

فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال ششم، شماره نوزدهم
پاییز ۱۳۹۲

بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات

سیدمحمد سیدحسینی^۱

سید بابک ابراهیمی^۲

تاریخ پذیرش: ۹۲/۲/۱۵

تاریخ دریافت: ۹۲/۱/۱۸

چکیده

همبستگی دارایی‌ها امری مهم در مدیریت ریسک و استراتژی‌های تشکیل سبد سرمایه‌گذاری است. سرمایه‌گذارانی که سعی در متنوع ساختن دارایی‌های خود در بازارهای منطقه‌ای دارند به ارتباطات میان بازارهای سهام توجه ویژه‌ای می‌نمایند. این مقاله به بررسی سرایت تلاطم بین شاخص سهام بازارهای تهران، دبی و استانبول به عنوان سه بازار نوظهور و پیشرو در منطقه می‌پردازد. بازه زمانی این پژوهش از دسامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ و داده‌های مورد استفاده به صورت روزانه در نظر گرفته شده است. همچنین مدل‌های مورد استفاده از کلاس مدل‌های چندمتغیره گارچ CCC و DCC هستند. نتایج مقاله نشان‌دهنده سرایت معنادار تلاطم از بازار دبی به بازار تهران بود که این سرایت به شکل معکوس مشاهده نشد. از بازار دبی به ترکیه نیز سرایت محدودی قابل مشاهده بود.

واژه‌های کلیدی: سرایت تلاطم، بازده سهام، Multivariate GARCH، مدل CCC، مدل DCC.

۱- استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران (seyedhosseini@iust.ac.ir)

۲- دانشجوی دکتری مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران (مستول مکاتبات) (b_ebrahimi@iust.ac.ir)

۱- مقدمه

با گسترش فرآیند جهانی شدن، نه تنها بازارهای مالی کشورهای توسعه یافته بلکه بازارهای مالی کشورهای در حال توسعه نیز به یکدیگر مرتبط شدند. این مطلب سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها را تشویق به افزایش سود خود از طریق تجارت انتقالی^۱ می‌نماید. این فرآیند اساساً پول را از بازار با بازدهی پایین‌تر به بازار با بازدهی بالاتر انتقال می‌دهد. از آنجایی که بازارها به یکدیگر متصل می‌باشند، این واقعیت می‌تواند حاکی از آن باشد که یک رابطه تعادلی خطی میان بازارهای مالی وجود دارد. بنابراین، سرمایه‌گذاری در این بازارها در طولانی‌مدت سودآور نمی‌باشد زیرا آن‌ها با یکدیگر حرکت می‌کنند. به خصوص، سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها از تنوع‌سازی بین‌المللی سودی به دست نمی‌آورند زیرا این بازارها دارای روند تصادفی مشترک و واحدی هستند. هنگامی که بازارهای مالی با یکدیگر حرکت می‌کنند، ممکن است این مطلب منجر به سرایت بین بازارها گردد (دورنبوش و همکاران، ۲۰۰۰). بازارها در شرایط پرتلاطم (بحران) نسبت به وضعیت آرام و باثبات بازار حرکت مشترک و سرایت بیشتری را نشان می‌دهند. اگر هیچ حرکت مشترک معناداری وجود نداشته باشد، ارتباط بازارها ممکن است تنها به معنای همبستگی میان دو اقتصاد باشد.

هدف این پژوهش نشان دادن این مطلب است که آیا رابطه طولانی‌مدت مبتنی بر سرایت میان بازارهای مالی کشورهای در حال توسعه ترکیه، ایران و امارات وجود دارد یا خیر؟ وجود سرایت بین این بازارها بیانگر این واقعیت است که سرمایه‌گذاران در

بلندمدت از طریق متنوع‌سازی سرمایه‌گذاری‌هایشان در بعد بین‌الملل نمی‌توانند سودی به دست آورند. رابطه میان ایران و همسایگان کلیدی خود یعنی امارات و ترکیه از لحاظ سیاسی و اقتصادی از جهات مختلفی حائز اهمیت است. کشور امارات در سال‌های سیاست فعالانه اقتصادی را در پیش گرفته و در این خصوص نگاهی ویژه به همسایگان خود دارد. دبی شلوغ‌ترین و مدرن‌ترین مرکز تجاری خلیج فارس و پایتخت اقتصادی امارات متحده عربی می‌باشد و در حال حاضر بیش از ۳۰ هواپیمای در طول روز بین ایران و امارات در حرکت است. همچنین چیزی حدود ۱/۵ میلیون ایرانی در طول سال، امارات چهار میلیون نفری را برای مسافرت انتخاب می‌کنند. آمارها نشان می‌دهد که بیش از صد هزار ایرانی در قالب حدود صد شرکت در امارات متحده عربی فعالیت اقتصادی دارند. حجم مالی مبادلات تجاری بین امارات و ایران از ۱۲ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۵ به ۳۷ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۹ رسیده و در سال ۲۰۱۱ از مرز ۵۰ میلیارد دلار گذشته است (پورتال وزارت صنعت، معدن و تجارت، ۱۳۹۱).

امارات از سال ۲۰۰۳ با سبقت گرفتن از آلمان، رتبه اول صادرات کالا به ایران را به خود اختصاص داده است و از آن سال به بعد نیز، بیشتر اوقات در میان پنج کشور عمده صادرکننده کالا به ایران یا پنج کشور عمده واردکننده کالا از ایران قرار داشته‌اند. امارات عنوان بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران را از آن خود کرده‌اند و این در حالی است که قبل از سال ۱۹۹۶، دهمین شریک تجاری ایران به حساب می‌آمد.

گزارش اطلاعات تجاری منتشر شده از سه ماهه سوم سال ۲۰۱۱، نشان می‌دهد که تحریم‌های غرب

بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات

۵۲ درصد افزایش نشان می‌دهد. همچنین دو کشور در تلاش هستند، شهرک‌های صنعتی مشترک در مرز میان ایران و ترکیه، احداث نمایند که در صورت عملی شدن، این طرح بزرگترین پروژه خاورمیانه خواهد بود.

آخرین اطلاعات منتشرشده توسط موسسه آمار دولتی ترکیه نشان می‌دهد، فرآیند روبه رشدی که از اواخر سال ۲۰۰۹ میلادی در مبادلات بازرگانی دوکشور شروع شده، در طول سال ۲۰۱۰ میلادی ادامه یافته و به میانگین رشد بالاتری در مقایسه با کل مبادلات بازرگانی ترکیه دست یافته است. در ۱۱ ماه اول سال ۲۰۱۰ میلادی ایران به عنوان یکی از شرکای مهم تجاری ترکیه سهمی برابر ۴/۲ درصد در کل واردات و ۲/۶ درصد در کل صادرات ترکیه را به خود اختصاص داد. همچنین ۱۴۷۰ شرکت ایرانی تا پایان سال گذشته در ترکیه فعالیت داشته‌اند. شماری از این شرکت‌ها در تجارت ایران و ترکیه دخیل هستند و برخی از حضور در ترکیه برای دسترسی به بازارهای اروپایی استفاده می‌کنند، چراکه در داخل ایران با توجه به تحریم‌ها دسترسی به بازارهای اروپایی بسیار دشوار است (شبکه اطلاع رسانی تولید و تجارت ایران، ۱۳۹۱).

این مقاله در نظر دارد ارتباط میان بازارهای مالی این سه کشور که ارتباطات تجاری گسترده‌ای دارند را مورد بررسی قرار دهد. چارچوب مقاله به این صورت است که در بخش دوم، ابتدا ادبیات تجربی پژوهش مطرح شده و در بخش سوم روش‌شناسی پژوهش و مدل‌های استفاده شده معرفی می‌گردد. بخش چهارم به داده‌ها و تحلیل تجربی نتایج اختصاص دارد و بخش پنجم نیز به بیان نتایج می‌پردازد.

علیه ایران که از ماه ژوئن ۲۰۱۰ اجرا شد موجب کاهش پایدار مبادلات تجاری بین ایران و دوبی نشده است. بلکه صادرات به ایران و سهم آن در حجم کل صادرات دوبی در سال ۲۰۱۱ افزایش داشته است. در این میان، صادرات مجدد از اهمیت بیشتری برخوردار بوده است، زیرا بیش از ۹۰ درصد مبادلات تجاری با ایران را صادرات مجدد تشکیل داده است. صندوق بین‌المللی پول پیش‌بینی کرده، کاهش ۳۰ درصدی صادرات به ایران بر رشد تولید ناخالص داخلی امارات به میزان ۳.۰ درصد تاثیر خواهد گذاشت (صندوق بین‌المللی پول، ۱۳۹۱).

ایران و ترکیه نیز به دلیل برخورداری از موقعیت همسایگی و روابط دیرینه تاریخی، این ظرفیت را دارند که روابط دوگانه اقتصادی را به خوبی گسترش دهند. از طرفی کشور ترکیه برای جبران کسری تراز پرداخت‌ها، سیاست نزدیکی با ایران را پیش گرفته به گونه‌ای که حجم تجارت دو کشور که از ۱/۲ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۲ میلادی به ۱۶ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۱ افزایش یافته است. این افزایش حجم معاملات را می‌توان متأثر از ایجاد تسهیلات در امور مالی و مبادلات، تعرفه ترجیحی و افزایش دیدارهای متقابل و اجرایی کردن توافقات کمیسیون مشترک دانست. این دو کشور در نظر دارند، چشم‌انداز گسترش حجم همکاری‌های دو کشور و حصول به هدف حجم ۳۰ میلیارد دلاری تجارت فیما بین در سال ۲۰۱۵ را دارند (رایزنی فرهنگی و توریستی سفارت ترکیه در ایران، ۱۳۹۱).

بر اساس آمار، در سال ۲۰۱۰، حجم صادرات ترکیه به ایران، ۱۸ درصد و حجم واردات ترکیه از ایران، ۶۳ درصد افزایش داشت؛ اما از ابتدای سال ۲۰۱۲ تاکنون، صادرات ترکیه به ایران کاهش یافته اما واردات این کشور از ایران (عمدتاً نفت و گاز)،

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که اطلاعات مربوط به متغیرهای مالی، در طول زمان، در بازار دارایی‌ها به یکدیگر سرایت^۲ می‌کنند. این موضوع با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر، اهمیت بیشتری یافته است. مکانیزم‌های سرایت بین بازده‌ها و تلاطم دارایی‌های مختلف، به دلایل متعدد مهم می‌باشد. نخست، مکانیزم‌های سرایت، اطلاعاتی در خصوص کارایی بازار به ما می‌دهند. سرایت بین بازده دارایی‌ها نشان‌دهنده وجود یک استراتژی معاملاتی سودآور است و چنانچه سود این استراتژی معاملاتی از هزینه‌های عملیاتی آن بالاتر باشد، به صورت بالقوه، شواهدی از عدم کارایی بازار ارائه می‌دهد. دوم، مکانیزم‌های سرایت در مدیریت سبد دارایی مهم است، زیرا داشتن اطلاعات از تاثیر سرایت بازده‌ها در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک آن بسیار مفید است. سوم، اطلاعات در خصوص سرایت تلاطم دارایی‌ها، در پیش‌بینی تلاطم قابل استفاده است. لذا، سرایت تلاطم دارایی‌ها، در موضوعاتی از قبیل قیمت‌گذاری اختیار معاملات، بهینه‌سازی سبد سهام، ارزش در معرض ریسک و مدیریت ریسک کاربرد دارد. در ادامه پاره‌ای از مطالعات گذشته که تمرکز آن بر بیشتر بر روی سرایت تلاطم بین سهام کشورها است، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مک‌کوین، پینگار و تورلی^۳ (۱۹۹۶) تفاوت واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و بد را بررسی کردند. آنها دریافتند که سهام شرکت‌های کوچک با تاخیر نسبت به اخبار خوب واکنش نشان می‌دهند. این در حالی است که اخبار بد سریعاً در قیمت سهام

این شرکت‌ها منعکس می‌شود. البته، چانگ، مک‌کوین و پینگار^۴ (۱۹۹۹) پس از مشاهده اثر تقدم-تاخر در ۶ بازار مالی آسیا شامل هنگ‌کنگ، ژاپن، سنگاپور، کره جنوبی، تایوان و تایلند، واکنش نامتقارن به اخبار خوب و بد را فقط در تایوان تایید کردند (مک‌کوین و پینگار، ۱۹۹۹).

فوریز و ریگوبن^۵ (۲۰۰۰) یک تمایز مفیدی را بین نظریه‌های غیرمرتبط با بحران^۶ و نظریه‌های مرتبط با بحران^۷ معرفی کردند. نظریه‌های غیرمرتبط با بحران، به انتشار بین‌المللی شوک‌ها بدون در نظر گرفتن این‌که فرآیندهای انتقال^۸ بعد از وقوع شوک‌ها تغییر می‌کنند، اشاره دارند. به عبارت دیگر، این نظریه‌ها اشاره به مواردی دارند که در آن‌ها انتقال به‌طور کامل توسط پیوندهای اقتصادی^۹ میان کشورها یا علامت‌دهی سرمایه‌گذاران تعیین می‌شود. این دیدگاه چهار مسیر اصلی: سرریزهای تجاری^{۱۰}، پیوندهای مالی^{۱۱}، عوامل خارجی مشترک^{۱۲} و یادگیری^{۱۳} را مشخص می‌کند.

• سرریزهای تجاری از این حقیقت نشأت می‌گیرند که وقتی کشور با کاهش معنی‌داری در ارزش پول ملی خود مواجه می‌شود، سایر کشورها از طریق کاهش قدرت رقابتی‌شان نسبت به این کشور متحمل زیان می‌شوند. علاوه بر این، اگر سقوط نرخ ارز منجر به رکود فعالیت‌های اقتصادی کشور مذکور گردد، صادرات شرکای تجاری این کشور باز هم کاهش خواهد یافت. این فرآیند توسط گولاچ و استمز^{۱۴} (۱۹۹۵) فرموله شده است و برخی مطالعات تجربی از قبیل گلیک و رز^{۱۵} (۱۹۹۸) نیز این مسئله را تصدیق کردند.

• هنگامی که سرمایه‌گذاران اقدام به تصحیح سبد سرمایه‌گذاری‌شان بعد از وقوع شوک می‌کنند، پیوندهای مالی می‌توانند سرایت شوک‌ها را فراهم

آن‌ها پس از وقوع شوک عقلانی است. این مسئله توسط کودرس و پریترز^{۲۷} (۱۹۹۸) بیان شده است. لی (۲۰۰۷)، با استفاده از مدل BEKK به بررسی ارتباط میان بازارهای سهام کشورهای چین، هنگ کنگ و آمریکا پرداخت و نشان داد که هیچ رابطه مستقیمی بین بازارهای سهام چین و آمریکا وجود ندارد اما سرایت تلاطم از بورس هنگ کنگ بر بورس شانگهای و شنزن اثر معناداری دارد که این اثر به صورت معکوس مشاهده نشد. به طور کلی این پژوهش نشان داد که بین بازارهای کشور چین و سایر بازارهای توسعه یافته ارتباط ضعیفی وجود دارد.

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

آورند. سرمایه‌گذاران مجبور به انتقال جایگاهشان به کشورهای دیگر برای اهداف مدیریت ریسک یا نقدینگی می‌شوند. این دیدگاه توسط بیگ و گلدفان^{۱۶} (۱۹۹۹)، بوسیره و مودر^{۱۷} (۱۹۹۹) و والدز^{۱۸} (۱۹۹۶) ارائه شده است.

• عوامل خارجی مشترک که توسط ماسون^{۱۹} (۲۰۰۰) ارائه شده است، به عنوان انتقالات اقتصادی عمده^{۲۰} در کشورهای صنعتی که بحران‌ها را در بازارهای نوظهور^{۲۱} به راه می‌اندازند، تعریف شده است. برای مثال، چنین شوک‌های مشترکی می‌تواند شامل یک افزایش در نرخ‌های بهره جهانی، تغییرات در نرخ‌های ارز دوطرفه میان اقتصادهای بزرگ و کاهش تقاضای کل جهانی باشد. این شوک‌ها می‌تواند اثرات نامتقارنی بر اقتصاد این کشورها داشته باشد که به عوامل مختلفی از جمله مقدار بدهی‌های خارجی، اندازه بدهی‌های دولت یا ناکارایی‌های سیستم بانکی، بستگی دارد.

یادگیری به این معنی است که بحران در یک کشور می‌تواند به عنوان زنگ بیدار باشی^{۲۲} (گلدستین^{۲۳} (۱۹۹۸)) برای سرمایه‌گذاران باشد تا تمایل^{۲۴} و ریسک‌گریزی‌شان^{۲۵} را به سمت کشورهای با ساختار اقتصاد کلان و سیاست‌های مشابه، مجدداً ارزیابی کنند. برای مثال، اگر کشوری به دلیل ضعف سیستم بانکی یا آسیب‌پذیری‌های مالی^{۲۶} نتواند درست عمل کند، سرمایه‌گذاران می‌توانند قضاوتشان را درباره سیستم مالی و بانکی در سایر کشورها مجدداً ارزیابی کنند و در نتیجه احتمالات انتظاری‌شان از وقوع بحران را تعدیل کنند. درحالی‌که رفتار سرمایه‌گذاران قبل از وقوع شوک به نظر غیرعقلانی می‌آید، به طوری که ضعف آن کشور را کمتر از واقع ارزیابی می‌کنند، اما رفتار

دادند. آن‌ها شواهدی از اثرات سرریز تلاطم از بازار سهام آمریکا به بازار سهام چین یافتند. بررسی دقیق مطالعات تجربی صورت گرفته نشان می‌دهد که تا کنون مدلی که بتواند به بررسی سرایت تلاطم‌ها بین شاخص‌های سهام این سه کشور منتخب پردازد، تا به حال صورت نگرفته است. بنابراین، توسعه نظری و به دنبال آن تحلیل تجربی صورت گرفته در این مقاله، گام مهمی در این راستا می‌باشد.

۳- مدل‌های GARCH چندمتغیره

یک گروه از روش‌های مدل‌سازی سری زمانی، خانواده مدل‌های ARCH هستند که در این مقاله تمرکز اصلی بر روی این دسته از مدل‌ها قرار گرفته است. مدل‌های تلاطم شرطی کلاس ARCH پس از مقاله مهم انگل در سال ۱۹۸۲ توسعه بسیاری یافتند. هم‌اکنون مدل‌های ARCH و توسعه‌های آن به طور وسیعی در مدل‌سازی تلاطم سری‌های زمانی مالی بکار می‌روند. این‌گونه مدل‌ها برخلاف مدل‌های قبلی از انحراف معیار نمونه استفاده نمی‌کنند، بلکه واریانس شرطی بازده را از طریق روش حداکثر راستنمایی فرموله می‌کنند. هنگامی که با مجموعه‌ای از سری‌های زمانی روبرو هستیم رویکرد ما از تک-متغیره به چندمتغیره تغییر می‌یابد (سید حسینی و همکاران، ۱۳۹۱). مدل مورد استفاده در این مقاله مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) و مدل همبستگی شرطی دینامیک (DCC) می‌باشد. پیش از ورود به ساختارشناسی مدل‌های CCC و DCC لازم است شرح مختصری از مدل‌های چند متغیره GARCH و ویژگی‌های آن‌ها ارائه شود.

داشته باشد. بنابراین صحت ادعای فوق مبنی بر اینکه تلاطم‌بازارهای سهام تهران و دبی متأثر از تلاطم‌های بازار جهانی طلا می‌باشد، تایید نشد. در نتیجه اثر سرریز تلاطم میان بازارهای سهام مذکور، متأثر از بازارهای دیگری همچون بازار جهانی طلا نمی‌باشد.

ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰) با استفاده از یک مدل چندمتغیره گارچ به بررسی بازار سهام ۴ کشور ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در قالب داده‌های هفتگی پرداختند و نشان دادند که اثرات مثبت و معناداری از سرایت بازده‌های سهام آمریکا به ترکیه و مالزی وجود دارد اما این اثر در مورد ایران دیده نشد. همچنین این بازارها از تلاطم‌ها و شوک‌های با وقفه خود نیز تاثیر می‌پذیرند. در این مطالعه پیشنهاد شد که به دلیل وجود درجه پایینی از تلاطم همزمان میان این کشورها، تشکیل سبد از سهام آنها از ریسک پایین‌تری برخوردار است.

کارونانایاکی و ولدخانی (۲۰۰۹) به بررسی سرایت تلاطم بازده سهام در چهار کشور منتخب استرالیا، آمریکا، انگلیس و سنگاپور با استفاده از یک مدل GARCH چندمتغیره و داده‌های هفتگی شاخص سهام در یک بازه ۱۶ ساله پرداختند. نتایج حاصل حاکی از سرایت تلاطم از بازارهای آمریکا و انگلیس به سنگاپور و استرالیا بود.

مون^{۲۸} و یو^{۲۹} (۲۰۰۹) به بررسی اثرات سرریز کوتاه‌مدت بازدهی و تلاطم روزانه سهام میان بازارهای سهام آمریکا و چین پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل‌های GARCH-M اثر سرریز اطلاعات را برای بازدهی و تلاطم شاخص S&P 500 در آمریکا و شاخص بازار سهام شانگ‌های در چین در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار

$$\mu_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i r_{t-i} \quad (8)$$

بردار ε_t نیز نشان‌دهنده پسماندها در دوره t ام بوده که به صورت رابطه (۹) قابل تعریف است.

$$\varepsilon_t = H_t^{-\frac{1}{2}}(I_{t-1})z_t \quad (9)$$

که $H_t^{-\frac{1}{2}}(I_{t-1})$ یک ماتریس مثبت معین $N \times N$ و z_t بردار تصادفی به صورت $N \times 1$ بوده و دارای گشتاورهای اول و دوم به صورت زیر می‌باشد:

$$E(z_t) = 0$$

$$Var(z_t) = I_N$$

که در آن I_N ماتریس یکه با بعد N بوده و به راحتی می‌توان نشان داد که ماتریس واریانس شرطی r_t برابر H_t می‌باشد.

یک معادله عمومی برای H_t که توسط بالرسلو در سال ۱۹۸۸ پیشنهاد شد، مدل ساده $VEC(1,1)$ است که به صورت رابطه (۱۰) تعریف می‌شود.

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + Gh_{t-1} \quad (10)$$

که در آن :

$$h_t = vech(H_t)$$

$$\eta_t = vech(\varepsilon_t \varepsilon_t')$$

عملگر $vech$ روی یک ماتریس مربع تعریف شده و مقادیر روی قطر اصلی و زیر قطر اصلی را بصورت بردار می‌دهد. همچنین تعداد پارامترهای این مدل برابر با $N(N+1)(N(N+1)+1)/2$ می‌باشد. به عنوان مثال، به ازای $N=3$ باید ۷۸ پارامتر تخمین زده شود. لذا این مدل در موارد دو متغیره کاربرد دارد. برای حل این مشکل معمولاً محدودیت‌هایی روی پارامترهای مدل اعمال می‌گردد. بالرسلو (۱۹۸۸) مدل قطری VEC را پیشنهاد کرد که در آن ماتریس‌های A و G قطری فرض شده

مدل‌های ترکیب خطی $GARCH$ تک‌متغیره^{۳۰}، همانطور که از اسم‌شان پیداست، ترکیب‌های خطی از چندین مدل تک‌متغیره هستند، که هر یک لزوماً یک مدل استاندارد $GARCH$ نیستند. اما مدل‌های ترکیب غیرخطی $GARCH$ تک‌متغیره^{۳۱} به محقق این امکان را می‌دهند تا به صورت مجزا، از یک طرف هر یک از واریانس‌های شرطی را مشخص کرده و از طرف دیگر، ماتریس همبستگی‌های شرطی را مشخص نمایند.

محاسبه این مدل‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای موجود امکان‌پذیر نبوده و نیازمند برنامه‌نویسی ویژه می‌باشد. در مدل‌های $GARCH$ چندمتغیره، 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). اما در میان مدل‌های بالا، مدل‌های گارچ برداری $VEK(3)$ ، $BEKK(3)$ و همچنین مدل گارچ عاملی $F-GARCH$ در مدل-سازی سری‌های زمانی مالی کاربرد به مراتب بیشتری دارند (باونز، لارنت، رامبوتس، ۲۰۰۶). در ادامه به معرفی این مدل‌ها پرداخته می‌شود.

فرض کنید بردار r_t بردار بازده N دارایی مالی در دوره t ام و I_{t-1} مجموعه اطلاعات جمع‌آوری شده تا زمان $t-1$ باشد. بنابراین می‌توان رابطه (۷) را نوشت.

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

که در آن μ_t بردار بازده مورد انتظار دوره t ام با توجه به مجموعه اطلاعات گذشته بوده که می‌تواند یک مدل VAR بصورت رابطه (۸) باشد.

در مواردی با بعد بیش از ۳ یا ۴ متغیر (سری)، بکار نمی‌روند.

۳-۱- مدل CCC

مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) توسط بالرسلو (۱۹۹۰)، ارائه شد. در این مدل ماتریس واریانس-کواریانس 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-کواریانس 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 ثابت بودن همبستگی‌های 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؛

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t = H_t^{-\frac{1}{2}}(I_{t-1})u_t \quad (13)$$

$$H_t = D_t R D_t \quad (14)$$

که در آن μ_t بردار بازده موردانتظار دوره t ام با توجه به مجموعه اطلاعات گذشته (I_{t-1}) و ماتریس واریانس $H_t(I_{t-1}) = E[\varepsilon_t \varepsilon_t^T | I_{t-1}]$

و عناصر h_{ijt} صرفاً وابسته به وقفه‌های خود و مقادیر یک دوره گذشته $\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}$ می‌باشند. این محدودیت، تعداد پارامترها را به $N(N+5)/2$ کاهش می‌دهد. اما همچنان در مدل‌های با بعد زیاد، تخمین مدل مشکل خواهد بود. با توجه به این که در یک مدل VEC تضمین مثبت معین بودن H_t بدون اعمال محدودیت‌های قوی مشکل است، انگل و کروئر (۱۹۹۵) مدل BEKK را پیشنهاد کردند. یک مدل BEKK(1,1,K) بصورت رابطه (۱۱) تعریف می‌گردد.

$$H_t = C^* C^* + \sum_{k=1}^K A_k^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A_k^* + \sum_{k=1}^K G_k^* H_{t-1} G_k^* \quad (11)$$

در شکل ساده‌تر، یک مدل BEKK(1,1) بصورت رابطه (۱۲) تعریف می‌شود.

$$H_t = C^* C^* + A^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^* + G^* H_{t-1} G^* \quad (12)$$

که در آن A^* و G^* و C^* ماتریس‌های $N \times N$ و یک ماتریس بالامثلثی می‌باشد. اثر سرریز تلاطم به وسیله مقادیر غیرقطری ماتریس‌های ضرایب A^* و G^* مشخص می‌شوند. مقادیر قطری ماتریس A^* بیانگر میزان انتقال شوک‌ها و مقادیر قطری ماتریس G^* نشان‌دهنده پایداری در تلاطم‌های شرطی می‌باشند. که در آن ماتریس C مقادیر ثابت، A ماتریس ضرایب ARCH و G ماتریس ضرایب GARCH می‌باشد. لازم به ذکر است مدل‌های BEKK، شکل خاصی از مدل‌های VEC هستند. ولیکن پارامترهای مدل BEKK برخلاف مدل VEC، مستقیماً تاثیر وقفه‌ها را روی عناصر H_t نشان نمی‌دهند. با این وجود، اعمال محدودیت‌های مختلف روی مدل‌های BEKK، معمولاً تعداد زیاد پارامترها همچنان یک مشکل اساسی می‌باشد. لذا این مدل‌ها



واریانس های $h_{ii,t}$ در واقع همان σ_t^2 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 (۱۸) بیان می-شود.

$$H_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}) [R] \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}) \quad (18)$$

در حالت دو متغیره ($N=2$) و $p=q=1$ ، حالت گسترده ماتریس H_t به شکل رابطه (۱۹) است. تعداد پارامترها نیز در این حالت ۷ عدد می باشد.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \quad (19)$$

در این مشخص نمایی ماتریس H_t ، با در نظر گرفتن محدودیت های خاص بر روی پارامترها، مثبت معین بودنش تضمین می شود. 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 می کند که همبستگی شرطی ρ_t د ر طول زمان ثابت است و وابسته به زمان بودن کواریانس شرطی تنها می تواند به وابسته به زمان بودن واریانس شرطی نسبت داده شود (البته $h_{1,t} = \sigma_{1,t}^2 = \rho_{1,t} \sigma_{1,t} \sigma_{2,t}$)
اطلاعات ماتریس یا آزمون ضریب لاگ رانژ، فرضیه ثابت بودن همبستگی در بازار سهام را در مطالعات متعددی، رد نموده است. به عنوان مثال یکی از ویژگی های مشهور در مورد به هم پیوستگی نامتقارن بازارهای مالی، این است که بازارهای مالی در زمان

کواریانس شرطی می باشد. فرض می شود پسماندها ε_t دارای توزیع نرمال به شکل $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \sim N(0, D_t R D_t)$ می باشد و u_t یک توزیع نرمال استاندارد شده (بردار تصادفی) با مشخص نمایی $u_t \sim N(0, I_n)$ می باشد. لازم به ذکر است اگر میانگین شرطی $\mu_t(I_{t-1}) = 0$ باشد، $r_t = H_t^{-1/2}(I_{t-1})u_t$ تعریف می گردد. ماتریس H_t از دو جزء تشکیل شده است که به صورت جداگانه تخمین زده می شود. ماتریس همبستگی شرطی R که به شکل رابطه (۱۵) تعریف می شود.

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \dots & \rho_{1N} \\ \dots & \dots & \dots \\ \rho_{N1} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (15)$$

و در آن ρ_{ij} ، ضریب همبستگی بین دارایی های i و j است و ماتریس قطری نوسانات (انحراف معیار) شرطی متغیر با زمان D_t که به صورت رابطه (۱۶) قابل بازنمایی می باشد.

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_{NN,t}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{t,1} & 0 & 0 \\ 0 & \hat{\sigma}_{t,2} & 0 \\ 0 & 0 & \hat{\sigma}_{t,N} \end{bmatrix} \quad (16)$$

هر جزء روی قطر اصلی ماتریس D_t در واقع نشان دهنده 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.

$$h_{ii,t} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{ii,t-1}$$

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{1,t} \\ h_{2,t} \end{bmatrix} = \omega_0 + A \varepsilon_{t-1}^2 + B h_{t-1} = \begin{bmatrix} \omega_{1,0} & \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \omega_{2,0} & \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{2,t-1} \end{bmatrix} \quad (17)$$

$$D_t^2 = \text{diag}(a_{0,i}) + \text{diag}(a_{1,i}) \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \text{diag}(b_{1,i}) \circ D_{t-1}^2 \quad (22)$$

عملگر O ، نشانه ضرب عضو در عضو (عضو در عضو متناظر) ماتریس‌ها در یکدیگر است. همچنین DCC و CCC در متغیر با زمان بودن ماتریس همبستگی شرطی پسماندها یعنی R_t است. تسی و تسو (۲۰۰۲) و انگل (۲۰۰۲) مشخص‌نمایی‌های مختلفی برای مدل DCC ارائه دادند که در این مقاله رویکرد انگل به دلیل جامعیت و پرکاربرد بودن در ادبیات مالی به عنوان مدل پایه در تفسیر نتایج بکار گرفته شده است. در مدل DCC_E انگل، ماتریس واریانس کواریانس به صورت $H_t = D_t R_t D_t$ می‌باشد. که ماتریس همبستگی R_t آن به شکل رابطه (۲۳) تعریف می‌گردد.

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} \quad (23)$$

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}, \dots, q_{NN,t})^{-\frac{1}{2}} Q_t \text{diag}(q_{11,t}, \dots, q_{NN,t})^{-\frac{1}{2}}$$

که Q_t از مشخص‌نمایی زیر پیروی می‌کند.

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha(u_{t-1} u_{t-1}') + \beta Q_{t-1} \quad (24)$$

ماتریس \bar{Q} یک ماتریس همبستگی غیرشرطی با ابعاد $N \times N$ از پسماندهای استاندارد شده

$$u_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{h_{it}}} \text{ است.}$$

$$\bar{Q} = \text{Cov}(u_t u_t') = E[u_t u_t'] \quad (25)$$

همچنین α و β پارامترهای اسکالر غیرمنفی هستند که شرط $\alpha + \beta < 1$ را برقرار می‌سازند. در بیان غیرماتریسی می‌توان هر یک از درایه‌های ماتریس همبستگی R_t را در مدل DCC_E به شکل رابطه (۲۶) نشان داد.

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 بیش‌نمایی شده 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. تحقیقات تئوری و عملی مختلفی در زمینه پویایی همبستگی شرطی انجام شده است و مدل‌های مختلفی مثل مدل DCC^{25} پیشنهاد شده است.

۲-۳- مدل DCC

در سال ۲۰۰۲، انگل، فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی را در نظر نگرفت و مدل DCC را که مدل همبستگی‌های شرطی پویا اطلاق می‌گردد را ارائه نمود. در این مدل به ماتریس همبستگی اجازه تغییر در طی زمان داده می‌شود. این مدل به طور گسترده و برای محاسبات تکمیلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در تعریف ماتریس H_t ، فرق چندانی بین مدل DCC و CCC وجود ندارد و در این مدل هم ماتریس H_t ، ماتریس واریانس-کواریانس است.

$$\varepsilon_t | \varphi_{t-1} \sim N(0, H_t) \sim N(0, D_t R_t D_t) \quad (20)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (21)$$

در مدل DCC ، ماتریس قطری نوسانات (انحراف معیار) شرطی متغیر با زمان D_t مانند مدل CCC است و از یک فرآیند $GARCH$ تک متغیره استخراج گردیده است که در بیان ماتریسی به شکل رابطه (۲۲) قابل بازنویسی است.

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12} + \alpha(u_{1,t-1}u_{2,t-1}) + \beta q_{12,t-1}}{\sqrt{((1-\alpha-\beta)\bar{q}_{11} + \alpha u_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1})(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1}}} \quad (26)$$

۴- روش‌شناسی پژوهش

۴-۱- معرفی شاخص‌های مورد مطالعه

در تحقیق جاری، از داده‌های روزانه در قالب سه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار ایران (تهران)، امارات (دبی) و ترکیه (۱۰۰UX) در مدل‌سازی‌ها، برآوردها و آزمون‌ها استفاده شده است. بازه زمانی مورد تحقیق نیز برای داده‌های روزانه از دسامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است بازه شاخص‌های اشاره شده در مدل‌سازی و بررسی سرایت بکار رفته است. به دلیل تفاوت در روزهای کاری میان بازار سهام تهران و بازار دو کشور منتخب، داده‌ها به گونه‌ای تطبیق داده شده تا بیشترین هم‌پوشانی میان روزهای هفته حاصل گردد. لازم به ذکر است که تفاوت روزهای تجاری از جمله مشکلات مبتنی بر اطلاعات پایه می‌باشد که این پژوهش با آن روبرو بود.

۴-۲- ویژگی‌های آماری داده‌ها (بازده شاخص‌های در نظر گرفته شده)

در داده‌های شاخص قیمت دریافت شده از سایت بورس اوراق بهادار تهران دو مشکل وجود دارد. اولین مشکل تاریخ‌های یکسان در یک سری زمانی بود و مشکل دوم، مشکل عدم تطابق روزانه سری زمانی تاریخ‌ها برای شاخص‌های مورد بررسی در این پژوهش بود. برای حل مشکل اول، با استفاده از نرم‌افزار اکسس روزهای تکراری از داده‌ها حذف و برای حل مشکل دوم، داده‌های تاریخ‌هایی که در یکی از این سه شاخص موجود نبود، حذف گردیده

ساختار کلی مدل DCC(P,Q) می‌تواند به شکل رابطه (۲۷) توسعه داده شود لیکن در این مقاله از DCC(1,1) استفاده شده است.

$$Q_t = (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i - \sum_{j=1}^q \beta_j) \bar{Q} + \sum_{i=1}^p \alpha_i (u_{t-1} u'_{t-1}) + \sum_{j=1}^q \beta_j Q_{t-1} \quad (27)$$

برای مطالعه بیشتر در این زمینه می‌توانید به انگل و شپارد (۲۰۰۲) مراجعه کنید. اگر بردارهای اسکالر α و β در مدل انگل و θ_1 و θ_2 در مدل تسی و تسو برابر با صفر قرارداد شوند هر یک از این مدل‌ها قابل تبدیل به مدل CCC با همبستگی ثابت می‌باشند. تفاوت مدل DCC در بیان انگل و بیان تسی و تسو در این است که انگل همبستگی شرطی را میانگین موزون همبستگی‌های گذشته در نظر می‌گیرد (سید حسینی و همکاران، ۱۳۹۱).

همچنین در صورتی که در هر یک از دو مدل CCC و DCC، واریانس شرطی به وسیله یک مدل GARCH(1,1) تصریح شده باشد، تعداد پارامترها در حالت قطری $\frac{(N)(N+5)}{2}$ و $\frac{(N)(N+5)}{2} + 2$ خواهد بود که برای $N=(4,3,2)$ به ترتیب $(18,12,7)$ و $(20,14,9)$ می‌باشند، که نشان می‌دهد این ۲ مدل چند متغیره به طور قابل توجهی [در تعداد پارامترها] صرفه‌جو هستند (مک آلر، هوتی و چان، ۲۰۰۹). هیچ کدام از مدل‌های CCC و DCC تضمین نمی‌کنند که واریانس‌های شرطی تک‌متغیره مثبت هستند اما ساختار هر یک از این مدل‌ها تضمین می‌کند که کوواریانس‌های شرطی چندمتغیره، مثبت قطعی هستند.

یا برای روزهای تعطیل، تکرار گردید. سپس داده‌ها مطابق یک تاریخ یکسان مرتب شدند.

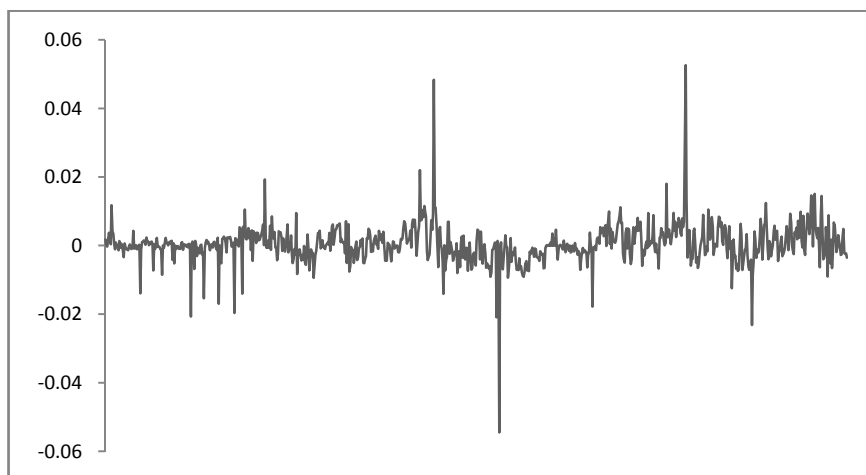
۵- نتایج پژوهش

ویژگی‌های آماری توزیع بازده شاخص‌های مورد بررسی در جدول شماره (۱) آورده شده است.

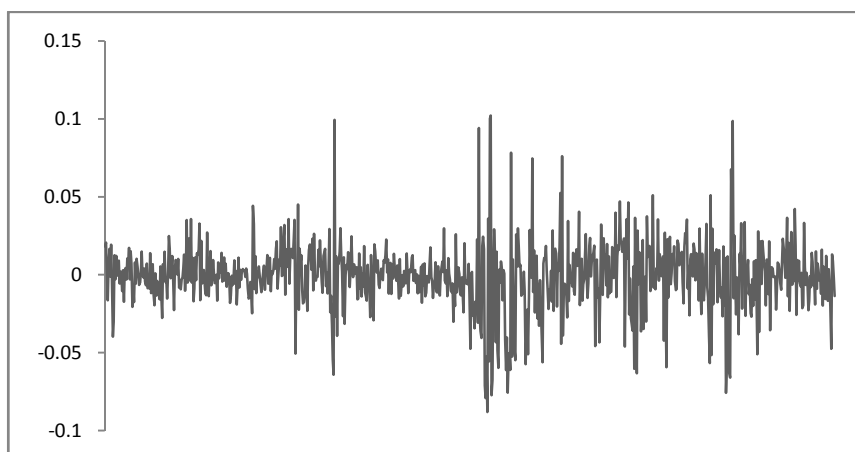
جدول (۱): ویژگی‌های آماری توزیع بازده شاخص‌ها

شاخص	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
بورس ایران (تهران)	۰.۰۰۰۴۲	۰.۰۰۵۶۵	۰.۵۵۳۹۹	۲۸.۵۵۹۵
بورس امارات (دبی)	۰.۰۰۱۰۳	۰.۰۲۲۰۱	۰.۰۱۱۷۱	۶.۶۷۹۲۸
بورس ترکیه (استانبول)	۰.۰۰۴۹۶	۰.۰۵۱۷۵	۰.۳۲۱۱۷	۴.۸۶۱۲۲

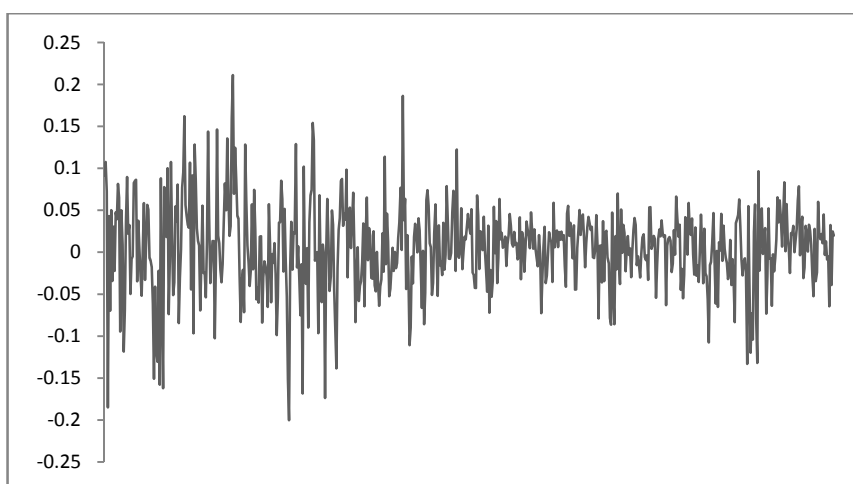
میانگین بازدهی روزانه شاخص کل بورس تهران در دوره مورد مطالعه برابر ۰.۰۰۰۴۲۴ و انحراف معیار آن ۰.۰۰۵۶۵۸ بوده است. این توزیع دارای چولگی ۰.۵۵۳۹۵ است که به معنای چولگی به راست است. همچنین کشیدگی آن ۲۸.۵۵۹۵۸ است که خیلی بیشتر از کشیدگی تابع چگالی نرمال است. لذا منحنی آن دارای دنباله پهن و قله بلند می‌باشد. آزمون نرمال بودن توزیع بازده‌ها نشان می‌دهد که توزیع آنها نرمال نیست. آماره جارک-برا^{۳۶} 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 بورس ترکیه برابر با ۸۹ می‌باشد. بررسی کشیدگی هر سه سری زمانی مورد مطالعه و بزرگتر از ۳ بودن آنها نیز مبین این مطلب است که هر سه سری زمانی کشیدگی بیشتر از نرمال داشته و دارای دمب چاق^{۳۷} هستند.



نمودار (۱): سری زمانی بازده شاخص سهام بورس ایران



نمودار(۲): سری زمانی بازده شاخص سهام بورس امارات



نمودار(۳): سری زمانی بازده شاخص سهام بورس ترکیه

بایست، به نتایج مدل‌سازی چندمتغیره صورت گرفته مراجعه نمود که در بخش (۵-۱) به تفصیل آورده شده است.

۵-۱- تخمین مدل‌ها و تحلیل نتایج

در ادامه، با رویکرد در نظر گرفتن سه شاخص سهام و با استفاده از دو مدل مطرح GARCH چندمتغیره یعنی CCC و DCC به بررسی اثر سرایت تلاطم‌ها بین شاخص‌های سهام ایران، ترکیه و امارات پرداخته خواهد شد.

همان‌گونه که در نمودارهای شماره (۱) تا (۳) قابل مشاهده است بازارهای ترکیه و امارات از تلاطم بالاتری نسبت به بازار ایران برخوردار هستند. هرچند که در دوره مورد مطالعه در این پژوهش، حرکت‌های هم‌جهت بین بازدهی بازارهای سهام تهران و دبی به طور مشهودی یافت نشد.

همچنین نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) نشان‌دهنده مانایی سه سری زمانی بازدهی مورد مطالعه بود. در راستای بررسی دقیق‌تر سرایت تلاطم و ارتباط این بازارها با یکدیگر می-

برای تخمین مدل‌های CCC و DCC از نرم‌افزار Matlab و روش شبه حداکثر راستنمایی استفاده شده است. بهینه‌سازی نیز بر خلاف مدل‌های VEC و BEKK که به وسیله الگوریتم BHHH صورت می‌گرفت، با استفاده از الگوریتم BFGS صورت - پذیرفت. نتایج حاصل از تخمین مدل CCC در جدول (۲) آورده شده است.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین مدل CCC

تخمین ضرایب	پارامتر	تخمین ضرایب	پارامتر
۰.۰۱۴۴۸ (۰.۴۲۹۳)	α_{12}	۰.۰۰۵۳۹۱ (۰.۷۳۸۹)	ω_1
۰.۰۰۴۰۲ * (۰.۰۰۰۶)	α_{21}	۰.۰۰۰۳۱۴ (۰.۰۸۴۰)	ω_2
۰.۰۰۲۴۷ (۰.۹۴۹۳)	α_{13}	۰.۰۰۰۴۳۵ (۰.۰۹۳۵)	ω_3
۰.۰۰۰۳۴ (۰.۰۵۱۴)	α_{31}	۰.۱۲۳۸۹ * (۰.۰۰۰۰)	α_{11}
۰.۰۰۱۴۹ * (۰.۰۴۲۳)	α_{23}	۰.۰۸۸۹۴ * (۰.۰۰۰۰)	α_{22}
۰.۰۳۵۶۹ (۰.۲۶۵۲)	α_{32}	۰.۰۷۴۲۳ * (۰.۰۰۰۰)	α_{33}
۰.۹۷۱۸۳ (۰.۲۴۰۱)	β_{12}	۰.۸۷۲۳۲ * (۰.۰۰۰۰)	β_{11}
۰.۹۵۱۲۷ * (۰.۰۰۰۰)	β_{21}	۰.۹۱۰۳۵ * (۰.۰۰۰۰)	β_{22}
۰.۹۸۳۴۹ (۰.۰۷۳۸)	β_{13}	۰.۹۲۴۸۰ * (۰.۰۰۰۳)	β_{33}
۰.۹۸۱۴۹ (۰.۹۴۸۳)	β_{31}	۰.۵۲۴۴ * (۰.۰۰۰۰)	ρ_{12}
۰.۹۸۶۵۰ (۰.۷۴۳۹)	β_{23}	۰.۳۷۸۴ * (۰.۰۰۰۰)	ρ_{13}
۰.۹۴۳۶۶ (۰.۲۸۵۹)	β_{32}	۰.۳۴۲۵ * (۰.۰۰۰۰)	ρ_{23}

(*): نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵٪ می‌باشد.

در جدول (۲)، α_{ij} 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

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین مدل DCC

	ایران	امارات	ترکیه
ω_i	۰.۰۰۰۳۴ (۰.۸۳۴۰)	۰.۰۰۰۴۷ (۰.۵۲۰۳)	۰.۰۰۰۲۳ (۰.۱۴۰۳)
α_i	۰.۱۲۶۹۱ * (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۷۸۲۱ * (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۳۱۲۰ * (۰.۰۰۰۰)
β_i	۰.۸۷۱۴۰ * (۰.۰۰۰۰)	۰.۹۲۰۱ * (۰.۰۰۰۰)	۰.۹۶۱۲۸ * (۰.۰۰۰۰)
α	۰.۰۱۲۸۷۴ * (۰.۰۰۰۰)	β	۰.۹۸۷۱۲۶ * (۰.۰۰۰۰)

(*): نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵٪ می‌باشد.

نتایج حاصل از تخمین مدل DCC نیز نشان‌دهنده اثرات شوک‌های خودی در هر یک از بازارها بود که این اثر در مورد ایران (۰.۱۲۶۹۱) بیشتر مشاهده گردید. اثرات گارچ نیز که تصریحی از پایداری تلاطم در هر یک از بازارها می‌باشد نیز به طور معناداری مشاهده شد. ρ_{ij} نیز نشان‌دهنده همبستگی شرطی بین دو متغیر و یک بازنمایی از حرکت همزمان آن‌ها می‌باشد که در این مدل نیز این حرکت همزمان بین ایران و امارات بیشتر از بقیه مشهود است.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

در این مقاله با استفاده از دو مدل گارچ چندمتغیره (DCC و CCC) به بررسی سرایت تلاطم و ارتباط بین بازارهای ایران، امارات و ترکیه پرداخته شد. نتایج حاصل نشان‌دهنده سرایت معنادار از بازار امارات به ایران بود اما این اثر به صورت معکوس مشاهده نگردید. سرایت تلاطم بین بازارهای امارات و ترکیه صرفاً از طریق اثرات آرج مشاهده شد که اندازه این سرایت قابل توجه نبود. سرایت تلاطم از شاخص بورس دبی به تهران با

اساس مربع پسماندها که از مدل‌های پیش‌بینی بازده حاصل می‌شود، اندازه‌گیری می‌گردد. β_{ij} 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 β_{ij} و α_{ij} می‌توانند حاکی از سرایت بین شاخص‌ها بوده و اثر سرریز تلاطم به وسیله مقادیر غیرقطری این ماتریس‌ها مشخص می‌شود.

با توجه به توضیحات گفته شده و نتایج حاصل از تخمین که در جدول (۲) نشان داده شده است، در مدل CCC، ضرایب β_{ii} و α_{ii} معنادار هستند که نشان‌دهنده میزان انتقال شوک‌ها و پایداری در تلاطم‌های شرطی درون هر یک از سه شاخص فوق‌الذکر می‌باشد. این اثر در مورد ایران (۰.۱۲۳۸۹) $(\alpha_{11} = 0.87232)$ و $(\beta_{11} = 0.95127)$ به صورت معناداری مشاهده شد. در ترکیه و امارات نیز این ضرایب معنادار بودند. ضرایب $(\alpha_{11} = 0.00402)$ و $(\beta_{11} = 0.95127)$ معنادار بودند که نشان‌دهنده سرایت تلاطم از بازار سهام امارات (دبی) به بازار سهام ایران (تهران) می‌باشد. این اثر به صورت معکوس مشاهده نگردید. سرایت تلاطم از بازار ترکیه (استانبول) به ایران و بالعکس نیز مشاهده نشد. همچنین ضریب $(\alpha_{33} = 0.00149)$ که نشان‌دهنده اثر سرایت تلاطم دوره پیشین بازار امارات به تلاطم جاری ترکیه می‌باشد نیز به طور ضعیف معنادار بود. در ادامه نتایج حاصل از تخمین مدل DCC قطری‌آورده شده است.

- * سیدحسینی، سیدمحمد، باباخانی، مسعود و سید بابک ابراهیمی. "درآمدی بر مدل‌های سرایت تلاطم در بازار سهام" انتشارات بورس، سال ۱۳۹۱، ص ۹۲-۱۰۲.
- * شبکه اطلاع رسانی تولید و تجارت ایران به نشانی؛ (shatanews.ir)، آخرین دسترسی آذرماه ۱۳۹۱.
- * صندوق بین المللی پول به نشانی؛ (imf.org)، آخرین دسترسی مهرماه ۱۳۹۱.
- * Baig, T. and I. Goldfajn (1999), "Financial market contagion in the Asian crisis," IMF, Sta® Papers, 46, 167-195.
- * Bauwens L., Laurent S., V. K. Rombouts J., (2006), Multivariate GARCH Models: a survey, Journal of Applied Econometrics, No.29, pp.79-109.
- * Bollerslev T, Engle RF, Wooldridge JM. (1988). A capital asset pricing model with time varying covariances, Journal of Political Economy, Vol.96, No.1, pp.116-131.
- * Bussiere, M. and C. Mulder, (1999), "External vulnerability in emerging market economies: how high liquidity can offset weak fundamentals and the effects of contagion," IMF, Working Paper, WP/99/88.
- * Engle, R. (2002), Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models, Journal of Business and Economic Statistics, 20, 339-350.
- * Engle R, Kroner FK. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theory 11: 122-150.
- * Engle Robert F. and Sheppard Kevin. 2001. "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH". National Bureau of Economic Research.
- * Forbes, K. and R. Rigobon (2000), "No contagion, only interdependence," Massachusetts Institute of Technology, Sloan School of Management, Working Paper.
- 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، منطقی به نظر می‌رسد. دستاوردهای این مقاله نتایج پژوهش‌های کشاورز و جعفرعبدی (۱۳۸۹) که بازارهای تهران و دبی و ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰) که بازارهای ایران و ترکیه را مورد بررسی قرار داده بودند، تایید نمود. لازم به ذکر است با توجه به فرارگرفتن بازارهای این سه کشور در یک منطقه تجاری متمرکز دانستن مکانیزم سرایت تلاطم در طول زمان و در طول بخش‌ها به منظور گرفتن مطلوب‌ترین تصمیم در زمینه استراتژی تخصیص سرمایه‌گذاری بین بازارهای مالی بسیار مهم می‌باشد.

فهرست منابع

- * ابونوری، اسمعیل و محمدرضا عبداللهی. "ارتباط بازارهای سهام ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در یک مدل گارچ چند متغیره"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۴، سال ۱۳۹۰، ص ۶۱-۷۹.
- * پورتال وزارت صنعت، معدن و تجارت به نشانی؛ (mimt.gov.ir)، آخرین دسترسی آبانماه ۱۳۹۱.
- * جعفر عبدی، اکبر و غلامرضا کشاورز حداد. بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تیرماه ۱۳۸۹.
- * رایزنی فرهنگی و توریستی سفارت ترکیه در ایران به نشانی؛ (gototurkey.ir)، آخرین دسترسی مهرماه ۱۳۹۱.

یادداشت‌ها

¹ تجارت انتقالی تجارتي است که طی آن وامی را دریافت کرده و بهره آن را می‌پردازید تا چیزی را خریداری کنید که سود بیشتری دارد. (carry-trade)

2. Spillover, Contagion, or Transmition
3. Macqueen, Pinegar, Thorley
4. Chang, Macqueen, Pinegar
5. Forbes and Rigobon
6. Non-crisis-contingent theories
7. Crisis-Contingent Theories
8. Transmission Mechanisms
9. Economic linkages
10. Trade spillovers
11. Financial linkages
12. Common External Factors
13. Learning
14. Gerlach and Smets
15. Glick and Rose
16. Biag and Goldfajn
17. Bussiere and Mulder
18. Valdes
19. Masson
20. Major economic shifts
21. Emerging markets
22. Wake-up call
23. Goldstein
24. Sentiment
25. Risk aversion
26. Financial vulnerabilities
27. Kodres and Pritsker
28. Moon
29. Yu
30. Linear combinations of univariate GARCH models
31. Nonlinear combinations of univariate GARCH models
32. Vec-GARCH(Vech)
33. Baba-Engle-Kraft-Kroner
34. Factor-GARCH (F-GARCH)
35. Dynamic Conditional Correlation
36. Jarque- Bera
37. Fat Tail

- * Gerlach, S. and F. Smets, (1995), "Contagious speculative attacks," *European Journal of Political Economy*, 11, 45-63.
- * Grant McQueen, Michael Pinegar and Steven Thorley, "Delayed Reaction to Good News and the Cross-Autocorrelation of Portfolio Returns" *The Journal of Finance*, Vol. 51, No. 3, Papers and Proceedings of the Fifty-Sixth Annual Meeting of the American Finance Association, San Francisco, California, January 5-7, 1996 (Jul., 1996), pp. 889-919.
- * Glick, R. And A. Rose, (1999), "Contagion and trade: why are currency crises regional?" *Journal of International Money and Finance*, 18, 603-617.
- * Goldstein, M. (1998), "The Asian financial crisis: causes, cures and systemic implications, Institute for International Economics," *Policy Analysis in International Economics*, 55.
- * Karunanayake, I., Valadkhani, A. (2009), *Modeling Australian stock market volatility: A multivariate GARCH approach*, University of Wollongong, Economics working paper series.
- * Kodres, L. E., & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *Journal of Finance*, Vol.57, Issue.2, pp. 768-799.
- * Kodres, L. and M. Pritsker, (1998), "A rational expectations model of financial contagion, Board of Governors of the Federal Reserve System," *Finance and Economics Discussion Paper*, 48.
- * Li, H. (2007), *International linkages of the Chinese stock exchanges: a multivariate GARCH analysis*, *Applied financial economics*, Vol.17, pp.285-297.
- * McAleer, M., S. Hoti and F. Chan (2009), *Structure and asymptotic theory for multivariate asymmetric conditional volatility*, *Econometric Reviews*, 28, 422-440.
- * Masson, P. (2000), "Multiple equilibria, contagion and emerging markets crises," *Financial Crises in Emerging Markets*, Cambridge University Press.
- * Tse Y.K. and Tsui Albert K.C. (1998), "A Multivariate GARCH Model with Time-Varying Correlations". Department of Economics National University of Singapore