت را در ساختار مدل‌سازی خود وارد نماید. داده‌های مورد استفاده بازده روزانه قیمت سهام و قیمت نفت در دوره زمانی دسامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ می‌باشند و نتایج حاصل حاکی از سرایت تلاطم از بازار جهانی نفت به بازار دبی و بازار تهران و همچنین سرایت تلاطم از بازار دبی به تهران است.

واژه‌های کلیدی: بازده، حافظه بلندمدت، سرایت تلاطم، مدل FCCC.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

در خلال ۲۱ سال گذشته نفت خام از دیدگاه حجم معاملات، بیشترین سهم را در بازار کالا به خود اختصاص داده است. بازارهای معاملات نفت در خلال این مدت از معاملات فیزیکی و ساده به بازاری با فعالیت‌های مالی پیچیده تبدیل شده است. نفت یکی از کالاها با پیچیدگی خاص خود می‌باشد، چراکه ارزش هر یک از انواع مختلف نفت خام و فرآورده‌های نفتی با توجه به تغییرات مستمر عرضه و تقاضا در سطح جهانی و منطقه‌ای مرتباً تغییر می‌کند. چندین بازار مختلف و به هم مرتبط که هر کدام نظام اقتصادی خاص خود را دارند، در نهایت بازار جهانی نفت را شکل داده‌اند. روند تحولات این بازار شدیدا متاثر از رویدادهای سیاسی و پیش‌بینی این رویدادها در سطوح منطقه‌ای است(درخشان ۱۳۸۳).

در بسیاری از مطالعات صورت گرفته از تغییرات قیمت نفت به عنوان عامل خارجی ایجادکننده شوک در اقتصاد کشورها یاد شده است که از این پژوهش‌ها می‌توان به همیلتون(۱۹۸۳ و ۲۰۰۳) و کیلیان(a,b ۲۰۰۸) اشاره کرد. شوک‌های ناشی از قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون، بازار سهام، تورم، نرخ رشد، چرخه‌های اقتصاد و نرخ برابری دلار تاثیر می‌گذارد و این تاثیرات تنها ویژه کشورهای تولیدکننده نفت نمی‌باشد. در سال‌های اخیر افزایش جهانی بهای نفت توجه بسیاری از پژوهشگران و سیاست‌مداران را به خود معطوف نموده و شواهد مختلفی از تاثیرپذیری بازارهای مالی نسبت به شوک‌های ناشی از تغییر قیمت نفت ارائه می‌گردد. تا قبل از افزایش تاریخی بهای نفت در سال ۲۰۰۸ پژوهش‌گران مالی در آمریکا و اروپا به صورت مداوم تغییرات قیمت بازار سهام را به تغییرات قیمت نفت نسبت می‌دادند. بیشتر این پژوهش‌ها به بررسی تاثیر بهای جهانی نفت خام بر قیمت سهام بازارهای مالی در کشورهای توسعه‌یافته متمرکز شده و مطالعات اندکی به بررسی این تاثیرات در بازارهای نوظهور پرداخته است. با توجه به مطالب گفته شده، چارچوب کلی این مقاله که به بررسی تاثیرپذیری بازارهای سهام تهران و دبی از شاخص قیمت جهانی نفت می‌پردازد از چند جنبه حائز اهمیت است.

اول آن که منطقه خاورمیانه از دیرباز به خاطر جاده راه ابریشم، ذخایر غنی طبیعی من جمله نفت و گازطبیعی و راه اتصال سه قاره آسیا، اروپا و افریقا در صدر توجه بوده است و همواره دولت‌های مقتدر در سیاست‌گذاری‌های خود، تحولات این منطقه را مورد توجه خاص قرار می‌دهند. ایران و امارات نیز از تولیدکنندگان اصلی نفت منطقه خاورمیانه به شمار می‌روند و می‌توان از نتایج این پژوهش در سیاست‌گذاری‌های آتی کشور استفاده نمود.

دوم آنکه بازار سهام تهران و دبی تفاوت عمده‌ایی با بازارهای سهام کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور دارد چراکه این بازارها به واسطه سطح کارایی و آزادسازی بازار به صورت چشم‌گیری مستقل از

www.SID.ir
Archive of SID

بازارهای مالی کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای منطقه هستند(حسن و یو، ۲۰۰۸). در نتیجه سرمایه-گذاران بین‌المللی به این کشورها به عنوان یکی از گزینه‌های توزیع ریسک سرمایه‌گذاری نگاه می‌کنند.

سوم، ایران و امارات از تولیدکنندگان عمده نفت به شمار می‌آیند و این موضوع که بازارهای مالی این کشورها تحت تاثیر نوسانات قیمت نفت قرار می‌گیرد، دور از انتظار نمی‌باشد. 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 هم می‌تواند، مفید واقع گردد.

چهارم، بازارهای مالی کشورهای ایران و امارات و در کل کشورهای حاشیه خلیج فارس به تحولات سیاسی و منطقه‌ایی حساس بوده و نسبت به آن واکنش نشان می‌دهند. بنابراین درک رابطه بین تغییرات قیمت و بازده سهام در کشورهای ایران و دبی با توجه به وابستگی تجاری بالای این دو کشور می‌تواند راهنمای مناسبی برای نهادهای سرمایه‌گذار باشد.

پنجم، بازارهای سهام و نفت خام در طول چند سال گذشته رابطه دو طرفه‌ای را به وجود آورده‌اند به طوری که بخش تولید در اقتصاد شدیدا به این منبع انرژی وابسته است. به عنوان نتیجه‌ای از این وابستگی، نوسان قیمت‌های نفت احتمالا اثرات معنی‌دار و اجتناب‌ناپذیری بر بخش تولید دارند. به طوری که بالارفتن هزینه‌های انرژی، منجر به پایین‌آمدن مصرف نفت و کاهش بهره‌وری نیروی‌کار و سرمایه و در نتیجه رکودهای اقتصادی می‌شوند. (تنسوچات و همکاران، ۲۰۱۰).

این پژوهش بر آن است تاثیرپذیری بازارهای سهام تهران و دبی از شاخص قیمت جهانی نفت را در منطقه استراتژیک خاورمیانه و همچنین سرایت متقابل بازار سهام دو شریک تجاری اصلی یعنی ایران و امارت را مورد واکاوی و تدقیق قرار دهد و در این میان ویژگی مهم حافظه بلندمدت که در پژوهش‌های پیشین مورد توجه قرار نگرفته است را در مدل‌سازی لحاظ نماید.

۲- ادبیات تجربی پژوهش

مقالات متعددی به بحث سرایت تلاطم و ارتباط بازارهای مختلف پرداخته است. لیکن در این بخش تمرکز بر روی پژوهش‌هایی صورت گرفته است که از داده‌های قیمت جهانی نفت استفاده کرده و یا ویژگی حافظه بلندمدت را مدنظر قرار داده‌اند.

کانولی و وانگ(۱۹۹۷) به بررسی نقش اخبار کلان اقتصادی در توضیح‌دهی اثرات سرریز بازدهی و تلاطم میان بازارهای سهام آمریکا، انگلیس و ژاپن پرداختند. آن‌ها از داده‌های بازدهی بازارهای سهام و داده‌های اقتصاد کلان شامل عرضه‌پول، تولید، تورم، نرخ بیکاری و کسری تجاری در بازه زمانی ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۶ استفاده کردند. همچنین مدل GARCH برای تایید وجود اثرات نامتقارن تلاطم ناشی از اخبار

www.SID.ir

خوب و بد بر بازارهای داخلی و خارجی مورد استفاده قرار گرفت و به این نتیجه رسیدند که اخبار داخلی سهم بیشتری در توضیح دهی بازدهی داخلی دارد. اما در مورد تلاطم، نتیجه معکوس حاصل گشت.

سادورسکی(۱۹۹۹)، با استفاده از یک چهارچوب خودرگرسیون برداری(VAR) و یک مدل GARCHتک‌متغیره بازارهای نفت را مورد آزمایش قرار داده و نشان داد که تلاطم قیمت نفت نقش مهمی را در تاثیرگذاری روی بازده‌های سهام ایفا می‌کند.

کودرس و پرتسکار(۲۰۰۲)، یک مدل مبتنی بر انتظارات عقلایی مبتنی بر دارایی‌های چندگانه را برای تبیین سرایت در بازار مالی بکار گرفتند. نتایج نشان‌دهنده آن بود که توسعه سرایت تلاطم به حساسیت بازار به فاکتورهای ریسک بزرگ اقتصادی و اطلاعات نامتقارن میان بازارها بستگی دارد.

لی و نی (۲۰۰۲)، تاثیرات قیمت سهام نفت روی عرضه و تقاضا در صنایع مختلف را با استفاده از مدل‌های VAR تحلیل کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که برای صنایعی که حجم بالایی از سهام نفت را در سبد دارایی خود دارند، مانند پالایشگاه نفت خام و صنایع شیمیایی، شوک‌های وارده به قیمت نفت اساسا عرضه را کاهش می‌دهد و برای بسیاری از صنایع دیگر، مانند صنعت اتومبیل‌سازی، شوک-های قیمت نفت، اساسا تقاضا را کاهش می‌دهد. تحقیق آنها اظهار می‌دارد که شوک‌های قیمت نفت روی فعالیت‌های اقتصادی با وقفه زمانی تاثیر دارد که به وسیله تاثیرات هزینه ورودی مستقیم قابل تشریح است.

باشر و سادورسکی (۲۰۰۶)، با استفاده از یک مدل چندعاملی و در نظرگرفتن عامل‌های ریسک شرطی و غیرشرطی به بررسی ارتباط بین ریسک قیمت نفت و بازده‌های بازار سهام نوظهور پرداختند. مدل چندعاملی بر خلاف مدل CAPM که متمرکز بر ریسک بازار است شامل منابع چندگانه ریسک می‌گردد. نتایج مطالعه باشر و سادورسکی حاکی از ارتباط غیرشرطی معنادار و منفی بین بتای بازار و بازده‌های بازار سهام نوظهور بود. در مقابل ریسک قیمت نفت مثبت بوده و از لحاظ آماری در اغلب مدل‌ها در سطح ۹۰٪ معنادار می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که برای داده‌های ماهانه و روزانه، ارتباط معنی‌دار و مثبتی بین بتاها و بازده‌های بازار در بازارهای در حال رشد و ارتباط معنی‌دار و منفی بین بازده‌ها و بتاهای بازار در بازارهای در حال کاهش وجود دارد.

یو و حسن(۲۰۰۸)، داده‌های روزانه شاخص قیمت سهام هشت کشور منطقه منا[1] یعنی عربستان، امارات، عمان، بحرین، مصر، اردن، مراکش و ترکیه و سه کشور توسعه یافته (آمریکا، انگلیس و فرانسه) را مورد بررسی قرار دادند. سرایت تلاطم میان این بازارها با استفاده از مدل BEKK مورد بررسی قرار گرفت و نشان داد که سرایت تلاطم از بازار سهام آمریکا به بیشتر این کشورها معنادار می‌باشد. همچنین رابطه تعادلی بلندمدتی بین سهام کشورهای غیرعضو شورای همکاری خلیج فارس(مصر،

Archive of SID
www.SID.ir

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 حاصل از این مقاله بود.

مالیک و هاموده (۲۰۰۷)، مکانیزم سرایت تلاطم میان سهام ایالات متحده و سهام خلیج فارس و بازارهای جهانی نفت خام را به کمک یک چارچوب GARCHچندمتغیره و با استفاده از داده‌های روزانه ۱۴ فوریه ۱۹۹۴ تا ۲۵ دسامبر ۲۰۰۱ و ۱۶۴۱ مشاهده مورد آزمایش قرار داد. بازارهای مورد بررسی در تجزیه و تحلیل شوک‌های تولیدشده از بازارهای خودشان متأثر می‌شوند. بازار نفت به صورت غیرمستقیم توسط اخبار تولیدشده از بازارهای سهام ایالات متحده و عربستان سعودی متأثر می‌شود. به علاوه بازار عربستان سعودی تفکیک‌شده‌ترین بازار حوزه همکاری خلیج فارس می‌باشد که به طور غیرمستقیم توسط اخبار و تلاطم بازار سهام ایالات متحده متأثر می‌گردد. در مورد بازار عربستان، سرریز تلاطم معناداری به سمت بازار جهانی نفت مشاهده شد که تاکیدی بر نقش برتر آن کشور در بازار جهانی نفت به عنوان بزرگترین صادرکننده نفت می‌باشد. همچنین مطالعات مالیک و هاموده (۲۰۰۷) نشان دادند که بازار سهام خلیج، گیرندگان تلاطم از بازار جهانی نفت هستند.

حسن و مالیک (۲۰۰۷)، با استفاده از یک مدل GARCHچندمتغیره میانگین و واریانس شرطی را بین شاخص بخش‌های مختلف آمریکا به طور همزمان تخمین زدند. نتایج حاصل به این صورت بود که سرایت تلاطم معنی‌داری بین بخش‌های مختلف قابل مشاهده بود.

آلویی و جامازی(۲۰۰۹)، به بررسی ارتباط بین تلاطم قیمت نفت خام و بازارهای سهام پرداختند. نتیجه مطالعه آن‌ها نشان داد که قیمت‌های انرژی به طور عام و قیمت‌های نفت به طور خاص تقریبا اثر بالقوه‌ای بر هزینه‌های ورودی‌ها برای اکثر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و در نتیجه رفتار قیمتی سهام دارند.

آروری و انجوین(۲۰۱۰)، بیان می‌دارند که برای بهبود ویژگی‌های ریسک و بازده در یک سبد سرمایه‌گذاری، ورود نفت می‌تواند به طور معناداری تاثیر مثبت داشته باشد. همچنین تشکیل سبد سرمایه‌گذاری بخشی با توجه به پاسخ‌های نامتقارن برخی منابع به شوک‌های قیمت نفت، منجر به بهبود در نسبت شارپ می‌گردد.

وی و همکاران(۲۰۱۰)، به بررسی قدرت پیش‌بینی‌پذیری قیمت نفت خام با استفاده از مدل‌های مختلف کلاس GARCH و داده‌های روزانه در دو دوره زمانی مختلف پرداختند. در طول دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۷ و به دلیل بحران مالی جهانی، قیمت نفت خام به ازای هر بشکه، تغییرات معناداری از حدود ۳۰ تا ۱۴۵ دلار را داشته است. در چنین بازه پرتلاطمی مدل‌های غیرخطی کلاس GARCH نسبت به مدل‌های خطی، برای پیش‌بینی تلاطم بلندمدت نوسان قیمت نفت خام، موثرتر هستند.

Archive of SID
www.SID.ir

جعفر عبدی و کشاورز (۱۳۸۹)، برای بررسی اثرات سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از مدل FIGARCH دومتغیره برای بازدهی‌های بازار سهام تهران و دبی استفاده کردند. نتایج حاکی از آن بود که اثر سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از بازار سهام تهران به سمت بازار سهام دبی وجود دارد. یعنی متلاطم شدن بازار سهام دبی از طریق انتقال اطلاعات و یا به عبارت دیگر از طریق تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران، موجب متلاطم شدن بازار سهام تهران می‌گردد. اما این امکان وجود دارد که این دو بازار سهام، متاثر از تلاطم‌های بازار دیگری باشند. برای آزمون این ادعا، بازار جهانی طلا را به مدل MFIGARCH اضافه کردند و در نتیجه از فضای دومتغیره وارد فضای سه‌متغیره شدند. نتایج مدل FIGARCH سه‌متغیره، بیانگر وجود اثرات سرریز تلاطم، یکی از طرف بازار سهام دبی به سمت بازار سهام تهران و دیگری از طرف بازار جهانی طلا به سمت بازار سهام دبی بود. اما برای تصدیق ادعای فوق، لازم بود که تلاطم‌های بازار جهانی طلا علاوه بر بازار سهام دبی، به بازار سهام تهران نیز سرریز داشته باشد. بنابراین صحت ادعای فوق مبنی بر اینکه تلاطم‌بازارهای سهام تهران و دبی متاثر از تلاطم های بازار جهانی طلا می‌باشد، تایید نشد. درنتیجه اثر سرریز تلاطم میان بازارهای سهام مذکور، متاثر از بازارهای دیگری همچون بازار جهانی طلا نمی‌باشد.

فیلیس و همکاران(۲۰۱۱)، کشورهای کانادا، مکزیک، برزیل را به عنوان صادرکننده و کشورهای ایالات متحده امریکا، آلمان و هلند را به عنوان واردکننده در نظر گرفتند تا ارتباط میان بازارهای این کشورها و قیمت نفت را مورد بررسی قرار دهد. در این پژوهش از دو مدل چندمتغیره DCC و GJR-GARCH و داده‌های ماهانه از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۹ استفاده شد و نتایج حاصل نشان‌دهنده سرایت نامتقارن بین کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت بود. همچنین این پژوهش نشان داد که شوک‌های بخش عرضه قیمت نفت، تأثیری بر ارتباط بین بازارهای این کشورها نمی‌گذارد. اما شوک-های ناشی از تقاضا (یعنی تغییر چرخه‌های تجاری یا جنگ) تأثیر بیشتری بر کشورها نسبت به شوک-های ناشی از عرضه (کاهش تولیدات اعضای OPEC) دارند. فیلیس همچنین با مطالعه همبستگی وقفه‌دار سری‌های زمانی این کشورها نشان داد که قیمت‌های نفت بدون توجه به منشا ایجاد تلاطم، اثر منفی بر همه بازارهای سهام اعمال می‌کنند و در دوره‌های بحران، بازار نفت جایگاه مطمئنی برای جلوگیری از ریسک بازار سهام نمی‌باشد.

محمدی و سو (۲۰۱۰) به مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم قیمت‌های هفتگی نفت خام اسپات بر روی بازده کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت مشتمل بر الجزایر، کانادا، چین، ابوظبی، اندونزی، نروژ، روسیه، عربستان سعودی، انگلستان، ایالات‌متحده و ونزوئلا در طول یک دوره ۱۲ساله پرداختند. مدل-های مورداستفاده در این پژوهش چهار مدلGARCH, EGARCH, APARCH, FIGARCH هستند

www.SID.ir

که پس از بررسی عملکرد خارج از نمونه‌ای مشخص گردید که در بسیاری موارد مدل APARCH بهتر از سایر مدل‌ها عمل می‌کند.

تنسوچات 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 (FTSE100, NYSE, Dow Jones, S&P500) را از دوم ژانویه ۱۹۹۸ تا ۴ نوامبر ۲۰۰۹ مشتمل بر ۳۰۹۰ مشاهده، با مدل-های مختلف سرایت تلاطم بررسی کردند. بر اساس مدل CCC، تخمین همبستگی‌های شرطی بازده‌ها در بین بازارها پایین بوده و برخی از آن‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند، که این دلالت بر آن دارد که شوک‌های شرطی فقط در همان بازار و نه در بین بازارها همبستگی دارند. تخمین‌های DCC همبستگی‌های شرطی معمولا معنی‌دار می‌باشند. نتایج حاصل این فرض را مطرح می‌سازد که همبستگی‌های شرطی ثابت از لحاظ تجربی حمایت نمی‌شوند. نتایج تجربی حاصل از مدل‌های VARMA-GARCH و VARMA-AGARCH شواهد اندکی از سرریز تلاطم بین نفت خام و بازارهای مالی را فراهم می‌آورند. شواهد اثرات عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی حجم برابر واریانس‌های شرطی بیان می‌دارند که VARMA-AGARCH برتر از VARMA-GARCH و CCC می‌باشد.

۳- مدل‌های GARCH چندمتغیره

در برخی از کاربردهای مدل ARCH، معادلات واریانس شرطی با وقفه‌های نسبتا طولانی مورد استفاده قرار می‌گیرند که تعیین ساختار وقفه‌ها برای جلوگیری از مشکل پارامترهای منفی در واریانس، لازم می‌نماید تا بتوان فرآیندی با حافظه طولانی‌تر و ساختار وقفه انعطاف‌پذیرتر، از رده ARCH انتخاب نمود. برای دستیابی به یک انعطاف‌پذیری بیشتر، یک تعمیم دیگر به صورت فرآیند ARCH تعمیم یافته (GARCH) پیشنهاد شده است. این فرآیند GARCH(p,q) دارای تابع واریانس شرطی به شکل رابطه (۱) می‌باشد.

$$\sigma_t^2 = \alpha_\circ + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_\circ + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 = \alpha_\circ + \alpha(B)\varepsilon_t^2 + \beta(B)\sigma_t^2 \quad (۱)$$

که در آن $\beta_i \geq 0, p > 0$ و $1 \leq i \leq p$ می‌باشد.

مدل‌های GARCH و توسعه‌های آن، مشهورترین روش مورد استفاده برای مدل‌سازی تلاطم سری-های زمانی مالی با فراوانی بالا می‌باشند. مدل‌های GARCHچندمتغیره برای بررسی سرایت تلاطم میان بازارهای مختلف به دفعات مورد استفاده قرار گرفته شده است. در این بخش قصد داریم با رویکرد در نظرگرفتن مجموعه‌ای از شاخص‌های سهام در قالب مدل‌های GARCH چندمتغیره بحث کنیم. در

Archive of SID
www.SID.ir

این دسته از مدل‌ها، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل، به شدت افزایش می‌یابند و از سوی دیگر، لازم است تا ماتریس واریانس، مثبت معین باشد. برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نبوده و از مشکلات اصلی برآورد این مدل‌ها می‌باشد(باونز، لارنت، رامبوتس، ۲۰۰۶). با توجه به رویکرد این پژوهش، مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) در راستای لحاظ نمودن اثر حافظه بلندمدت توسعه داده شده و در تحلیل تجربی، بکارگرفته می‌شود. این مدل توسط بالرسلو (۱۹۹۰)، ارائه شد. در این مدل ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی H_t به وسیله ماتریس واریانس شرطی و ماتریس همبستگی شرطی به طور جداگانه الگوسازی می‌شود. رویه کار به این صورت است که ابتدا یک مدل GARCH برای هر یک از نوسانات سری‌های زمانی تخمین زده و سپس بر اساس نوسانات شرطی به دست آمده و ماتریس همبستگی‌های شرطی ثابت (تحت شرط مثبت قطعی بودن) ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی را به دست می‌آوریم. در این مدل، همبستگی‌های شرطی ثابت بوده اما واریانس‌ها و به تبع آن کوواریانس‌های شرطی متغیر در زمان هستند. محدودیت ثابت‌بودن همبستگی-های شرطی، تعداد پارامترها را کاهش داده و در نتیجه رویه‌های تخمین و تفسیر را ساده می‌سازد.

برای تشریح مدل CCC فرض کنید r_t یک بردار $N \times 1$ از بازده سری زمانی مالی با ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی متغیر در زمان، H_t می‌باشد. در این صورت داریم؛

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})u_t \qquad (۲)$$

$$H_t = D_t R D_t \qquad (۳)$$

که در آن μ_t بردار بازده موردانتظار دوره tام با توجه به مجموعه اطلاعات گذشته (I_{t-1}) و $H_t(I_{t-1}) = E[\varepsilon_t \varepsilon_t^T | I_{t-1}]$ ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی می‌باشد. فرض می‌شود پسماندها ε_t دارای توزیع نرمال به شکل $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \sim N(0, D_t R D_t)$ می‌باشد و u_t یک توزیع نرمال استانداردشده(بردار تصادفی) با مشخص نمایی $u_t \sim N(0, I_n)$می‌باشد. لازم به ذکر است اگر میانگین شرطی $\mu_t(I_{t-1}) = 0$ باشد، $r_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})u_t$ تعریف می‌گردد. ماتریس H_t از دو جزء تشکیل شده است که به صورت جداگانه تخمین زده می‌شود. ماتریس همبستگی شرطیR که به شکل رابطه(۴) تعریف می‌شود.

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \dots & \rho_{1N} \\ \dots & \dots & \dots \\ \rho_{N1} & \dots & 1 \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

www.SID.ir

و در آن ρ_{ij}، ضریب همبستگی بین دارایی‌های i و j است و ماتریس قطری نوسانات(انحراف معیار) شرطی متغیر با زمان D_t که به صورت رابطه (۵) قابل بازنمایی می‌باشد.

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_{NN,t}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{t,1} & 0 & 0 \\ 0 & \hat{\sigma}_{t,2} & 0 \\ 0 & 0 & \hat{\sigma}_{t,N} \end{bmatrix} \quad (۵)$$

هر جزء روی قطر اصلی ماتریس D_t در واقع نشان‌دهنده نوسان (انحراف معیار) هر دارایی در زمان t است که توسط یک فرآیند GARCH(1,1) به شکل زیر در دو بیان غیرماتریسی و ماتریسی به دست آمده است.

$$h_{ii,t} = \omega_{.} + \alpha_i \varepsilon^{۲}_{i,t-۱} + \beta_i h_{ii,t-۱}$$

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{1,t} \\ h_{2,t} \end{bmatrix} = \omega_0 + A\varepsilon^2_{t-1} + Bh_{t-1} = \begin{bmatrix} \omega_{1,0} \\ \omega_{2,0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} \\ \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{2,t-1} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

واریانس‌های $h_{ii,t}$ در واقع همان σ^2_t در فرآیند GARCH است که در اینجا با نماد $h_{ii,t}$ نشان داده شده است. با این شرایط ماتریس واریانس-کواریانس شرطی H_t، در قالب رابطه (۷) بیان می‌شود.

$$H_t = diag(\sqrt{h_{۱۱,t}}, ..., \sqrt{h_{NN,t}})[R]diag(\sqrt{h_{۱۱,t}}, ..., \sqrt{h_{NN,t}}) \quad (۷)$$

در حالت دو متغیره(N=2) و$p=q=1$، حالت گسترده ماتریس H_t به شکل رابطه (۸) است. تعداد پارامترها نیز در این حالت ۷عدد می‌باشد.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \quad (۸)$$

در این مشخص نمایی ماتریس H_t، با در نظرگرفتن محدویت‌های خاص بر روی پارامترها، مثبت معین بودنش تضمین می‌شود. به طور کلی در مدل CCC، ماتریس واریانس-کواریانس H_t مثبت معین است اگر و فقط اگر تمام N نوسان مثبت بوده و ماتریس همبستگی R نیز مثبت باشد. همچنین مدل CCC فرض می‌کند که همبستگی شرطی ρ_t د ر طول زمان ثابت است و وابسته به زمان بودن کواریانس شرطی تنها می‌تواند به وابسته به زمان بودن واریانس شرطی نسبت داده شود ($h_{۱۲,t} = \sigma^{۲}_{۱۲,t} = \rho_{۱۲}\sigma_{۱,t}\sigma_{۲,t}$). البته آزمون مربوط به اطلاعات ماتریس یا آزمون ضریب لاگرانژ، فرضیه

www.SID.ir

ثابت بودن همبستگی در بازار سهام را در مطالعات متعددی، رد نموده است. به عنوان مثال یکی از ویژگی‌های مشهور در مورد به هم پیوستگی نامتقارن بازارهای مالی، این است که بازارهای مالی در زمان بحران بیشتر از دوره‌های آرام، به یکدیگر مرتبط هستند. با وجود این نامتقارنی در همبستگی شرطی، فرض همبستگی ثابت شرطی، مدیریت ریسک را دچار تخمین‌های بیش‌نمایی‌شده یا کم‌نمایی شده می‌سازد. چراکه باعث می‌شود در شرایط متلاطم ریسک کمتر از حد تخمین زده شود و در شرایط عادی، تخمین بیش از حد ریسک منجر به متضرر شدن می‌گردد.

۴- مدل همبستگی شرطی ثابت دارای حافظه بلندمدت[۲] (FCCC)

اکثر سری‌های زمانی مالی، نامانا هستند، اگرچه در بسیاری از موارد نیاز نیست که چندین تفاضل از آن گرفته شود، ولی الزاما گرفتن اولین تفاضل و سپس استفاده از یک مدل ARMA، بهترین روش ممکن نیست. حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی را می‌توان به صورت خودهمبستگی بین وقفه‌های طولانی، بیش از صدها دوره زمانی، تعریف کرد(تولوی، ۲۰۰۳). مدل‌های حافظه‌بلندمدت نشان‌دهنده ساختار غیرخطی بازارهای سرمایه است و در نتیجه نشان می‌دهد که الگوهای خطی در توصیف ماهیت واقعی این بازارها ناکارامد هستند. ساختار غیرخطی بازار سرمایه موجب می‌شود تا پیش‌بینی آن مشکل شود و همچنین خودهمبستگی‌های یک سری انباشته(I(1 و (I(2 در وقفه‌های طولانی نیز به شکل ماندگاری باقی می‌ماند(یو و یائو، ۲۰۰۷). یک سری زمانی دارای حافظه بلندمدت را می‌توان با تابع خود همبستگی(ACF) آن که با نرخ هیپربولیک (شبه هذلولی) کاهش می‌یابد، مشخص کرد. نرخ کاهشی هیپربولیک بسیار کندتر و آهسته‌تر از نرخ کاهشی تابع خودهمبستگی سری زمانی‌ای که حافظه‌ی کوتاه‌مدت دارد، و بطور معمول با نرخی نمایی به میرایی رفته و مقادیر بالای خود همبستگی تنها بعد از چند وقفه از بین می‌رود. برخی فرایندها رفتاری بین این دو مورد را نشان می دهند. آن ها به وضوح نامانا هستند؛ با این وجود، زمانی که از آن‌ها تفاضل‌گیری می‌شود، این ویژگی را دارند که به طور یک در میان همبستگی‌های مثبت و منفی نشان دهند. اما داده‌هایی که از آن‌ها تفاضل‌گیری نشده است، در وقفه‌های بسیار دور هم خودهمبستگی‌های معناداری نشان می‌دهند(گرین، ۲۰۰۳). این فرآیندها، فرآیندهای با حافظه بلندمدت نامیده می‌شود و یکی از رایج‌ترین روش‌ها برای اندازه‌گیری و سنجش حافظه بازارها، برآورد پارامتر انباشتگی کسری[۱۱] (d) در آن‌ها می‌باشد. در ادامه به دنبال این هستیم که ویژگی حافظه بلندمدت را در مدل همبستگی شرطی دینامیک وارد نماییم.

www.SID.ir

شکل عمومی معادله واریانس در یک مدل GARCH(1,1) در معادله(۹) آورده شده است. همچنین در صورتی که بخواهیم مدل GARCH(1,1) را به صورت دارای حافظه بلندمدت FIGARCH(1,d,1) بازنویسی کنیم به شکل معادله(۱۰) قابل بازنمایی است.

معادله واریانس در مدل GARCH(1,1) ؛

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۹)$$

معادله واریانس در مدل FIGARCH(1,d,1) ؛

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + (1 - \beta L - (1-\phi L)(1-L)^d)\varepsilon_t^2 \qquad (۱۰)$$

حال در راستای توسعه یک مدل FIGARCH تک‌متغیره به یک چارچوب چندمتغیره یا به عبارت دیگر لحاظ‌نمودن حافظه بلندمدت پسماندها در مدل GARCH چندمتغیره در چند مرحله زیر انجام می-شود؛

ماتریس واریانس-کواریانس در مدل GARCH(1,1) چندمتغیره قطری به صورت ؛

$$H_{ij,t} = \omega_{ij} + \alpha_{ij}\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + \beta_{ij}H_{ij,t-1} \qquad (۱۱)$$

برای لحاظ نمودن خاصیت FI در معادله (۱۱) و تبدیل آن به معادله (۱۲) کافی است مشخص نمایی $1-\beta L-(1-\phi L)(1-L)^d$ را جایگزین αL نماییم.

همچنین برای توسعه به سمت چارچوب قطری چندمتغیره می‌بایست برای هر عضو از ماتریس کواریانس شرطی یک معادله GARCH ارائه دهیم. قابل ذکر است ماتریس کواریانس H_t و $\varepsilon_t\varepsilon_t'$ ماتریس‌های متقارن بوده و در نتیجه ω_{ij}، α_{ij} و β_{ij} نیز متقارن می‌باشند. برای توسعه مدل FIGARCH به مدلFIGARCH چندمتغیره باید برای هر مولفه از ماتریس کواریانس شرطی معادله FIGARCH بنویسیم؛

$$H_{ij,t} = \omega_{ij} + \beta_{ij}H_{ij,t-1} + (1 - \beta_{ij}L - (1-\phi_{ij}L)(1-L)^{d_{ij}})\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t} \qquad (۱۲)$$

این رویکرد یک توسعه مستقیم از مدل دو متغیره به سمت چندمتغیره است که توسط (تیسیر،۱۹۹۷)، ارائه شده است. نقطه ضعف این رویکرد این است که تابع راستنمایی آن به تعداد پارامترهای حافظه بلندمدت بسیار حساس است. $N(N+1)/2$ پارامتر داریم که تابع راستنمایی برای تخمین مدل به مشکل بر می‌خورد. برای رفع این مشکل یک تصریح مختصرتر و باصرفه بیشتر برای

Archive of SID
www.SID.ir

مشخص‌نمایی اجزای حافظه بلندمدت به کار می‌بریم. در این رویکرد برای توسعه از مدل تک‌متغیره FIGARCH به یک چارچوب چندمتغیره از رویه‌ای شبیه توسعه مدل GARCH تک‌متغیره به چندمتغیره استفاده می‌کنیم با این تفاوت که عملگر $(1-L)^d$ را به صورت اسکالر باقی نگاه داشته و سایر اجزای معادله (۱۲) را به صورت ماتریسی بیان می‌داریم. که بازنمایی معادله واریانس به شکل رابطه (۱۳) خواهد شد؛

$$H_{ij,t} = \omega_{ij} + \beta_{ij} H_{ij,t-1} + (1 - \beta_{ij} L - (1-\phi_{ij} L)(1-L)^d)\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t} \qquad (۱۳)$$

مشخص‌نمایی تعریف‌شده به سادگی از مشخص‌نمایی (۱۲) با قرار دادن $d_{ij} = d$ به دست می‌آید. به عبارت دیگر یک ساختار مشترک در اجزای حافظه بلندمدت در نظر گرفته می‌شود. در ذیل چند دلیل که ارزش تکنیک به کار گرفته شده را آشکار می‌سازد، آورده شده است.

۱- برای سری‌های زمانی تجربی مالی مشابه؛ از لحاظ تئوریک منطقی است فرض شود که یک ساختار حافظه بلندمدت مشترک وجود دارد. (به عنوان مثال نرخ‌های ارز خارجی در مقابل دلار آمریکا)

۲- مطالعات صورت‌گرفته به این نکته اشاره دارد که درجه حافظه بلندمدت در تلاطم سری‌های زمانی تجربی مالی مشابه، نزدیک به یکدیگر هستند. [به عنوان مثال تیسیر (۱۹۹۷) با استفاده از تکنیک‌های تخمین نیمه پارامتریک به یک درجه حافظه بلندمدت مشترک در تلاطم‌های روزانه نرخ ارز بین آلمان و انگلیس در مقابل دلار آمریکا دست یافت.]

۳- بسط مک لورن $(1-L)^d$ یک فرم غیرخطی از d می‌باشد. بنابراین لزومی به اعمال جزء $(1-L)^{d_{ij}}$ نمی‌باشد. لازم به ذکر است این موضوع در مورد سایر پارامترها نظیر ω، β و ϕ لحاظ نمی‌گردد چراکه سایر پارامترها دارای فرم خطی در معادله واریانس (۱۳) می‌باشند.

با توجه به دلایل ارائه شده برای مشخص‌نمایی معادله واریانس از معادله (۱۳) استفاده می‌کنیم که در آن ماتریس‌های ω_{ij}، β_{ij} و ϕ_{ij} متقارن می‌باشند و پارامتر حافظه بلندمدت $0 < d < 1$ است. از لحاظ تحلیلی، یافتن شرایط مثبت معین بودن فرآیند H_t، دشوار است. بنابراین این شرط مثبت معین بودن به صورت عددی برای مقادیر داخل نمونه‌ای[۳] ماتریس واریانس شرطی، اعمال می‌گردد.

۴-۱- توسعه مدل CCC(1,1) به مدل FCCC(1,d,1)

فرض کنید بردار r_t بردار بازده N دارایی مالی در دوره tام و I_{t-1} مجموعه اطلاعات جمع‌آوری شده تا زمان $t-1$ باشد. بنابراین می‌توان نوشت:

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

Archive of SID
www.SID.ir

که در آن $\boldsymbol{\mu}_t$ بردار بازده مورد انتظار دوره tام با توجه به مجموعه اطلاعات گذشته بوده که می‌تواند یک مدل VAR بصورت رابطه (۱۵) باشد:

$$\mu_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p} A_i r_{t-i} \qquad (۱۵)$$

بردار ε_t نیز نشان‌دهنده پسماندها در دوره tام به شکل $\varepsilon_t \left| \varphi_{t-1} \sim N(0, D_t R\ D_t) \right.$ بوده که به صورت رابطه (۱۶) قابل تعریف است:

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1}) u_t \qquad (۱۶)$$

که $H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})$ یک ماتریس مثبت معین $N \times N$ و $u_t \sim N(0, I_n)$ بردار تصادفی به صورت $N \times 1$ می‌باشد. هر جزء روی قطر اصلی ماتریس D_t در واقع نشان‌دهنده نوسان (انحراف معیار) هر دارایی در زمان t است که توسط یک فرآیند FIGARCH(1,1) به شکل زیر در دو بیان غیرماتریسی و ماتریسی به دست آمده است.

$$\begin{aligned} h_{ii,t} &= \omega_{.} + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^{2} + \beta_i h_{ii,t-1} \\ h_{ii,t} &= \omega_{ij} + (1 - \beta_{ij} L - (1 - \phi_{ij} L)(1 - L)^d) \varepsilon_{i,t}^2 + \beta_{ij} h_{ii,t-1} \end{aligned} \qquad (۱۷)$$

در بخش (۴) توضیح داده شد که برای توسعه مدل GARCH(1,1)چندمتغیره به مدلFIGARCH(1,d,1) چندمتغیره، باید عبارت در معادله (۱۱) با عبارت (۱۸) جایگزین گردد.

$$[1 - \beta_{ij} L - (1 - \phi_{ij} L)(1 - L)^d] \varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t} \qquad (۱۸)$$

عبارت (۱۸) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$\begin{aligned} &[1 - \beta_{ij} L - (1 - \phi_{ij} L)(1 - L)^{d_{ij}}] \varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t} = \\ &= \varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t} - \beta_{ij} L(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) - (1 - L)^d (\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) + \varphi_{ij} L (1 - L)^d (\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) \end{aligned} \qquad (۱۹)$$

بنابراین، برای تبدیل مدل CCC(1,1) به مدل FCCC(1,d,1) باید ماتریس $h_t = \omega_0 + A \varepsilon_{t-1}^2 + B h_{t-1}$ را با جایگزینی مشخص نمایی $A \varepsilon_{t-1}^2$ با مشخص نمایی(۲۰) که بیان ماتریسی معادله (۱۹) است، بازنویسی نمود.

www.SID.ir

$$\varepsilon_t^2 - B\varepsilon_{t-1}^2 - (1-L)^d \varepsilon_t^2 + A(1-L)^d \varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۲۰)$$

بنابراین معادله واریانس در بیان ماتریسی به شکل زیر خواهد بود؛

$$h_t = \omega - B\varepsilon_{t-1}^2 + [1-(1-L)^d]\varepsilon_t^2 + A(1-L)^d \varepsilon_{t-1}^2 + Bh_{t-1} \qquad (۲۱)$$

شکل گسترده معادله(۲۱) به شکل زیر می‌باشد؛

$$\begin{bmatrix} h_{1,t} \\ h_{2,t} \\ h_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \omega_3 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{31} & \beta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \\ \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix}$$
$$- [dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3] \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t}^2 \\ \varepsilon_{2,t}^2 \\ \varepsilon_{3,t}^2 \end{bmatrix}$$
$$+ [1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3] \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{31} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \\ \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \qquad (۲۲)$$
$$+ \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{31} & \beta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{2,t-2} \\ h_{3,t-3} \end{bmatrix}$$

واریانس‌های $h_{ii,t}$ در واقع همان σ_t^2 تحت یک فرآیند دارای حافظه بلندمدت می‌باشند که در اینجا با نماد $h_{ii,t}$ نشان داده شده است. با این شرایط ماتریس واریانس-کواریانس شرطی مدل FCCC به شکل رابطه(۲۲) بیان می‌شود.

$$H_t = diag(\sqrt{h_{11,t}}, ..., \sqrt{h_{NN,t}})[R]diag(\sqrt{h_{11,t}}, ..., \sqrt{h_{NN,t}}) \qquad (۲۲)$$

این مدل چندمتغیره توسعه‌ای از مدل CCC می‌باشد که اثر حافظه‌بلندمدت را در نظر می‌گیرد و به مدل امکان تطبیق‌پذیری بیشتری با دنیای واقعی را می‌دهد. مدل توسعه داده شده علاوه بر لحاظ-نمودن پارامتر حافظه بلندمدت، آن را در طی فرآیند مدل‌سازی برآورد می‌نماید.

www.SID.ir

۴-۲- تخمین مدل FCCC

در این مقاله برای تخمین پارامترهای مدل توسعه داده شده از روش حداکثر راستنمایی استفاده خواهد شد. تخمین‌ها تحت فرض گوسی بودن پسماندهای استاندارد شده صورت می‌پذیرد. لازم به ذکر است در غالب سری‌های زمانی مالی که در مدل‌سازی مورد استفاده قرار می‌گیرند حتی اگر ناهمسانی واریانس را لحاظ کنیم، ویژگی دمب چاق بودن باقی خواهد ماند. در این حالت می‌توان از توزیع‌های دیگری نظیر توزیع t، توزیع t با در نظرگرفتن چولگی و توزیع نمایی استفاده نمود. لیکن تحت شرایط مشخص و در صورتی که معادله واریانس به درستی تصریح شده باشد، روش حداکثر راستنمایی به یک تخمین سازگار و به صورت مجانبی نرمال منجر خواهد شد (بالرسلو و ولدریج،۱۹۹۲) و (انگل و سپارد، ۲۰۰۱). به همین دلیل رایج‌ترین رویکرد در تخمین مدل‌های کلاس GARCH بکارگیری تابع حداکثرراستنمایی (شبه راستنمایی) می‌باشد.

تابع توزیع احتمال مشترک پسماندهای استاندارد شده $u_t \sim N(0,I)$ به شکل معادله (۲۳) می‌باشد که در آن t=1,2,…,T دوره‌های زمانی است که در تخمین مدل به کار گرفته می‌شود.

$$f(u_t) = \prod_{t=1}^{T} \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \exp\{-\tfrac{1}{2} u_t^T u_t\} \qquad (۲۳)$$

با تغییر شکل خطی متغیرها، تابع حداکثر راستنمایی برای $\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} u_t$ به شکل معادله(۲۴) قابل بازنویسی است.

$$L(\theta) = \prod_{t=1}^{T} \frac{1}{(2\pi)^{n/2} \left|H_t\right|^{\frac{1}{2}}} \exp\{-\tfrac{1}{2} \varepsilon_t^T H_t^{-1} \varepsilon_t\} \qquad (۲۴)$$

اگر از طرفین معادله(۲۴) لگاریتم گرفته شود و ماتریس H_t به شکل $D_t R D_t$ جایگزین گردد، تابع حداکثر راستنمایی به شکل زیر خواهد بود.

$$\begin{aligned} \ln(L(\theta)) &= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} (n\ln(2\pi) + \ln(\left|H_t\right|) + \varepsilon_t^T H_t^{-1} \varepsilon_t) \\ &= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} (n\ln(2\pi) + \ln(\left|D_t R D_t\right|) + \varepsilon_t^T D_t^{-1} R^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t) \\ &= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} (n\ln(2\pi) + 2\ln(\left|D_t\right|) + \ln(\left|R\right|) + \varepsilon_t^T D_t^{-1} R^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t) \end{aligned} \qquad (۲۵)$$

Archive of SID
www.SID.ir

با توجه به این که در مشخص نمایی فوق ماتریس R متغیر با زمان در نظر گرفته نمی‌شود، رویه تخمین ساده‌تر می‌گردد. با این حال از آنجایی که تابع راستنمایی مدل‌های GARCH در پارامترهای-شان غیرخطی هستند تنها راه پیداکردن ماکزیمم آن‌ها استفاده از روش‌های بهینه‌سازی عددی است. همچنین به منظور شروع مناسب فرآیند بازگشتی در معادله واریانس شرطی می‌بایست برخی شرایط اولیه در نظرگرفته شود. بر همین اساس نمونه باید به دو قسمت تقسیم شود. p مشاهده اولیه به عنوان مقادیر پیش‌نمونه‌ای برای شروع فرایند بازگشتی استفاده می‌شود در حالی که مشاهدات بعدی $(t = p+1, p+2,...,T)$ نمونه‌ی واقعی مورد استفاده در محاسبه تابع حداکثر راستنمایی را تشکیل می‌دهند. در این رویکرد تابع راستنمایی مشروط به مقادیر اولیه حداکثرسازی می‌شود.

۵- تحلیل تجربی

در این پژوهش از داده‌های روزانه در قالب سه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار ایران (تهران) یا TEPIX، امارات(دبی) یا DFM و شاخص قیمت روزانه نفت خام در مدل‌سازی‌ها، برآوردها و آزمون‌ها استفاده می‌شود. بازه زمانی مورد تحقیق نیز برای داده‌های روزانه از دسامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ در نظر گرفته شده است. نحوه محاسبه شاخص کل بورس دبی و بورس تهران شبیه به هم می‌باشد و امکان گنجاندن این دو شاخص در یک مدل چندمتغیره وجود دارد. به دلیل تفاوت در روزهای کاری میان بازار سهام تهران و بازارهای بین‌المللی، داده‌ها به گونه‌ای تطبیق داده شده تا بیشترین هم‌پوشانی میان بازده شاخص‌ها و روزهای هفته حاصل گردد. ویژگی‌های آماری توزیع بازده شاخص‌های مورد بررسی در جدول شماره (۱) آورده شده است.

جدول(۱) : ویژگی‌های آماری توزیع بازده شاخص‌ها

	بورس تهران	بورس دبی	قیمت نفت
میانگین	۰,۰۰۰۴۲۴	-۰,۰۰۱۰۳۷	۰,۰۰۰۵۸۳
انحراف معیار	۰,۰۰۵۶۵۸	۰,۰۲۲۰۱۷	۰,۰۱۲۵۴۴
چولگی	۰,۵۵۳۹۹۵	-۰,۰۱۱۷۱۲	-۰,۱۳۶۷۸۲
کشیدگی	۲۸,۵۵۹۵۸	۶,۶۷۹۲۸۰	۶,۰۶۷۲۱۶

میانگین بازدهی روزانه شاخص کل بورس تهران در دوره مورد مطالعه برابر ۰,۰۰۰۴۲۴ و انحراف معیار آن ۰,۰۰۵۶۵۸ بوده است. این توزیع دارای چولگی ۰,۵۵۳۹۹۵ است که به معنای چولگی به راست است. همچنین کشیدگی آن ۲۸,۵۵۹۵۸ است که خیلی بیشتر از کشیدگی تابع چگالی نرمال

www.SID.ir
Archive of SID

است. لذا منحنی آن دارای دنباله پهن و قله بلند می‌باشد. آزمون نرمال بودن توزیع بازده‌ها نشان می‌دهد که توزیع آن‌ها نرمال نیست. آماره جارک-برا[۵۷] که برای آزمون نرمال بودن مورد استفاده قرار می‌گیرد، نیز گویای همین مطلب است. آماره جارک-برا برای بازده لگاریتمی شاخص‌های مورد بررسی، بورس تهران برابر با ۲۳۲۳۵، بورس دبی برابر با ۴۸۰ و برای بازده لگاریتمی قیمت نفت برابر با 395می‌باشد.

- **معرفی متغیرهای مدل و تحلیل نتایج تخمین**

برای تخمین مدل FCCC از نرم‌افزار Matlab و روش شبه حداکثر راستنمایی معرفی شده در قسمت (۵-۲) استفاده شده است. با توجه به ساختار غیرخطی عملگر حافظه $(1-L)^d$، بسط مک‌لورن مرتبه سوم آن در ساختار برنامه‌نویسی و تابع راستنمایی بکار گرفته شد. مدل توسعه داده شده علاوه بر لحاظ‌نمودن پارامتر حافظه‌بلندمدت، آن را در طی فرآیند مدل‌سازی برآورد می‌نماید که این رویه تا کنون در مطالعات گذشته مورد توجه نبوده است. در مدل FCCC، α_{ii}اثرات آرچ در هر یک از متغیرها را تصریح می‌نماید و α_{ij} نشان‌دهنده اثر سرایت(سرریز) شوک(تلاطم)های دوره پیشین متغیر i به تلاطم جاری متغیر j می‌باشد. این اثر سرایت بر اساس مربع پسماندها که از مدل‌های پیش‌بینی بازده حاصل می‌شود، اندازه‌گیری می‌گردد. β_{ii} اثرات گارچ را نشان می‌دهد و تصریحی از پایداری تلاطم در هر یک از سری‌ها می‌باشد. β_{ij} که بر مبنای پیش‌بینی اخیر واریانس است، نشان‌دهنده اثر سرایت تلاطم واریانس‌های دوره پیشین متغیر i به واریانس جاری متغیر j می‌باشد. ρ_{ij} نیز نشان‌دهنده همبستگی شرطی بین دو متغیر و یک بازنمایی از حرکت همزمان آن‌ها می‌باشد. لازم به ذکر است هر دو عبارت α_{ij} و β_{ij} می‌توانند حاکی از سرایت بین شاخص‌ها بوده و اثر سرریز تلاطم به وسیله مقادیر غیرقطری این ماتریس‌ها مشخص می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل FCCC در جدول(۲) آورده شده است.

با توجه به توضیحات گفته شده و نتایج حاصل از تخمین که در جدول(۲) نشان داده شده است، در مدل FCCC، ضرایب α_{ii}و β_{ii} معنادار هستند که نشان‌دهنده میزان انتقال شوک‌ها و پایداری در تلاطم‌های شرطی درون هر یک از سه شاخص فوق‌الذکر می‌باشد. [لازم به ذکر است اولین سری زمانی به ایران اختصاص یافت و امارات و بازار نفت دوم و سوم را به خود اختصاص دادند.] این اثر در مورد ایران ($\alpha_{۱۱}$ = ۰,۱۳۴۴۱) و ($\beta_{۱۱}$ = ۰,۸۶۰۵۵) به صورت معناداری مشاهده شد. این ضرایب برای امارات ($\alpha_{۲۲}$ = ۰,۰۹۰۳۲) و ($\beta_{۲۲}$ = ۰,۹۰۹۲۰) و نفت خام ($\alpha_{۳۳}$ = ۰,۰۶۵۳۱) و ($\beta_{۳۳}$ = ۰,۹۲۰۸۲) نیز معنادار بودند.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول(۲) : نتایج حاصل از تخمین مدل FCCC

پارامتر	تخمین ضرایب	پارامتر	تخمین ضرایب	پارامتر	تخمین ضرایب
α_{11}	۰,۱۳۴۴۱ (۰,۰۰۰۰)	α_{22}	۰,۰۹۰۳۲ (۰,۰۰۰۰)	α_{33}	۰,۰۶۵۳۱ (۰,۰۰۰۰)
β_{11}	۰,۸۶۰۵۵ (۰,۰۰۰۰)	β_{22}	۰,۹۰۹۲۰ (۰,۰۰۰۰)	β_{33}	۰,۹۲۰۸۲ (۰,۰۰۰۰)
α_{21}	۰,۰۸۵۳۲ (۰,۰۰۰۰)	α_{32}	۰,۰۲۵۳۱ (۰,۰۰۰۰)	α_{31}	۰,۰۰۲۳۵ (۰,۰۰۰۰)
β_{21}	۰,۹۱۴۷۱ (۰,۰۰۰۰)	β_{32}	۰,۹۷۴۷۲ (۰,۰۰۰۰)	d	-۰,۳۰۴۵۱ (۰,۰۰۰۰)

ضرایب (α_{21} = ۰,۰۸۵۳۲) و (β_{21} = ۰,۹۱۴۷۱) معنادار بودند که نشان‌دهنده سرایت تلاطم از بازار سهام امارات(دبی) به بازار سهام ایران(تهران) می‌باشد. این اثر به صورت معکوس از بازار ایران به امارات مشاهده نگردید. سرایت تلاطم از بازار نفت به ایران به شکل ضعیف مشاهده گردید و ضریب (α_{31} = ۰,۰۰۲۳۵) معنادار بود اما سرایت معکوس به طور مشهودی مشاهده نشد. ضرایب (۰,۰۲۵۳۱ = α_{32}) و (β_{32} = ۰,۹۷۴۷۲) معنادار بودند که نشان‌دهنده اثر سرایت تلاطم بازار نفت به بازار امارات بود اما این اثر به صورت معکوس مشاهده نگردید. پارامتر حافظه بلندمدت (d= -۰,۳۰۴۵۱) برآورد شد که نشان‌دهنده این است که سری‌های زمانی مانا و دارای حافظه میان‌مدت هستند. منظور از حافظه‌ی میان‌مدت شرایطی می‌باشد که از میزان دیرپایی تاثیر شوک‌ها کاسته شده و در ادبیات مربوطه در حوزه‌ی حافظه‌ی بلندمدت طبقه‌بندی می‌شود. لازم به ذکر است به دلیل طولانی بودن جدول نتایج از آوردن ضرایبی که معنادار نبودند، خودداری شده و صرفا ضرایب معنادار که می‌بایست پایه‌های تفسیر مدل قرار گیرند، آورده شده است.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

مدل توسعه داده شده در این پژوهش برخلاف مدل FIGARCH چندمتغیره قطری پافکا و ماتیاس(۲۰۰۱) یک مدل نامحدود است که امکان مشاهده‌ی اثرات سرریز تلاطم میان بازارها را فراهم می‌کند. همچنین مقدار پارامتر d حافظه‌ی بلندمدت در طی فرآیند مدل‌سازی و تخمین مدل برآورد می‌شود که تطبیق‌پذیری و تصریح دقیق‌تری را فراهم می‌سازد. همچنین مقایسه نتایج مدلFCCC با CCC نشان می‌دهد که شاخص‌های مورد بررسی دارای حافظه بوده و ضرایب مدل (α_{ij}و β_{ij})ها و علی

www.SID.ir
Archive of SID

الخصوص ضرایب آرچ متفاوت می‌باشند. با در نظر گرفتن مدل FCCC ضریب β_{21} که نشان‌دهنده اثرات گارچ بوده و تصریحی از پایداری تلاطم از شاخص نفت به ایران می‌باشد، معنادار نبود. تحلیل تجربی صورت گرفته و بررسی روند شاخص‌های قیمت در دوره‌ی مورد مطالعه نشان می‌دهد که بازار سهام دبی و بازار جهانی نفت پرتلاطم هستند. این درحالی است که بازار سهام تهران بسیار کم‌تلاطم می‌باشد. منطقی است که انتقال تلاطم از بازارهای متلاطم‌تر به سمت بازارهای با تلاطم کمتر صورت گیرد که نتایج این پژوهش با این تئوری انطباق داشت. در تبیین سرایت تلاطم از شاخص بورس دبی به تهران نیز با توجه به حجم بالای مبادلات تجاری ایران و امارات که رقمی بیش از ۱۵ میلیارد دلار را شامل می‌شود و همچنین با توجه به این که بیش از ۳۵ درصد واردات ایران از امارات صورت می‌پذیرد، سرایت تلاطم از بازار سهام دبی به تهران منطقی به نظر می‌رسد. همچنین سرایت تلاطم از بازار نفت به ایران به شکل ضعیف مشاهده گردید اما سرایت معکوس به طور مشهودی مشاهده نشد اما در مورد سرایت از بازار نفت به بازار دبی این سرایت قابل مشاهده بود.

پیشنهاد می‌گردد پژوهش‌گران در این حوزه با توسعه سایر مدل‌های سرایت تلاطم نظیر DCC و FDCC و لحاظ نمودن اثر حافظه بلندمدت در آن به بسط بیشتر دانش در این زمینه بپردازند.

فهرست منابع

* جعفر عبدی، اکبر و غلامرضا کشاورز حداد، (۱۳۸۹). بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.
* درخشان، مسعود (۱۳۸۳)، مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت، مؤسسه مطالعات بین-المللی انرژی، تهران، صفحات ۲۰-۱۹.
* Aloui, C. and R. Jammazi (2009), The effects of crude oil shocks on stock market shifts behavior: A Regime Switching Approach, Energy Economics, No.31, pp.789-799.
* Arouri, M. and D.K. Nguyen (2010), Oil prices, Stock Markets and Portfolio Investment: Evidence from sector analysis in Europe over the last decade, Energy Policy, No.38, pp.4528-4539.
* 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 Finance Journal, No.17, pp.224-251.
* Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach, Review of Economics and Statistics, No.72, pp.498–505.

Archive of SID

www.SID.ir

* Bollerslev T. and J. M. Wooldridge, (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances, Econometric Reviews, Vol.11, pp.143-172.
* Connolly, R. A., F. A. Wang (1997), "Economic News and Stock Market Linkages: Evidence from the U.S., U.K., And Japan," Columbia University's Graduate School of Business.
* Engle, R. and Sheppard, K. (2001), Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. NBER Working Papers, No. 8554.
* Filis, George, Degiannakis, Stavros and Floros, Christos (2011), Dynamic Correlation between Stock Market and oil Prices: The Case of oil-importing and oil-exporting countries, International Review of Financial Analysis, No.20, pp.152-164.
* Green, William H., (2003), "Econometric Analysis", Fifth Edition, New Jersey: Prentice Hall.
* Hamilton, J. D. (1983), Oil and Macro-Economy since World War II. Journal of Political Economy, No.91, pp.228–248.
* Hamilton, J. D. (2003), What is an Oil Shock? Journal of Econometrics, No.113, pp.363–398.
* Hassan, S. A., & Malik, F. (2007), Multivariate GARCH modeling of sector volatility transmission. Quarterly Review of Economics and Finance, No.47, pp.470-480.
* 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, No.90, pp.216–240.
* Kilian, L. (2008a), The Economic Effects of Energy Price Shocks. Journal of Economic Literature, No.46, pp.871–1009.
* Kodres, L. E., & Pritsker,M. (2002), A rational expectations model of financial contagion. Journal of Finance, Vol.57,Issue.2, pp. 768-799.
* Lee, K., & Ni, S. (2002), On the dynamic effects of oil price shocks: A study using industry level data. Journal of Monetary Economics, Vol.49, pp.823-852.
* Malik, F., & Hammoudeh, S. (2007), Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets. International Review of Economics and Finance, Vol.16, pp.357-368.
* Mohammadi, H. and L. Sue (2010), International Evidence on Crude Oil Price Dynamics: Application of ARIMA-GARCH models, Energy Economics, in press.
* Pafka, S., Matyas, L.(2001), Multivariat Diagonal FIGARCH: Specification, Estimation and Application to modelling Exchange Rate Volatility, Available at http://ideas.repec.org. pp.5-7.
* Sadorsky, P. (1999), Oil price shocks and stock market activity. Energy Economics, Vol.21, pp.449-469.
* Tansuchat, R., C.L. Chang and M. McAleer (2010), Conditional Correlation and Volatility Spillovers Between Crude Oil and Stock Index Returns, Available at http://ideas.repec.org. pp.3-5.
* Teyssiere G. (1997). Modelling exchange rates volatility with multivariate long memory ARCH processes, Working Paper 97B03, GERQAM, Marseille, France.

Archive of SID
www.SID.ir

* Tolvi, Jussi, (2003), "Long Memory and Outliers in Stock Market Returns", Applied Financial Economics, Vol.13, No.7, pp.495-502.
* Wei, Y., Y. Wang and D. Huang (2010), Forecasting Crude Oil Market Volatility: Further Evidence using GARCH-Class Models, Energy Economics, Vol.32, No.6, pp.1477-1484.
* Xiu Jin & Yao Jin, (2007), "Empirical Study of ARFIMA Model Based on Fractional Differencing", Physica A- 377.
* 29.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, No.48, pp.482–504

یادداشت‌ها

[1]. MENA
[2]. Fractional Daynamic Conditional Correlation
[3] In-the-sample values

Archive of SID

www.SID.ir