

بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران

دکتر غلامرضا کشاورزحداد*، سیدبابک ابراهیمی** و اکبر جعفرعبدی***

تاریخ دریافت: ۸۹/۷/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۰

سرایت تلاطم میان شاخص‌های مالی، حاکی از فرآیند انتقال اطلاعات میان بازارها می‌باشد. هنگامی که بازارهای مالی با یکدیگر مرتبط هستند، اطلاعات ایجاد شده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. در این پژوهش برای بررسی سرایت تلاطم بین شاخص‌های صنعت سیمان، کاشی و سرامیک و شاخص شرکت‌های سرمایه‌گذاری از یک مدل *FIGARCH* چندمتغیره استفاده می‌شود. این مدل چندمتغیره توسعه‌ای از مدل *BEKK* می‌باشد که پارامتر حافظه بلندمدت (*d*) در آن لحاظ گردیده و آن را در طی فرآیند مدل‌سازی برآورد می‌نماید. وجود حافظه بلندمدت در بازده دارایی‌ها هم از جنبه‌های تئوریک و نیز از جهت کاربردی از اهمیت برخوردار است. دستیابی به این پارامتر، تحلیل گران بازارهای مالی را در شناخت نوع و ماهیت شوک‌های وارد شده به این بازار از نظر کوتاه‌مدت یا بلندمدت بودن آن کمک می‌کنند. در تحلیل نتایج تجربی، که از داده‌های روزانه دوره زمانی ۱۳۸۵/۰۶/۰۱ تا ۱۳۸۹/۰۶/۰۱ استفاده می‌شود، سرایت از شاخص صنعت سیمان به شاخص کاشی و سرامیک و سرمایه‌گذاری‌ها مشاهده شد که در بازدهی سهام کاشی و سرامیک این اثر به صورت دو طرفه مشاهده شد و از شاخص صنعت سیمان به شاخص کاشی و سرامیک این اثر بیشتر است. نتایج حاصل وجود اثر تقدم و تاخر و جریان اطلاعات در این دو سری زمانی را تأیید می‌کرد. همچنین سرایت تلاطم از سهام سرمایه‌گذاری به کاشی و سرامیک و بالعکس نیز وجود داشت اما در مورد سهام صنعت سیمان و سرمایه‌گذاری‌ها صرفاً سرایت یک طرفه از سمت سیمان مشاهده شد. مقایسه نتایج حاصل از تخمین مدل *FIGARCH* چندمتغیره با مدل *GARCH* چندمتغیره، حاکی از نزدیک بودن

G.K.haddad@sharif.edu

* دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف

b_abraimi@iust.ac.ir

** دانشجوی دکتری مهندسی صنایع، دانشگاه علم و صنعت ایران

*** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف

ساختار تحلیلی این دو مدل بود لیکن مدل FIGARCH چندمتغیره قدرت برازش و دقت بیشتری از سرایت تلاطم‌های بازده را فراهم می‌سازد که با تئوری‌های پایه اقتصادی مطابقت بیشتری داشت.

واژه‌های کلیدی: بازده، تلاطم، حافظه بلندمدت، FIGARCH چندمتغیره.
طبقه‌بندی JEL: C30، C32، G10.

۱. مقدمه

حافظه بلندمدت شکل خاصی از دینامیک غیرخطی است که مدل‌سازی آن با استفاده از روش‌های خطی امکان‌پذیر نیست و ما را به توسعه و استفاده از مدل‌های غیرخطی ترغیب می‌کند. همچنین با وجود حافظه بلندمدت، قیمت‌گذاری اوراق مشتقه با استفاده از روش‌های سنتی مناسب نخواهند بود و استنتاج‌های آماری که از مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر آزمون‌های استاندارد آماری نظیر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱، استنباط می‌شوند، در صورت وجود حافظه بلندمدت قابل اتکاء خود را از دست می‌دهند.^۲

از آن‌جا که حافظه بلندمدت موجب وابستگی بازده دارایی با بازده‌های قبلی (دوره $t-k$ و t) می‌شود، نشان‌دهنده وجود پارامتری قابل پیش‌بینی در دینامیک سری زمانی است. وجود این ویژگی دلیلی بر رد شکل ضعیف فرضیه کارایی بازار است. مطابق فرضیه بازار کارا قیمت دارایی‌ها نباید با استفاده از داده‌های قیمت دوره‌های گذشته قابل پیش‌بینی باشد. یکی از مهم‌ترین مدل‌های غیرخطی که برای تبیین رفتار تلاطم‌ها در بازارهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد، مدل‌های GARCH است. بسته به این که از مدل‌های سری زمانی بازدهی سهام به صورت منفرد استفاده شود یا اطلاعات چندین شاخص سهام در نظر گرفته شود، روش تحلیلی مورد استفاده می‌تواند خانواده ARIMA بوده یا به صورت GARCH چندمتغیره، تغییر یابد.^۳

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

۲. یاجیما، (۱۹۸۵)

۳. در این مقاله از واژه GARCH چندمتغیره به جای معادل لاتین "Multivariate GARCH" استفاده شده است. مدل‌های گارچ چندمتغیره توسعه‌یافته مدل‌های ساده گارچ می‌باشند و در اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ توسعه یافتند و کاربرد مهم مدل‌های گارچ چندمتغیره، مطالعه تأثیر تلاطم‌های دارایی‌ها بر یکدیگر می‌باشد.

در این مقاله که تمرکز اصلی آن بر مدل‌سازی تلاطم در سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن می‌باشد، یک مدل FIGARCH چندمتغیره توسعه داده شده که با استفاده از آن به بررسی سرایت تلاطم بین شاخص‌های صنعت سیمان، کاشی و سرامیک و سرمایه‌گذاری‌ها پرداخته شده است. سوالاتی که این پژوهش به دنبال پاسخگویی به آن است را می‌توان در قالب دو پرسش اساسی خلاصه نمود. اول آن که آیا بازده و تلاطم بازده شاخص سهام صنعت سیمان دارای حافظه بلندمدت هستند؟ پاسخ به این پرسش نوع برخورد ما را در مدل‌سازی تلاطم‌های بازده و سرایت آن مشخص می‌سازد و این سوال را پیش رو قرار می‌دهد که آیا تلاطم در بازدهی قیمت سهام سیمان با تلاطم‌های قبلی خود و تلاطم در بازدهی قیمت سهام دیگر ارتباط معنی‌دار آماری دارد؟ در مقابل پرسش‌های مطرح شده، فرضیه‌های زیر را به عنوان پاسخ موقت برای این پرسش‌ها پیش می‌کشیم؛

الف: بازده و تلاطم‌های شاخص سهام صنعت سیمان دارای حافظه بلندمدت است.

ب: تلاطم شاخص سهام سیمان با تلاطم‌های قبلی خود و تلاطم شاخص‌های صنایع دیگر ارتباط معنی‌دار آماری ندارد.

از آنجا که بررسی و مدل‌سازی تلاطم‌های سهام از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، دو دلیل عمده زیر را می‌توان از پیشبردهای این پژوهش از دید کلان مطرح نمود.

اول: تحقیقات صورت گرفته درباره بازار سهام ایران به ویژه بررسی تلاطم در بازده، بسیار محدود بوده و عمدتاً با محوریت بررسی کارایی بازار برای سهم‌های خاص و به صورت تک-معادله‌ای بوده است. لذا با توجه به اهمیت بازارهای مالی و نقش آنها در جذب و هدایت سرمایه ضرورت مطالعات بیشتر و دقیق‌تر در این حوزه احساس می‌شود.

دوم: ویژگی‌ها و اهمیت صنعت سیمان همواره آن را به عنوان یکی از صنایع در حال تغییر و توسعه کشور مطرح نموده است. مراجع ذیصلاح با توجه به نیازها و صلاح‌دید جامعه، سیاست‌ها و تصمیماتی را برای افزایش ظرفیت تولید، مدیریت بازار مصرف داخلی، حضور در بازار سایر کشورها و توزیع مناسب سیمان اتخاذ می‌کنند. این سیاست‌ها و تصمیمات تاثیر بسزایی در سهام شرکت‌های مجموعه سیمان و صنایع وابسته آن دارد. شواهد موجود در بازار سهام ایران و بویژه در شاخص‌های صنعت سیمان کشور نیز نشان از سرایت بازده و تلاطم بین شاخص‌های سهام در بازارهای مالی دارد. در راستای تحلیل صحیح به نظر می‌رسد، استفاده از مدل‌های چندمتغیره به

نتایج تجربی مناسب‌تری نسبت به مدل‌های تک‌متغیره منجر شود و ابزار بهتری را به منظور تصمیم‌گیری سایر حوزه‌های وابسته نظیر انتخاب سبد دارایی فراهم نماید. تاکنون پژوهشی در ایران که با در نظر گرفتن حافظه بلندمدت به مدل‌سازی چندمتغیره تلاطم بازار، برای شاخص‌های مرتبط با صنعت سیمان از جمله کاشی و سرامیک پردازد، صورت نگرفته است. این پژوهش از این لحاظ موضوعی جدید است.

در این مقاله نیز ابتدا پایه‌های اقتصادی سرایت بازده و تلاطم معرفی و مروری جامع بر پیشینه تجربی پژوهش صورت می‌گیرد. سپس پایه‌های تئوریک مدل‌های ARFIMA و FIGARCH معرفی گشته و گام‌های رسیدن به مدل FIGARCH چندمتغیره در این پژوهش آورده شده است. تجزیه و تحلیل تجربی بر روی سه شاخص اصلی از سهام و بررسی نتایج حاصل نیز در ادامه آورده شده است.

۲. بررسی ادبیات موضوع

تحقیقات بسیاری به بررسی وجود حافظه بلندمدت در بازده دارایی‌های مالی پرداخته‌اند. مندلبروت (۱۹۷۱) اولین کسی بود که ایده وجود حافظه بلندمدت در بازده دارایی‌ها را مطرح کرد. گرین و فیلیتز (۱۹۷۷) با استفاده از آماره R/S کلاسیک، بازده روزانه شاخص بورس نیویورک را مورد مطالعه قرار دادند و شواهد قوی مبنی بر وجود حافظه بلندمدت در آن یافتند. لو (۱۹۹۱) نتایج تحقیقات آن دو را با استفاده از آماره R/S تعدیل شده^۱ مورد تردید قرار داد و رد کرد. لو (۱۹۹۱) آماره R/S را طوری تغییر داد که این آماره دینامیک حافظه کوتاه‌مدت را نیز در نظر می‌گرفت. او نتیجه گرفت که شواهد روشنی مبنی بر وجود حافظه بلندمدت در شاخص بورس نیویورک موجود نمی‌باشد.

بارکولاس و باوم (۱۹۹۶) به جای استفاده از آماره R/S، از روش GPH که توسط جویک و پورتر-هوداک (۱۹۸۳) ارائه شده بود، برای آزمون حافظه بلندمدت در بازده شاخص، بازده شاخص صنعت و همچنین بازده سهام شرکت‌های حاضر در شاخص داوجونز استفاده کردند. اگرچه آن‌ها شواهدی مبنی بر وجود حافظه بلندمدت در شاخص سهام نیافتند، ولی برخی از شواهد وجود حافظه بلندمدت را در بازده سهام پنج شرکت مشاهده نمودند و در خصوص سهام

سه شرکت مورد بررسی شواهدی مبنی بر وجود حافظه میان مدت^۱ در بازده سهام آنها یافتند. این نتایج شباهت‌ها و تفاوت‌هایی را میان حافظه بلندمدت در میان سری‌های زمانی شرکت‌های مختلف نشان داد که بیانگر آن بود که حافظه بلندمدت در شاخص به دلیل تلفیق، اثرش از بین می‌رود. با این حال نتایج تحقیقات آنها بر روی داده‌های هم‌فزون و تفکیک‌سازی شده، شواهد قانع‌کننده‌ای که ناقض یک مدل ساده مارتینگل باشد، ارائه ندادند. اولان (۲۰۰۲) با استفاده از روش‌های پارامتریک و نیمه پارامتریک به بررسی وجود حافظه بلندمدت در بازده چندین شاخص سهام بین‌المللی پرداخت. نتایج حاصل از آن نشان‌دهنده وجود حافظه بلندمدت در بازارهای آلمان، ژاپن، کره جنوبی و تایوان بود، در حالی که بازارهای آمریکا، انگلستان، هنگ‌کونگ، سنگاپور و استرالیا نشانه‌هایی از حافظه بلندمدت در داده‌های روزانه نشان ندادند. ویلاسوسو (۲۰۰۲) به مقایسه قابلیت پیش‌بینی مدل‌های FIGARCH، IGARCH و GARCH در پیش‌بینی تلاطم‌های شش نرخ ارز مختلف پرداخت و به این نتیجه رسید که برای تمامی بازه‌های زمانی پیش‌بینی معیارهای MSE و MAE بیانگر برتری مدل FIGARCH نسبت به دو مدل دیگر بوده و مدل FIGARCH نتایج پیش‌بینی را به طور قابل ملاحظه‌ای بهبود می‌بخشد. مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵) نقش اخبار خوب و بد را در نوسانات بازدهی سهام تهران مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و به این نتیجه رسیدند که هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر وجود اثرات نامتقارن قوی و معنی‌داری مشاهده نکردند. به این مفهوم که اخبار خوب و بد با اندازه یکسان، تأثیر مشابهی بر تلاطم شرطی بازده دارد. کشاورزحداد و اسمعیل‌زاده (۱۳۸۸) به مدل‌سازی سری زمانی برای پیش‌بینی تلاطم در بازدهی سهام شرکت سیمان تهران با استفاده از مدل غیرخطی ARMA، پرداخته و نتیجه می‌گیرند که الگوی ARMA، از دقت بیشتری برخوردار بوده و همچنین اخبار خوب و بد اثرات متقارنی بر قیمت سهام سیمان تهران دارد. وینگ (۲۰۰۲)، با استفاده از تکنیک تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته^۲ با یک چارچوب خودرگرسیون برداری (VAR) استفاده کرد و وابستگی بین پنج بخش اصلی، اجناس اصلی، مالی، صنعتی، حمل و نقل و سود را با استفاده از اطلاعات هفتگی شاخص‌های سهام S&P از ژانویه ۱۹۸۸ تا جولای ۱۹۹۷، آنالیز کرده و دریافت که اخبار غیرقابل پیش‌بینی یا شوک‌ها در یک بخش تأثیر معنی‌داری روی بازده بخش‌های دیگر دارد.

۱. حافظه میان مدت (حافظه کوتاه مدت) نوعی از حافظه بلندمدت است و به شرایطی اطلاق می‌گردد که $0 < d < 1/2$ - می‌باشد (مندلبروت و همکاران، ۱۹۶۸).

وینگ و همکاران (۲۰۰۳)، همچنین تاثیرات شوک‌های بزرگ اقتصادی روی پنج بخش اصلی شاخص‌های بازار سهام S&P را برای دوره رکورد پس از ۱۹۸۷ مورد مطالعه قرار داده و با استفاده از تحلیل واکنش محرک آبی تعمیم یافته^۱، نشان دادند که قیمت سهام انفرادی بیشتر از شوک‌های پیش‌بینی نشده بزرگ اقتصادی بیشتر از شوک‌ها و حوادث قابل پیش‌بینی تاثیر می‌پذیرد. لی و نی (۲۰۰۲)، تاثیرات قیمت سهام نفت روی تقاضا و عرضه در صنایع مختلف را با استفاده از مدل‌های VAR تحلیل کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که برای صنایعی که سهم بالایی از سهام نفت را در سید دارایی خود دارند، مانند پالایشگاه نفت خام و صنایع شیمیایی، شوک‌های وارده به قیمت نفت اساساً عرضه را کاهش می‌دهد و برای بسیاری از صنایع دیگر، مانند صنعت اتومبیل‌سازی، شوک‌های قیمت نفت، اساساً تقاضا را کاهش می‌دهد. تحقیق آنها اظهار می‌دارد که شوک‌های قیمت نفت روی فعالیت‌های اقتصادی از دور تاثیر دارد که به وسیله تاثیرات هزینه ورودی مستقیم شرح داده شده است. کودرس و پرتسکار (۲۰۰۲)، یک مدل مبتنی بر انتظارات عقلایی مبتنی بر دارایی‌های چندگانه را برای تبیین سرایت در بازار مالی بکار گرفت. نتایج نشان‌دهنده آن بود که توسعه سرایت مالی به حساسیت بازار به فاکتورهای ریسک بزرگ اقتصادی و اطلاعات نامتقارن میان بازارها بستگی دارد. مدل‌های GARCH و توسعه‌های آن مشهورترین روش مورد استفاده برای مدل‌سازی تلاطم سری‌های زمانی مالی با فراوانی بالا می‌باشد. مدل‌های GARCH چندمتغیره برای بررسی سرایت تلاطم میان بازارهای مختلف به دفعات مورد استفاده قرار گرفته شده است.

کیم^۲ و راجرز^۳ (۱۹۹۵) با استفاده از مدل GARCH به بررسی حرکت‌های همزمان میان بازارهای سهام کره، ژاپن و آمریکا پرداختند. نتایج کار آن‌ها نشان می‌دهد از زمانی که بازار کره برای شرکت خارجیان در بازار سهام این کشور باز شده است، تاثیرات سرایت از ژاپن و آمریکا به کره افزایش یافته است.

کانولی^۴ و وانگ^۵ (۱۹۹۷) به بررسی نقش اخبار جدید اقتصاد کلان در توضیح دهی اثرات سرریز بازدهی و تلاطم میان بازارهای سهام آمریکا، انگلیس و ژاپن پرداختند. آن‌ها از داده‌های بازدهی بازارهای سهام و داده‌های اقتصاد کلان شامل عرضه‌ی پول، تولید صنعتی، تورم، نرخ

1. generalized impulse response analysis
2. Kim
3. Ragers
4. Connolly
5. Wang

بیکاری و کسری تجاری دریاذهی زمانی ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۶ استفاده کردند. آن‌ها همچنین از مدل GARCH برای تایید وجود اثرات نامتقارن تلاطم ناشی از اخبار خوب و بد بر بازارهای داخلی و خارجی استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که اخبار داخلی سهم بیشتری در توضیح بازدهی داخلی دارد اما در مورد تلاطم به نتیجه معکوسی رسیدند. سادورسکی (۱۹۹۹)، با استفاده از یک چهارچوب خودرگرسیون برداری (VAR) و یک مدل GARCH یک متغیره بازارهای نفت را مورد آزمایش قرار داده و نشان داد که تلاطم قیمت نفت نقش مهمی را در تاثیرگذاری روی بازدهی سهام ایفا می‌کند. حسن و مالیک (۲۰۰۷)، از یک مدل GARCH چندمتغیره استفاده کرده و به طور همزمان میانگین و واریانس شرطی را بین شاخص بخش‌های مختلف آمریکا تخمین زدند. نتایج حاصل به این صورت بود که سرایت تلاطم معنی‌داری بین بخش‌های مختلف مشاهده شد.

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 GARCH چندمتغیره مورد آزمایش قرار داد. آن‌ها دریافتند که سرایت معنی‌داری میان بازارهای بااهمیت دوم وجود دارد و همچنین نشان دادند که بازار سهام خلیج، گیرندگان تلاطم از بازار جهانی نفت هستند.

زمانی، سوری و ثنایی اعلم (۱۳۸۷) به بررسی پیش‌بینی‌پذیری و بررسی سرایت شاخص‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل GARCH چندمتغیره پرداخته و نشان می‌دهند که در بازدهی‌های روزانه شاخص شرکت‌های کوچکتر با تاخیر دنباله‌رو شاخص شرکت‌های بزرگتر می‌باشد ولی وجود سرایت در بازدهی‌های ماهانه و فصلی و نیز تلاطم شاخص‌ها مشاهده نمی‌شود. مون^۱ و یو^۲ (۲۰۰۹) به بررسی اثرات سرریز کوتاه‌مدت بازدهی و تلاطم روزانه‌ی 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 دریاذهی زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار 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 تاکنون مدلی که بتواند با در نظر گرفتن اثر حافظه به بررسی سرایت تلاطم‌ها بین

1. Moon

2. Yu

شاخص‌های سهام پردازد تا به حال صورت نگرفته است و توسعه نظری و به دنبال آن تحلیل تجربی صورت گرفته در این مقاله اولین گام در این راستا می‌باشد.

۳. پایه‌های اقتصادی سرایت بازده و تلاطم

مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که اطلاعات مربوط به متغیرهای مالی، در طول زمان، در بازار دارایی‌ها به یکدیگر سرایت^۱ 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 می‌دهد. 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 تئوری‌های اقتصادی که به توجیه اقتصادی سرایت تلاطم می‌پردازند، بیان شده است.

• اثر تقدم-تاخر^۲

بازده سهام‌های بزرگ و کوچک در بورس‌های سهام مختلف همبستگی دارند. بعلاوه، مطالعات متعدد که تعدادی از آنها در ادامه بیان می‌شود، نشان داده‌اند که این همبستگی تقاطعی نامتقارن است، یعنی بازده‌های سبدهای سهام شرکت‌های کوچک با بازده‌های تاخیری سبدهای سهام شرکت‌های بزرگ همبستگی دارند، در حالی که بازده‌های سبدهای سهام شرکت‌های بزرگ همبستگی معناداری با بازده‌های تاخیری سبدهای سهام شرکت‌های کوچک ندارند. این همبستگی تاخیری نامتقارن بین سهام‌های بزرگ و کوچک که حالت خاصی از سرایت دارایی‌ها است، اثر تقدم-تاخر نام دارد. به عبارت دیگر، این فرضیه بیان می‌کند که بازده‌های سبد شرکت‌های

1. Spillover, contagion, or transimition

2. Lead-lag effect

کوچک، با تاخیر، دنباله‌رو بازده‌های سبد شرکت‌های بزرگ هستند، ولی عکس این مطلب صادق نیست.

یکی از اولین مطالعات برای بررسی فرضیه گام تصادفی با استفاده از سبدهای سهام اندازه-مرتب^۱، مطالعه لو و مک کنلی^۲ (۱۹۹۸) است. ایشان با استفاده از داده‌های هفتگی پنج سبد اندازه-مرتب سهام از نیس^۳ و امکس^۴، وجود گام تصادفی را قویا رد کردند و نشان دادند علی‌رغم این که بازده‌های انفرادی خودهمبستگی ضعیف و معمولاً منفی دارند، بین بازده این سبدها همبستگی مثبت قوی وجود دارد. لو و مک کنلی این نتایج را به وجود همبستگی تقاطعی^۵ بین بازده سهام‌های انفرادی نسبت دادند. لو و مک کنلی (۱۹۹۰) در یک تحقیق دیگر تفاوت‌های قابل توجه دیگری بین رفتار سبد سهام‌های کوچک و سبد سهام‌های بزرگ یافتند و نشان دادند که بازده سبدهای سهام کوچک نسبت به سبدهای سهام بزرگ قابلیت پیش‌بینی بیشتری دارند. ایشان همچنین نشان دادند، بازده‌های تاخیری سبد سهام بنگاه‌های بزرگ سهم قابل توجهی از بازده فعلی سبد سهام‌های کوچک را می‌توانند توضیح دهند؛ اما عکس این مطلب برقرار نیست. لذا، یک عدم تقارن در قابلیت پیش‌بینی بازده سبدهای سهام بنگاه‌های بزرگ و کوچک مشاهده کردند. پس از آن محققین دیگری نیز وجود اثر تقدم-تاخر را در بازارهای مختلف و برای دوره‌های مختلف آزمودند.

کنراد، گالتکین و کول^۶ (۱۹۹۱) در بررسی همبستگی تلاطم شاخص‌ها، شواهدی از وجود تلاطم خوشه‌ای در بازده‌های سبدهای اندازه-مرتب یافتند. ایشان همچنین شواهدی از سرایت نامتقارن تلاطم ارائه کردند. ایشان نشان دادند که همین عدم تقارن موجود در سرایت بازده‌های کوتاه‌مدت بین بازده‌های بزرگ و کوچک در آمریکا، در سرایت تلاطم نیز وجود دارد، همچنین شوک‌های تلاطم به سهام‌های بزرگ برای تلاطم آینده سهام‌های کوچک مهم هستند، ولی این شوک‌های تلاطم به سهام‌های کوچکتر، تاثیر کم یا ناچیزی در تلاطم آینده سهام‌های بزرگ دارند.

-
1. Size-sorted
 2. Lo and McKinlay
 3. NYSE
 4. AMEX
 5. Cross serial correlation
 6. Conrad, Gultekin, Koal

با استفاده از بازده‌های بلندمدت‌تر، حسن و فرانسیس^۱ (۱۹۹۸) دریافتند که بین سهم‌های بزرگ و کوچک در آمریکا سرایت در تلاطم وجود دارد، اما برخلاف کنراد، گولتکین، و کول (۱۹۹۱)، ایشان دریافتند که این سرایت‌ها تقریباً متقارن است؛ یعنی تلاطم هم از سهم‌های بزرگ به سهم‌های کوچک و هم از سهم‌های کوچک به سهم‌های بزرگ سرایت می‌کند.^۲

هریس^۳ (۲۰۰۵) سرایت بازده و تلاطم را در میان شاخص‌های FTSE 100, FTSE 250 و FTSE Small Cap (شاخص‌های انگلستان) با استفاده از یک مدل GARCH چندمتغیره آزمون کرد و دریافت که مکانیزم‌های سرایت بازده و تلاطم بین سهم‌های کوچک و بزرگ در انگلستان نامتقارن است. به عبارت دیگر، سرایت قابل توجهی در بازده و تلاطم سبدهای سهم‌های بزرگ به سبدهای سهم‌های کوچک وجود داشت. برای تلاطم، همچنین شواهدی از بازخورد محدود از سبد سهم‌های کوچک به سبد سهم‌های بزرگ وجود داشت؛ البته، تحلیل با دوره‌های کوتاه‌تر نشان داد، این مطلب در دوره‌های مشخصی دیده می‌شود. همچنین، شواهد بدست آمده از شبیه‌سازی نشان داد که معاملات غیرهمزمان بطور بالقوه بخشی از سرایت میان بازده‌ها را می‌توانند توضیح دهند؛ ضمن این که، اثر سرایت تلاطم را اصلاً نمی‌توانند توضیح دهند. این نتایج با شواهد قبلی که نشان می‌دهند اطلاعات ابتدا در سهم‌های بزرگ و سپس در سهم‌های کوچک منعکس شوند، سازگار است (هریس، ۲۰۰۵). میلونوویچ^۴ (۲۰۰۳)، هم ارتباط بین سه سبد دارایی اندازه-مرتب در بورس سهام استرالیا را بررسی کرد. وی نشان داد، بازده‌های سبد بنگاه‌های متوسط و کوچک نسبت به بازده‌های سبد بنگاه‌های بزرگ تاخیر دارند. یک ساختار تاخیری نامتقارن نیز در ساختار تلاطم بازده‌ها دیده شد. این مشاهدات با اثر تقدم-تاخر و فرضیه سرایت تلاطم سازگار می‌باشد.

• جریان اطلاعات در بازار

یکی از دلایلی که برای خودهمبستگی بازده‌ها ارائه می‌شود این است که زمانی که اطلاعات جدیدی وارد بازار می‌شود، کلیه سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار جدید سریعاً واکنش نشان نمی‌دهند. بنابراین، اطلاعات جدید به آرامی به قیمت‌ها منتقل خواهند شد و این پدیده موجب خودهمبستگی مثبت در بازده‌ها خواهد شد.^۵ این پدیده با ایده کارایی بازار در تناقض است، زیرا

1. Hasan, Francis

۲. هریس، (۲۰۰۵)

3. Harris

4. Milunovich

5. Boudoukh, Richardson, Whitelaw, (1994)

بر اساس این نظریه، یک بازار مالی در صورتی کاراست که کلیه اطلاعات فعلی در قیمت دارایی‌ها منعکس شده باشد. فارقر و ویگارد^۱ (۱۹۹۸) در یک مطالعه مشاهده کردند که اثر تقدم-تاخر در سال‌های اخیر تقلیل یافته است. ایشان یافته‌های خود را با استفاده از بحث بهبود کارایی بازار و انتشار بهتر اخبار توضیح دادند. در ضمن، معمول‌ترین توضیح برای تلاطم دارایی‌ها به نرخ جریان اطلاعات مرتبط است که از فرضیه بازار کارا استخراج می‌شود و بر اساس آن، تلاطم قیمت‌ها مستقیماً وابسته به نرخ جریان اطلاعات در بازار است. رز^۲ (۱۹۸۹) نشان داد در یک اقتصاد با آربیتراژ-آزاد^۳ تلاطم قیمت‌ها مستقیماً به نرخ جریان اطلاعات وابسته است. در یک مدل ساده این دو (تلاطم قیمت‌ها و نرخ جریان اطلاعات) یکسان هستند. یعنی:

$$\sigma_p^2 = \sigma_s^2 \quad (1)$$

که در آن σ_p^2 تلاطم قیمت‌ها و σ_s^2 تلاطم جریان اطلاعات می‌باشد. وی در یک مدل ساده نشان داد، چنانچه تلاطم قیمت‌ها برابر تلاطم نرخ اطلاعات رسیده به بازار نباشد، امکان آربیتراژ وجود دارد.

کنراد، گالتکین، و کول (۱۹۹۱) پس از مشاهده سرایت در تلاطم بازده‌ها، با استفاده از شبیه-سازی بیان نتیجه می‌گیرند که این سرایت مشاهده شده در تلاطم به خاطر عدم همزمانی معاملات ایجاد نشده است و نیز بیان کردند تا زمانی که تلاطم قیمت‌های سهام مستقیماً وابسته به نرخ جریان اطلاعات در بازار است، این عدم تقارن در سرایت تلاطم بین سهم‌های بزرگ و کوچک، سازگار با بازاری است که قیمت سهم‌های بزرگ سریع‌تر نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند، اما قیمت سهم‌های کوچک با تاخیر زمانی به اخبار واکنش نشان می‌دهند.

مک کوین، پینگار و تورلی^۴ (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، در حالی که اخبار بد سریع‌تر در قیمت سهام این شرکت‌ها منعکس می‌شود. البته، چانگ، مک کوین و پینگار^۵ (۱۹۹۹) پس از مشاهده اثر تقدم-تاخر در ۶ بازار مالی آسیا شامل

1. Fargher and Weigard
2. Ross
3. Arbitrage free
4. Macqueen, Pinegar, Thorley
5. Chang, Macqueen, Pinegar

هنگ کنگک، ژاپن، سنگاپور، کره جنوبی، تایوان و تایلند، واکنش نامتقارن به اخبار خوب و بد را فقط در تایوان تایید کردند.^۱

۴. حافظه بلندمدت

در مدل‌سازی یک سری زمانی، ابتدا باید اطمینان حاصل کرد که سری زمانی مانا باشد. در سری‌های زمانی مالی معمولاً نامانایی ناشی از این واقعیت است که سطح ثابتی برای بازده‌ها وجود ندارد. در ادبیات سری‌های زمانی، چنین سری زمانی نامانایی، سری زمانی نامانای دارای ریشه واحد^۲ نامیده می‌شود.^۳ برای آزمون ریشه واحد، با توجه به این که داده‌های مورد استفاده روزانه می‌باشند، بنابراین لازم است وجود حافظه بلندمدت آزمون گردد که آزمون موید وجود و یا عدم وجود ریشه واحد نیز می‌باشد. آزمون حافظه بلندمدت به روش آزمون GPH که توسط گوک، پورتر و هوداک^۴ (۱۹۸۳) ارائه شده است و آماره R/S تعدیل یافته صورت می‌پذیرد. در این آزمون‌ها فرضیه صفر عدم وجود حافظه بلندمدت و فرضیه مقابل وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی می‌باشد. لذا، چنانچه آماره آزمون اختلاف معناداری از صفر نداشته باشد، فرضیه صفر یعنی عدم وجود حافظه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. در ادامه به معرفی آماره R/S و آزمون GPH می‌پردازیم.

۴-۱. آماره R/S

یکی از آزمون‌های تشخیص حافظه بلندمدت، آزمون دامنه مقیاس‌بندی شده^۵، یا به شکل ساده آماره R/S می‌باشد که برای اولین بار توسط هارست (۱۹۵۱) ارائه و سپس توسط مندلبروت (۱۹۷۱) بازتعریف شد. لو (۱۹۹۱) نشان داد که آماره R/S تعریف شده برای وابستگی‌های با دامنه کوتاه استوار^۶ نیست و به منظور نشان‌دادن وابستگی‌های کوتاه‌مدت در سری زمانی y_t ، به ازای $t = 1, 2, \dots, T$ آماره R/S را به صورت رابطه (۲) تعدیل کرد:

۱. مک‌کوین و پینگار، (۱۹۹۹)

2. Unit-root nonstationary time series

۳. تسای، (۲۰۰۲)

4. Geweke, Porter, Hudak

5. Rescaled range

6. Robust

$$\tilde{Q}_T = \frac{1}{\hat{\sigma}_T(q)} \left[\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y}) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y}) \right] \quad (2)$$

که انحراف معیار نمونه با توان دوم تخمین واریانس بلندمدت نیووی - وست^۱ (۱۹۸۷) با پهنای باند q^2 جایگزین شده است. لو (۱۹۹۱) نشان داد که در صورتی که y_t حافظه کوتاه مدت داشته باشد ولی حافظه بلندمدت نداشته باشد، در این حالت نیز \tilde{Q}_t به I^d (دامنه پل براونی)^۲ همگرا خواهد بود.

۴-۲. آزمون GPH

گوک، پورتر و هوداک یک روش نیمه پارامتریک را برای آزمون حافظه بلندمدت پیشنهاد کردند. آن‌ها چگالی طیفی فرآیند انباشته جزئی y_t را به شکل رابطه (۳) ارائه کردند:

$$f(\omega) = \left[4 \sin^2 \left(\frac{\omega}{4} \right) \right]^{-d} f_u(\omega) \quad (3)$$

که $f_u(\omega)$ چگالی طیفی متناسب با $1/\omega$ است. گوک، پورتر و هوداک با استفاده از تخمین دوره‌نگار^۴ $f(\omega_j)$ نشان دادند، تخمین حداقل مربعات \hat{d} با استفاده از رگرسیونر نمونه‌های بزرگ توزیع نرمال دارد. آماره تعریف شده برای بررسی وجود اثر حافظه - بلندمدت به گونه‌ای است که در آن $U_j = \ln \left[4 \sin^2 \left(\frac{\omega_j}{4} \right) \right]$ و \bar{U} میانگین نمونه U_j ، $j = 1, \dots, n_f$ است. تحت فرض صفر عدم وجود حافظه بلندمدت ($d = 0$)، آماره t عبارت است از:

$$t_{d=} = \hat{d} \cdot \left(\frac{\pi^2}{6 \sum_{j=1}^{n_f} (U_j - \bar{U})^2} \right)^{-1/2} \quad (4)$$

که دارای توزیع نرمال استاندارد است.

1. Newey-West estimate of the long run variance
2. bandwidth
3. Brownian bridge
4. Periodogram

۵. مدل‌های GARCH چندمتغیره با در نظر گرفتن حافظه بلندمدت

توسعه یک مدل FIGARCH تک‌متغیره به یک چارچوب چندمتغیره یا به عبارت دیگر لحاظ - نمودن حافظه بلندمدت پسماندها در مدل GARCH چندمتغیره در چند مرحله زیر انجام می‌شود؛ معادله واریانس در مدل GARCH(۱,۱)؛

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 \quad (۵)$$

معادله واریانس در مدل FIGARCH(۱, d, ۱)؛

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + (1 - \beta L - (1 - \phi L)(1 - L)^d)\varepsilon_t^2 \quad (۶)$$

ماتریس واریانس-کواریانس در مدل GARCH(۱,۱) چندمتغیره قطری به صورت؛

$$\sum_{ij} = \omega_{ij} + \beta_{ij} \sum_{t-1, ij} + \alpha_{ij} \varepsilon_{t-1, i} \varepsilon_{t-1, j} \quad (۷)$$

برای لحاظ نمودن خاصیت FI در معادله (۵) و تبدیل آن به معادله (۶) کافی است $1 - \beta L - (1 - \phi L)(1 - L)^d$ 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 \sum_{ij} و $\varepsilon_i \varepsilon_j'$ ماتریس‌های متقارن بوده و در نتیجه ω_{ij} ، α_{ij} و β_{ij} نیز متقارن می‌باشند. برای توسعه مدل FIGARCH به مدل FIGARCH چندمتغیره باید برای هر مولفه از ماتریس کواریانس شرطی معادله FIGARCH بنویسیم؛

$$\sum_{t, ij} = \omega_{ij} + \beta_{ij} \sum_{t-1, ij} + (1 - \beta_{ij} L - (1 - \phi_{ij} L)(1 - L)^{d_{ij}}) \varepsilon_{t-1, i} \varepsilon_{t-1, j} \quad (۸)$$

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 مشخص‌نمایی اجزای حافظه بلندمدت به کار می‌بریم. در این رویکرد برای توسعه از

مدل تک متغیره FIGARCH به یک چارچوب چندمتغیره از رویه‌ای شبیه توسعه مدل GARCH تک تغیره به چندمتغیره استفاده می‌کنیم با این تفاوت که عملگر $(1-L)^d$ را به صورت اسکالر باقی نگاه داشته و سایر اجزای معادله (۶) را به صورت ماتریسی بیان می‌داریم. که بازنمایی معادله واریانس به شکل رابطه (۹) خواهد شد؛

$$\sum_{t=ij} \omega_{ij} + \beta_{ij} \sum_{t=ij} + (1 - \beta_{ij}L - (1 - \phi_{ij}L)(1 - L)^d) \varepsilon_{ti} \varepsilon_{tj} \quad (9)$$

مشخص‌نمایی تعریف شده به سادگی از مشخص‌نمایی (۸) 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.^۱
۲. مطالعات صورت گرفته به این نکته اشاره دارد که درجه حافظه بلندمدت در تلاطم سری‌های زمانی تجربی مالی مشابه، نزدیک به یکدیگر هستند.^۲
۳. بسط مک لورن $(1-L)^d$ یک فرم غیر خطی از d می‌باشد.

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 + \dots \quad (10)$$

بنابراین لزومی به اعمال جزء $(1-L)^d$ 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 (۹) می‌باشند.

با توجه به دلایل ارائه شده برای مشخص‌نمایی معادله واریانس از معادله (۹) 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 \sum_t ، دشوار است. بنابراین این شرط

۱. به عنوان مثال نرخ‌های ارز خارجی در مقابل دلار آمریکا

۲. 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.

مثبت معین بودن بصورت عددی برای مقادیر داخل نمونه‌ای^۱ ماتریس واریانس شرطی، اعمال می‌گردد.

۵-۱. تخمین زن شبه حداکثر راستنمایی

رویکرد رایج در تخمین مدل‌های ARCH استفاده از روش حداکثر راستنمایی است.^۲ در حالت تک‌متغیره فرض می‌گردد که اختلالات نرمال شده به شکل $\varepsilon_t = \sigma_t \varepsilon_t$ بوده و σ_t به صورت $i.i.d$ و دارای تابع چگالی $f(\zeta)$ می‌باشد. تخمین زن حداکثر راستنمایی برای تخمین پارامتر θ از طریق حداکثرسازی تابع راستنمایی برای نمونه مشخص $\{\varepsilon_t\}$ به دست می‌آید؛

$$\ln L(\theta) = \sum_{t=1}^T (-0.5 \ln \sigma_t^2 + \ln f(\varepsilon_t / \sigma_t)) \quad (11)$$

σ_t^2 ، با تکرار معادله واریانس به دست می‌آید و σ_{t-j}^2 را به ε_{t-j}^2 یا σ_{t-j}^2 با شرط $(j \geq 1)$ مرتبط می‌سازد. در بکارگیری این فرآیند تخمین، چند موضوع تکنیکی ایجاد می‌شود؛

اول: ابتدا می‌بایست انتخاب مناسبی برای تابع چگالی f صورت پذیرد. تخمین تحت فرض نرمال استاندارد بودن پسماندها صورت می‌گیرد. لیکن اغلب سری‌های زمانی بازده حتی با احتساب واریانس ناهمسانی شرطی دارای دم‌چاق^۳ هستند. برخی از پژوهش‌گران این حوزه، توزیع‌های غیر گوسی^۴ را پیشنهاد کردند. برای مثال توزیع t استودنت توسط بلسلو در سال ۱۹۸۷ و یک توزیع نمایی توسعه یافته^۵ توسط نلسون در سال ۱۹۹۱ پیشنهاد شد. بلسلو و وولدریج در سال ۱۹۹۲ نشان دادند که تحت شرایط قاعده‌مند^۶ حتی اگر تصریح ما به اشتباه گوسی فرض شده باشد، در صورتی که معادله واریانس به درستی تصریح شده باشد، حداکثر راستنمایی باز هم ما را به تخمین سازگار از پارامترهای ARCH رهنمون می‌سازد. به همین دلیل رایج‌ترین رویکرد در تخمین مدل ARCH مبتنی بر حداکثرسازی تابع راستنمایی گوسی است (تخمین شبه حداکثر راستنمایی).^۷

1. In-the-sample values

۲. بلسلو، انگل و نلسون، (۱۹۹۴) و همیلتون، (۱۹۹۴)

3. Fat Tails

4. Non-Gaussian

5. Generalized Exponential Distribution (GED)

6. Certain Regularity Condition

۷. بلسلو و وولدریج، (۱۹۹۲)

دوم: به منظور شروع مناسب فرآیند بازگشتی در معادله واریانس شرطی می‌بایست برخی شرایط اولیه در نظر گرفته شود. بر همین اساس نمونه باید به دو قسمت تقسیم شود. p مشاهده اولیه به عنوان مقادیر پیش نمونه‌ای^۱ برای شروع فرایند بازگشتی استفاده می‌شود در حالی که مشاهدات بعدی ($t = p + 1, p + 2, \dots, T$) نمونه‌ی واقعی مورد استفاده در محاسبه تابع حداکثر راستنمایی را تشکیل می‌دهند. در این رویکرد تابع راستنمایی مشروط به مقادیر اولیه حداکثر سازی می‌شود.

سوم: از آنجایی که تابع راستنمایی مدل‌های ARCH در پارامترهای شان غیرخطی هستند تنها راه پیدا کردن ماکزیمم آن‌ها استفاده از روش‌های بهینه‌سازی عددی است.

چهارم: وقتی که تابع چگالی اشتباه تصریح شده باشد اگرچه تخمین زن حداکثر راستنمایی (شبه) سازگار است، اما ماتریس کواریانس و به دنبال آن خطاهای استاندارد پارامترها بایستی به درستی تعدیل شوند. وایت در سال ۱۹۸۲ تخمین زن سازگاری برای ماتریس کواریانس فوق ارائه داد لیکن این شرایط بسیار سخت‌تر از آن است که برای دسته مدل‌های ARCH بکار گرفته شود.^۲ بلرسلو و وولدریج در سال ۱۹۹۲ نشان دادند که اعتبار این روش‌ها برای تعدادی از حالت‌های ساده مصداق دارد.

پنجم: در مدل FIGARCH یک موضوع دیگر نیز باید مورد توجه قرار گیرد. معادله واریانس مدل تک‌متغیره به شکل رابطه (۱۲)؛

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + (1 - \beta L - (1 - \phi L)(1 - L)^d) \varepsilon_{t-1}^2 \quad (12)$$

می‌تواند به شکل $\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{\infty} a_j \varepsilon_{t-j}^2$ بیان شود که ضریب a_j یک تابع معنی‌داری^۳ از پارامترهای β ، ϕ و d می‌باشد. در بکارگیری رویکرد عددی نمی‌توانیم از تعداد نامحدودی وقفه استفاده کنیم و از طرفی نباید خیلی وقفه‌ها را کم در نظر بگیریم چون اهمیت وابستگی‌های بلندمدت را از بین می‌برد. بلرسلو و میکلسون (۱۹۹۶)، نشان دادند که وقفه $z = 1000$ تعداد وقفه مناسبی می‌باشد. در نهایت نتایج فوق قابل تعمیم به یک چارچوب چندمتغیره هستند. تابع راستنمایی مدل چندمتغیره تحت فرض نرمال بودن به صورت زیر می‌باشد؛

1. Presample
2. White H. (1982)
3. non-trivial function

$$\ln L(\theta) = \sum_{t=1}^T \left(-\frac{1}{2} \ln(\det(\Sigma_t)) + \ln \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^n} [\varepsilon_t' \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t] \right) \quad (13)$$

θ بردار تمام پارامترهای مدل بوده و تخمین زن شبه حداکثر راستنمایی برای پارامترهای ω_{ij} ، β_{ij} ، ϕ_{ij} و d از مدل چندمتغیره FIGARCH(1, d, 1) قطری و به وسیله حداکثرسازی عددی تابع راستنمایی با شرط $p = j$ در نمونه اولیه به دست می‌آید. مقدار Σ_t نیز از فرآیند تکراری معادله واریانس (۹) در وقفه t ام به شکل رابطه (۱۴) دست می‌آید.

$$\Sigma_{t,ij} = \omega_{ij} + \beta_{ij} \Sigma_{t-1,ij} + (1 - \beta_{ij} L - (1 - \phi_{ij} L)(1 - L)^d) \varepsilon_{t,i} \varepsilon_{t,j} \quad (14)$$

با توجه به چارچوب معرفی شده در ادامه مدل BEKK که یکی از مدل‌های پایه و پرکاربردی GARCH چندمتغیره می‌باشد، به مدلی FIGARCH چندمتغیره توسعه داده می‌شود.

۲-۵. توسعه مدل BEKK(1,1) به مدل Fractional BEKK(1, d, 1)

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 نوشت:

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (15)$$

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 (۱۶) باشد:

$$\mu_t = A + \sum_{i=1}^p A_i r_{t-i} \quad (16)$$

بردار ε_t نیز نشان‌دهنده پسماندها در دوره t ام بوده که به صورت (۱۷) قابل تعریف است:

$$\varepsilon_t = H_t^{\cdot, \delta}(I_{t-1}) z_t \quad (17)$$

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

$$E(z_t) = 0$$

$$\text{var}(z_t) = I_N$$

که در آن I_N ماتریس یکه با بعد N بوده و به راحتی می توان نشان داد که ماتریس واریانس شرطی r_t برابر H_t می باشد. یک معادله عمومی برای H_t که توسط بالرسلو در سال ۱۹۸۸ پیشنهاد شد، مدل ساده $VEC(1,1)$ است که به صورت رابطه (۱۸) تعریف می شود:

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + Gh_{t-1} \quad (18)$$

که در آن، $h_t = \text{vech}(H_t)$ و $\eta_t = \text{vech}(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ عملگر vech روی یک ماتریس مربع تعریف شده و مقادیر روی قطر اصلی و زیر قطر اصلی را به صورت بردار می دهد. همچنین تعداد پارامترهای این مدل برابر با $(N(N+1)(N(N+1)+1))/2$ می باشد. مثلا به ازای $N=3$ باید ۷۸ پارامتر تخمین زده شود. لذا این مدل در موارد دو متغیره کاربرد دارد. برای حل این مشکل معمولا محدودیت هایی روی پارامترهای مدل اعمال می گردد. بالرسلو (۱۹۸۸) مدل قطری VEC را پیشنهاد کرد که در آن ماتریس های A و G قطری فرض شده و عناصر h_{ijt} صرفا وابسته به وقفه های خود و مقادیر یک دوره گذشته ε_{ijt} می باشند. این محدودیت تعداد پارامترها را به $(N(N+5))/2$ کاهش می دهد، اما همچنان در مدل های با بعد زیاد، تخمین مدل مشکل خواهد بود. با توجه به اینکه در یک مدل VEC تضمین مثبت معین بودن H_t بدون اعمال محدودیت های قوی مشکل است، انگل و کرونر (۱۹۹۵) مدل $BEKK$ را پیشنهاد کردند. یک مدل $BEKK(1,1,K)$ بصورت رابطه (۱۹) تعریف می گردد:

$$H_t = C^* C^* + \sum_{k=1}^K A_k^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_k^* + \sum_{k=1}^K G_k^* H_{t-1} G_k^* \quad (19)$$

در شکل ساده تر یک مدل $BEKK(1,1)$ به صورت (۲۰) تعریف می شود:

$$H_t = C^* C^* + A^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A^* + G^* H_{t-1} G^* \quad (20)$$

که در آن A^* و G^* و C^* ماتریس های $N \times N$ و C^* یک ماتریس بالامثلثی می باشد. مدل $BEKK$ پر کاربردترین مدل $GARCH$ چندمتغیره می باشد که در مقالات مختلف از آن استفاده شده است. باونس، لارنت و رومباوتس (۲۰۰۶) اشاره دارند که این مدل در بعد پایین (کمتر از ۱۰) مشکلات

سایر مدل‌ها در همگرایی برآورد را دارا نمی‌باشد و این امر باعث می‌گردد که تخمین‌های پارامترها از قابلیت اتکای بالایی برخوردار باشند همچنین دیگر لازم است، ماتریس واریانس، مثبت معین باشد که برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نیست. با توجه به توضیحات ارائه شده، شکل کامل و باز شده مرتبه‌ی ۳ مدل بصورت رابطه (۲۱) است:

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \\ r_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{\cdot,1} \\ \phi_{\cdot,2} \\ \phi_{\cdot,3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \phi_{1,13} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \phi_{1,23} \\ \phi_{1,31} & \phi_{1,32} & \phi_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \\ r_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} & \phi_{2,13} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & \phi_{2,23} \\ \phi_{2,31} & \phi_{2,32} & \phi_{2,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-2} \\ r_{2,t-2} \\ r_{3,t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad (21)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix}^{1/2} \begin{bmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \\ z_{3,t} \end{bmatrix}$$

که در آن بردار $r_{i,t}$ نشان‌دهنده بازده شاخص نام در زمان t ، ϕ_{ij} پارامترهای میانگین شرطی مدل، بردار ε_t بردار پسماندها و عناصر بردار z_t نوبه سفید هستند. همچنین، ماتریس واریانس-کواریانس شرطی مدل مطابق یک مدل $BEKK(1,1)$ بصورت زیر تعریف شده است:

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

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

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، لیکن پارامترهای مدل $BEKK$ ، برخلاف مدل VEC ، مستقیماً تاثیر وقفه‌ها را روی عناصر H_t نشان نمی‌دهند. علی‌رغم اعمال محدودیت‌های مختلف روی مدل‌های $BEKK$ ، معمولاً زیاد بودن پارامترها همچنان یک مشکل اساسی می‌باشد. لذا این مدل‌ها در موارد با بعد بیش از ۳ یا ۴ متغیر (سری) بکار نمی‌روند. حال برای توسعه مدل $GARCH$ چندمتغیره به $FIGARCH$ چندمتغیره یک مدل $(1,1) BEKK$ را در نظر می‌گیریم.

$$H_t = C^* C^* + A^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^* + G^* H_{t-1} G^* \quad (23)$$

در بخش قبل توضیح داده شد که برای توسعه مدل $(1,1) GARCH$ چندمتغیره به مدل $(1, d, 1) FIGARCH$ چندمتغیره، باید عبارت $\alpha_{ij} \varepsilon_{t-1,i} \varepsilon_{t-1,j}$ در معادله (۷) با عبارت (۲۴) جایگزین گردد.

$$[1 - \beta_{ij} L - (1 - \phi_{ij} L)(1 - L)^d] \varepsilon_{ti} \varepsilon_{tj} \quad (24)$$

عبارت (۲۴) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$[1 - \beta_{ij} L - (1 - \phi_{ij} L)(1 - L)^d] \varepsilon_{ti} \varepsilon_{tj} = \varepsilon_{ti} \varepsilon_{tj} - \beta_{ij} L (\varepsilon_{ti} \varepsilon_{tj}) - (1 - L)^d (\varepsilon_{ti} \varepsilon_{tj}) + \phi_{ij} L (1 - L)^d (\varepsilon_{ti} \varepsilon_{tj}) \quad (25)$$

بنابراین، برای تبدیل مدل $(1,1) BEKK$ به مدل $(1, d, 1) BEKK$ Fractional عبارت $A^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^*$ را با عبارت (۲۶) جایگزین گردد.

$$\varepsilon'_t \varepsilon_t - G^* (\varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1}) G^* - (1 - L)^d \varepsilon'_t \varepsilon_t + A^* (1 - L)^d \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^* \quad (26)$$

در نتیجه، مدل $(1, d, 1) Fractional BEKK$ به صورت (۲۷) استخراج می‌گردد.

$$H_t = C^* C^* - G^* \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} G^* + [1 - (1 - L)^d] (\varepsilon'_t \varepsilon_t) + (1 - L)^d A^* (\varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1}) A^* + G^* H_{t-1} G^* \quad (27)$$

این مدل چندمتغیره توسعه‌ای از مدل BEKK می‌باشد که پارامتر حافظه بلندمدت (d) در آن لحاظ گردیده است. توسعه صورت گرفته تا کنون در هیچ مدل GARCH چندمتغیره‌ای لحاظ نگردیده و این پژوهش از این حیث کاملا کاربردی و جدید می‌باشد. مدل توسعه داده شده علاوه بر لحاظ نمودن پارامتر حافظه بلندمدت، آن را در طی فرآیند مدل‌سازی برآورد می‌نماید. مدل فوق در برنامه Eviews کدنویسی شده که نتایج حاصل در ادامه آورده شده است.

۶. تحلیل تجربی

در ادامه مطالعه تجربی صورت گرفته در راستای پاسخگویی به سوالات و فرضیات مطرح شده در این پژوهش مورد بررسی قرار خواهد گرفت. برای پاسخ‌گویی به سوال اول یعنی وجود حافظه بلندمدت در بازده و تلاطم سهام صنعت سیمان و صنایع وابسته از آزمون‌های آماری وجود حافظه بلندمدت (آماره R/S تعدیل شده و آزمون GPH) استفاده می‌شود. از آن‌جا که هدف نهایی تمامی تحقیقات تجربی معرفی مدل‌هایی است که توانایی بهتری در تبیین فرآیند تولید داده‌ها^۱ (که ناشناخته است) داشته باشند و بتوانند پیش‌بینی دقیق‌تری از سری زمانی ارائه دهند، سوال دوم این پژوهش به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا بازده و تلاطم شاخص سهام صنعت سیمان با تلاطم کاشی و سرامیک و سرمایه‌گذاری‌ها ارتباط معنی‌دار آماری دارد؟ برای بررسی سرایت تلاطم شاخص‌ها از یک مدل FIGARCH چندمتغیره استفاده شده است. این مدل چندمتغیره توسعه‌ای از مدل BEKK می‌باشد که پارامتر حافظه بلندمدت (d) در آن لحاظ گردیده است. توسعه صورت گرفته تا کنون در هیچ مدل GARCH چندمتغیره‌ای لحاظ نگردیده و این پژوهش از این حیث کاملا کاربردی و جدید می‌باشد. مدل توسعه داده شده علاوه بر لحاظ نمودن پارامتر حافظه بلندمدت، آن را در طی فرآیند مدل‌سازی برآورد می‌نماید.

۶-۱. معرفی شاخص‌های مورد مطالعه

در این پژوهش، شاخص قیمت سه گروه صنعت در بورس اوراق بهادار تهران به نام‌های شاخص سیمان (شماره ۵۳)، کاشی و سرامیک (شماره ۴۹) و سرمایه‌گذاری‌ها (شماره ۵۶) در مدل‌سازی‌ها، برآوردها و آزمون‌ها استفاده می‌شود. بازه زمانی مورد تحقیق نیز برای داده‌های

1. Data Generating Process (DGP)

روزانه از ۱۳۸۵/۰۶/۰۱ الی ۱۳۸۹/۰۶/۰۱ در نظر گرفته شده است. در انتخاب سه شاخص یادشده موارد زیر مد نظر قرار گرفته است:

الف: وجود حداقل ۳ شرکت در گروه مربوطه: در بورس تهران گروه‌هایی با تنها یک یا دو شرکت نیز وجود دارند. وجود تعداد بسیار کم شرکت‌ها در یک گروه موجب می‌شود، شاخص تحت تاثیر شدید تغییرات بازده و تلاطم آن شرکت(ها) قرار گیرد.

ب: اندازه-مرتب باشند؛ یعنی این شاخص‌ها براساس اندازه شرکت‌های زیرمجموعه خود انتخاب و مرتب شوند؛ به عبارت دیگر ای نشاخص‌ها به ترتیب شامل شرکت‌های بزرگ (مجموعه سیمان با ارزش بازار بالغ بر ۳۶ میلیارد ریال)، متوسط (سرمایه‌گذاری‌ها با ارزش بازار ۲۰ میلیارد ریال) و کوچک (کاشی و سرامیک با ارزش بازار ۳ میلیارد ریال) می‌باشند. مطالعات گذشته نشان می‌دهد که، تلاطم‌ها عمدتاً ابتدا به سهام بزرگتر وارد شده و سپس سهام کوچکتر به دنبال آنها متلاطم شده‌اند، تلاش شده از این ویژگی برای بررسی پیش‌بینی‌پذیری شاخص بهره گرفت.

۲-۶. ویژگی‌های آماری داده‌ها (بازده شاخص‌های در نظر گرفته شده)

در داده‌های شاخص قیمت دریافت شده ازسایت بورس اوراق بهادار تهران دو مشکل وجود دارد. اول؛ مشکل تاریخ‌های یکسان در یک سری زمانی و دوم؛ مشکل عدم تطابق روزانه سری زمانی تاریخ‌ها برای سه شاخص مورد بررسی در این پژوهش. 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 گردید. سپس داده‌ها مطابق یک تاریخ یکسان مرتب شدند و از آنجایی که در شاخص قیمت فقط تغییرات قیمت لحاظ شده است، از شاخص قیمت با لحاظ نمودن بازده نقدی^۱ استفاده شد.

قبل از مدل‌سازی بازده باید ویژگی‌های آماری توزیع آن را بررسی کرد. بدین منظور ویژگی‌های آماری توزیع بازده شاخص‌های مورد بررسی در ذیل آورده شده است. همان‌طور که در جدول (۱)، مشاهده می‌شود میانگین بازده روزانه شاخص صنعت خودرو و ساخت قطعات از آذرماه ۱۳۷۶ تا پایان آذرماه ۱۳۸۷ برابر مقدار منفی ۰.۰۰۱۶۹ و انحراف معیار آن ۰.۰۰۶۵۹۴ بوده است.

جدول ۱. ویژگی‌های آماری توزیع بازده شاخص‌ها

شاخص	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشی‌دگی
بازده سیمان	-۰.۰۰۰۱۶۹	۰.۰۰۶۵۹۴	۴.۸۳۳۶۶۵	۹۰.۷۱۶۰۴
روزانه کاشی و سرامیک	۰.۰۰۰۶۹۲	۰.۰۱۱۹۸۶	-۴.۰۳۸۱۴۸	۸۷.۸۵۸۳۰
سرمایه‌گذاری‌ها	۰.۰۰۰۳۰۳	۰.۰۰۴۲۲۲	-۰.۲۷۳۸۱۲	۱۴.۳۹۶۰۲

مقدار انحراف معیار در مقایسه با میانگین نشان می‌دهد که این متغیر در طول دوره مورد بررسی از تلاطم بالایی برخوردار نبوده است. این توزیع دارای چولگی ۴.۸۳۳ است که به معنای چولگی به راست است، همچنین کشی‌دگی آن ۹۰.۷۱۶ است که خیلی بیشتر از کشی‌دگی تابع چگالی نرمال است. لذا منحنی آن دارای دنباله باریک و پهن و قله بلند می‌باشد.

۳-۶. بررسی حافظه بلندمدت

برای بررسی حافظه بلندمدت در سه سری زمانی مورد مطالعه از آزمون GPH و آماره R/S استفاده شده است. در آزمون GPH و آماره R/S فرضیه صفر عدم وجود حافظه بلندمدت و فرض مقابل وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی می‌باشد. لذا، چنانچه آماره آزمون اختلاف معناداری از صفر نداشته باشد، فرض صفر یعنی عدم وجود حافظه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. نتایج بکارگیری هر یک از دو آزمون ذکر شده در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. تست GPH برای تعیین پارامتر حافظه بلندمدت

سطح معناداری	<i>Test for Long Memory: GPH Test</i>		<i>Test for Long Memory: Modified R/S Test t</i>	
	مقدار آماره	مقدار آماره	مقدار آماره	مقدار آماره
	GPH تست	R/S آزمون	GPH تست	R/S آزمون
۹۹٪	۰.۳۳۸۶	۲.۲۸۷ **	۳.۳۲۴**	۲.۰۹۴۴ *
۹۵٪	۰.۴۰۱۱	۲.۰۹۴۴ *	۲.۹۲۱۴**	۲.۶۶۶۱**
	۰.۲۸۸۴	۲.۱۰۰۶*	۲.۱۰۰۶*	۲.۶۶۶۱**

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۲ و مقدار آماره تست GPH، وجود حافظه بلندمدت در بازده شاخص سیمان و کاشی و سرامیک در سطح اطمینان ۹۹٪ تایید می‌شود. بر اساس این

آزمون، وجود حافظه بلندمدت در شاخص سرمایه‌گذاری‌ها در سطح اطمینان ۹۹٪ قابل تایید نیست و در سطح اطمینان ۹۵٪ تایید می‌گردد. با توجه به مقدار مثبت و کوچکتر از ۰/۵ به دست آمده برای پارامتر حافظه بلندمدت (d) مشخص است که هر سه سری زمانی مورد مطالعه مانا می‌باشند. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، بر اساس آماره R/S دو سری زمانی سیمان و سرمایه‌گذاری‌ها در سطح اطمینان ۹۹٪ و شاخص کاشی و سرامیک نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ دارای حافظه بلندمدت هستند.

۶-۴. آزمون وجود سرایت در بازده شاخص‌ها

مباحثی که تا کنون ارائه شد حول آنالیز سهام صنعت سیمان به صورت منفرد استوار بود. اما از نحوه تخمین تلاطم سید دارایی که شامل در نظر گرفتن همبستگی میان شاخص‌های سهام باشد، سخنی به میان نیامد. در ادامه قصد داریم با رویکرد در نظر گرفتن سه شاخص سهام و با توجه وجود اثر حافظه بلندمدت به بررسی اثر سرایت تلاطم‌ها در قالب یک مدل FIGARCH چندمتغیره پردازیم. برای نمایش نحوه تخمین پارامترهای مدل FIGARCH چندمتغیره توسط نرم‌افزار Eviews، مدل $(1, d, 1)$ Fractional BEKK سه متغیره به صورت رابطه گسترده (۲۸) بازنویسی شد که اگر آن را حل کنیم، می‌توانیم معادلات مربوط به واریانس‌ها و کوواریانس شرطی سری‌های زمانی را بنویسیم.

برای شروع برنامه‌نویسی، ابتدا کلیه پارامترهایی که باید برآورد شوند را تعریف می‌کنیم. این پارامترها شامل کلیه مؤلفه‌های ماتریس‌های A^* ، G^* و C^* و همچنین پارامتر d می‌باشد. مدل توسعه داده شده علاوه بر لحاظ نمودن پارامتر حافظه بلندمدت، آن را در طی فرآیند مدل‌سازی برآورد می‌نماید که این رویه تا کنون در مطالعات گذشته مورد توجه نبوده است. در مرحله بعدی، برای هر کدام از سری‌های زمانی، یک مدل $(1, 1)$ GARCH تک متغیره برآورد می‌کنیم. از این مدل برآورد شده برای تعریف مقادیر اولیه‌ی مولفه‌های قطری ماتریس‌های A^* ، G^* و C^* و تعریف پسماندهای سری‌های زمانی $(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})$ استفاده می‌کنیم.

برای برآورد مدل FIGARCH چندمتغیره، روش حداکثر راستنمایی به کار می‌رود. برای این منظور باید در نرم‌افزار، معادلات مربوط به واریانس‌ها و کوواریانس‌های شرطی را در معادلات مربوط به Log Likelihood اضافه کنیم. تنها مشکلی که در این مرحله وجود دارد، تعریف عبارت در ساختار برنامه‌نویسی است که برای رفع این مشکل از بسط مک لورن آن بهره

می‌گیریم. در آخرین مرحله که تعریف log-likelihood می‌باشد، از ساختار معادله (۲۷) استفاده می‌کنیم. ساختار گسترده مدل Fractional BEKK (۱, d, ۱) سه متغیره، به صورت رابطه (۲۸) می‌باشد.

$$\begin{aligned} & \begin{bmatrix} h_{1,t} & h_{2,t} & h_{3,t} \\ h_{2,t} & h_{2,t} & h_{3,t} \\ h_{3,t} & h_{3,t} & h_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ \cdot & c_{22} & c_{23} \\ \cdot & \cdot & c_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ \cdot & c_{22} & c_{23} \\ \cdot & \cdot & c_{33} \end{bmatrix} \\ & - \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{31} & g_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{31} & g_{33} \end{bmatrix} \\ & + [dL - \frac{d(d-1)}{2!} L^2 + \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3] \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix}^T \\ & + [1-dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3] \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{31} & a_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{31} & a_{33} \end{bmatrix} \\ & + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{31} & g_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{1,t-1} & h_{2,t-1} & h_{3,t-1} \\ h_{2,t-1} & h_{2,t-1} & h_{3,t-1} \\ h_{3,t-1} & h_{3,t-1} & h_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{31} & g_{33} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (28)$$

در مدل دو متغیره، سه معادله واریانس و کوواریانس وجود دارد در حالی که در مدل سه متغیره تعداد این معادلات به عدد شش افزایش می‌یابند و بیست و پنج پارامتر نیز می‌بایست، برآورد شود. نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول ۳ آورده شده است.

مدل FIGARCH سه متغیره بعد از ۵۶ بار تکرار همگرا شده و مقدار عددی لگاریتم تابع راستنمایی آن که با استفاده از روش BHHH ماکزیمم گردیده است، برابر با ۱۰۴۲۷.۷۷ گزارش می‌شود. با توجه به بالا بودن تعداد پارامترهای سیستم مدل FIGARCH سه متغیره، امکان برآورد این مدل با طول وقفه (بسط مرتبه بالاتر برای $(1-L)^d$ به سادگی فراهم نمی‌شود و به همین دلیل غالب نرم‌افزارها تنها مدل BEKK دو متغیره و آن هم بدون لحاظ کردن ویژگی کسری بودن (d) را برنامه‌نویسی کرده‌اند. با این حال در نسخه‌های اولیه این مقاله وقفه ۲ هم در مدل BEKK برآورد شده که BIC آن بیشتر از BIC مدل گزارش شده در تحقیق بود. همان‌طور که در جدول ۳ قابل مشاهده است، مقدار پارامتر حافظه بلندمدت (d)، برابر با (۰.۰۹۳) برآورد شده است. می‌توان نشان داد زمانی که $|d| > 1/2$ می‌باشد، سری زمانی ناماناست و زمانی که

می‌باشد، سری زمانی مانا و دارای حافظه بلندمدت است. همچنین وقتی که $0 < d < 1/2$ است، سری زمانی مانا و دارای حافظه کوتاه‌مدت می‌باشد و در پاره‌ای از متون از آن با عنوان نامانندگار^۱ نام برده می‌شود.

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین مدل FIGARCH چندمتغیره

Method: Maximum Likelihood-TMVGARCH				
Convergence achieved after 55 iterations				
تخمین ضرایب	Value	Std. Error	t value	Pr(> t)
<i>d</i>	۰.۰۹۳۰۱۷	۰.۰۲۵۷۲۴	۳.۶۱۶	۰.۰۰۰۳
ARCH(۱و۱)	۰.۱۹۹۶۰۴	۰.۰۲۹۲۶	۶.۸۲۱	۰.۰۰۰۰
ARCH(۲و۱)	۰.۳۶۴۷۵۷	۰.۰۵۰۹۴۳	۷.۱۶۰	۰.۰۰۰۰
ARCH(۳و۱)	۰.۱۶۶۳۴۲	۰.۰۱۴۲۰۳	۱۱.۷۱۱	۰.۰۰۰۰
ARCH(۱و۲)	۰.۰۷۴۶۰۸	۰.۰۰۶۱۱۷	۱۲.۱۹۶	۰.۰۰۰۰
ARCH(۲و۲)	۰.۱۰۵۸۱۴	۰.۰۲۹۹۷۳	۳.۵۳۰	۰.۰۰۰۴
ARCH(۳و۲)	۰.۰۳۰۱۹۴	۰.۰۰۴۵۷۳	۶.۶۳۰	۰.۰۰۰۰
ARCH(۱و۳)	۰.۰۲۰۵۸۷	۰.۰۰۵۰۲۱۲	۰.۴۱۰۰	۰.۶۸۱۸
ARCH(۲و۳)	-۰.۶۴۷۳۷	۰.۱۰۱۱۲۹	-۶.۴۰۱	۰.۰۰۰۰
ARCH(۳و۳)	۰.۱۸۶۷۳۷	۰.۰۲۸۵۷۶	۶.۵۳۴	۰.۰۰۰۰
GARCH(۱و۱)	۰.۶۶۷۱۲۵	۰.۰۷۳۶۸	۹.۰۵۴	۰.۰۰۰۰
GARCH(۲و۱)	-۱.۲۷۳۵۷	۰.۲۱۲۷۲۷	-۵.۹۸۶	۰.۰۰۰۰
GARCH(۳و۱)	-۰.۲۵۷۳۳۶	۰.۰۴۹۰۴۲	۵.۲۴۷	۰.۰۰۰۰
GARCH(۱و۲)	۰.۲۲۸۵۵۷	۰.۰۳۷۴۴۵	۶.۱۰۳	۰.۰۰۰۰
GARCH(۲و۲)	۰.۰۲۵۱۵۸	۰.۱۱۴۴۴۷	۰.۲۱۹	۰.۸۲۶۰
GARCH(۳و۲)	-۰.۱۶۵۸۶	۰.۰۲۳۵۷۷	-۷.۰۳۴	۰.۰۰۰۰
GARCH(۱و۳)	۰.۵۰۰۱۶۷	۰.۱۱۰۹۴۸	۴.۵۰۸	۰.۰۰۰۰
GARCH(۲و۳)	۲.۸۶۲۲۳۳	۰.۲۰۲۲۱۳	۱۴.۱۵۴	۰.۰۰۰۰
GARCH(۳و۳)	۰.۴۴۵۴۵۴	۰.۰۶۸۰۰۲	۶.۵۵۰	۰.۰۰۰۰
		AIC = -۲۱.۵۳۹۹		BIC = -۲۱.۴۱۸۸۳

لازم به ذکر است این تعبیر خود در حوزه حافظه بلندمدت طبقه‌بندی می‌شود.^۱ همچنین تفاوت d برآورده شده برای مدل‌های مختلف، حاکی از تبیین متفاوت مدل‌ها از میزان دیرپایی تاثیر شوک‌های مختلف بر فرآیند میانگین لگاریتمی سری زمانی است.^۲

هر یک از ضرایب ARCH و GARCH برآورده شده نشان‌دهنده سرایت تلاطم از یک شاخص به شاخص دیگر هستند که ساختار تفسیر آن به صورت زیر می‌باشد:

عبارت $ARCH(p,q)$ که به معنای اثر ARCH شاخص q بر p تفسیر می‌گردد و نشان‌دهنده اخبار ناشی از تلاطم دوره‌های قبل است و بر اساس مربع پسماندها اندازه‌گیری می‌شود که این پسماند از مدل‌های پیش‌بینی بازده حاصل می‌شود. عبارت $GARCH(p,q)$ که پیش‌بینی اخیر واریانس بوده و نشان‌دهنده تلاطم دوره‌های قبل می‌باشد و به وسیله واریانس گذشته اندازه‌گیری می‌شود. در تفسیر سرایت تلاطم بین هر سه شاخص مورد بررسی، هر دو عبارت ARCH و GARCH مورد بررسی قرار گرفته و می‌توانند حاکی از سرایت بین شاخص‌ها باشند.^۳ اثر سرریز تلاطم به وسیله مقادیر غیرقطری ماتریس‌های ضرایب ARCH و GARCH مشخص می‌شوند. مقادیر غیرقطری ماتریس ARCH بیانگر میزان سرایت تلاطم‌ها و مقادیر غیرقطری ماتریس GARCH نشان‌دهنده‌ی پایداری در تلاطم‌های شرطی میان بازارها (شاخص‌ها) می‌باشند. معناداری بالای $ARCH(1,1)$ و $GARCH(1,1)$ و $ARCH(3,3)$ و $GARCH(3,3)$ حاکی از سرایت تلاطم‌ها در سرهای زمانی سیمان و سرمایه‌گذاری‌ها می‌باشد. لیکن در سری زمانی کاشی و سرمایه‌گذاری ضرایب GARCH مربوط به آن معنادار نبودند. همان‌طور که در جدول ۳ نشان داده شده است، ضرایب $ARCH(1,2)$ و $ARCH(2,1)$ معنادار می‌باشند. معناداری این ضرایب نشان‌دهنده سرایت از شاخص صنعت سیمان به شاخص کاشی و سرمایه‌گذاری و بالعکس می‌باشد که البته این سرایت از شاخص سیمان به شاخص کاشی و سرمایه‌گذاری به طور معناداری بیشتر است. این

1. Zivot and Wang, (2003)

۲. کشاورزحداد و صمدی، (۱۳۸۸)

۳. هرچند که رویکردهای GARCH به لحاظ نظری جهت برآورد ماتریس واریانس و کواریانس ارجحیت دارند، لیکن مدل Multivariate FIGARCH، به پارامترهای فراوانی نیاز دارد و الزام بر برآورد این پارامترها، محدودکننده توانمندی ما جهت اداره این رویکرد در اندازه‌های بزرگ است. همچنین مدل Multivariate FIGARCH، متحمل مسائل مربوط به همگرایی در برآورد است و این امر دستیابی به تخمین‌های قابل اتکا از تمامی پارامترها را با مشکل مواجه می‌کند. یکی از نتایج چنین مسائلی این است که سیستم‌های Multivariate FIGARCH، محدود نشده (unrestricted) تنها زمانی موجه است که تعداد نسبتاً کمی از سری‌های زمانی بازده در اختیار داشته باشیم، از طرفی با برقراری محدودیت بر روی پارامترها، می‌توان تعداد آنها را کاهش داد، لیکن این محدودیت‌ها خود ممکن است باعث ایجاد مسائل جدیدی شود.

امر وجود اثر تقدم و تاخر که خود نشات گرفته از ویژگی اندازه مرتب بودن سهام است، را در این دو سری زمانی تایید می‌کند. همچنین معناداری ضرایب $GARCH(1,2)$ و $GARCH(2,1)$ نیز موید پایداری در تلاطم‌های شرطی میان شاخص‌های صنعت سیمان و کاشی و سرامیک می‌باشد. همچنین ضریب $ARCH(1,3)$ نشان‌دهنده سرایت تلاطم از سهام سرمایه‌گذاری به سهام صنعت سیمان می‌باشد، معنادار نیست اما سرایت در جهت عکس آن یعنی از سهام صنعت سیمان به سرمایه‌گذاری مشاهده گردید.

بیشترین میزان سرایت از سهام صنعت سیمان به کاشی و سرامیک و سرمایه‌گذاری مشاهده گردید اما در جهت عکس این سرایت کمتر بود همچنین کمترین میزان سرایت نیز از سهام کاشی و سرامیک به صنعت سیمان و سرمایه‌گذاری مشاهده شد.

با توجه به نتایج حاصل سرایت نامتقارن (ویژگی تقدم و تاخر) در بازده‌های روزانه کاملاً مشهود بود. ویژگی تقدم و تاخر در بسیاری از بازارهای مالی دنیا قابل مشاهده است. بخشی از این ویژگی تقدم و تاخر مشاهده شده در بازده‌های روزانه می‌تواند ناشی از ساختار خرد بازار (مانند معاملات غیرهمزمان و جریان اطلاعات) باشد، زیرا معمولاً سهم‌های بزرگتر، به دلیل حجم معاملاتی بالاتر، تاثیر اخبار جدید را زودتر نشان می‌دهد. توضیح دیگر در وجود چنین پدیده‌های واکنش سریع سهام بزرگ به اخبار جدید نسبت به سهام کوچک است. این ایده توسط کنراد و کول (۱۹۹۱) مطرح شده است. مقایسه نتایج حاصل از تخمین مدل $FIGARCH$ چندمتغیره با مدل $GARCH$ چندمتغیره که توسط نرم‌افزار $S-PLUS$ صورت گرفت، تفاوت‌ها و شباهت‌هایی را نشان می‌داد. مدل $GARCH$ چندمتغیره نیز اثر تلاطم را در هر شاخص به صورت کاملاً معناداری نشان می‌داد، لیکن در مدل‌سازی سرایت، علاوه بر ضریب $ARCH(1,3)$ ضرایب $ARCH(1,2)$ و $ARCH(2,3)$ نیز معنادار نبودند که این نشان‌دهنده آن است که مدل $FIGARCH$ چندمتغیره که پارامتر حافظه بلندمدت (d) را در طی فرآیند مدل‌سازی لحاظ نموده و برآورد می‌نماید تصریح دقیق‌تری از مدل را فراهم می‌سازد که تئوری‌های پایه اقتصادی نیز مؤید آن هستند.

۷. نتیجه‌گیری

وجود حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی این پژوهش نتایج حاصل از مقاله یاجیما (۱۹۸۵)، را تایید نموده که هنگام وجود حافظه بلندمدت، بازار نمی‌تواند به طور کامل اطلاعات جدید را جذب نماید و تاثیر تمام اطلاعات را در همان لحظه بر قیمت منعکس نماید و در این حالت مدل‌های مارتینگل قیمت‌گذاری دارائی‌ها را نمی‌توان با فرض آربیتراژ تعریف نمود. ثانیاً، قیمت‌گذاری اوراق مشتقه با استفاده از روش‌های مارتینگل در صورتی که فرآیند تصادفی دارایی مورد بررسی دارای حافظه بلندمدت باشد، مناسب نخواهند بود و ثالثاً، استنتاجات آماری با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری‌ای که مبتنی بر آزمون‌های استاندارد آماری هستند، در حالت وجود حافظه بلندمدت مناسب نخواهند بود.

همچنین سرایت تلاطم از شاخص صنعت سیمان به شاخص کاشی و سرامیک و بالعکس مشاهده شد که البته این سرایت از شاخص صنعت سیمان به شاخص کاشی و سرامیک بیشتر مشاهده شد. این امر وجود اثر تقدم و تاخر را در این دو سری زمانی تایید می‌کند. بررسی اطلاعات مالی شرکت‌های مجموعه صنعت سیمان نیز مویده نتایج حاصل بود به گونه‌ای که فروش شرکت‌های زیرمجموعه شاخص صنعت سیمان در سال ۱۳۸۸، رقمی بالغ بر ۱۹ هزار میلیارد ریال بوده است. از طرفی صنایع کاشی و سرامیک به عنوان کالاهایی تقریباً مکمل سیمان در ساخت و ساز به کار گرفته می‌شوند، که این امر سرایت بیشتر تلاطم از شاخص صنعت خودرو به شاخص لیزینگ را مورد تایید قرار می‌دهد. سرایت تلاطم از شاخص سهام صنعت سیمان به شاخص سهام سرمایه‌گذاری و بالعکس نیز مشاهده شد که البته این سرایت از شاخص سهام صنعت سیمان به شاخص سهام سرمایه‌گذاری بیشتر مشاهده شد. این امر نیز وجود اثر تقدم و تاخر را در این دو سری زمانی تایید می‌کند. همچنین اثر سرایت از سهام سرمایه‌گذاری به سهام کاشی و سرامیک نیز قابل مشاهده بود. با توجه به گستردگی و حجم بالای معاملات صنعت سیمان، سرایت تلاطم آن به سهام سرمایه‌گذاری، طبیعی به نظر می‌رسد همچنین سرایت تلاطم از بخش سرمایه‌گذاری به کاشی و سرامیک، با تکیه بر تئوری‌های جریان اطلاعات در بازار و تاثیر معاملات غیرهمزمان نیز تایید می‌گردد.

منابع

الف - فارسی

- زمانی، شیوا، داوود، سوری و محسن، ثنایی اعلم (۱۳۸۷)، «پیش‌بینی‌پذیری و تلاطم بازده و بررسی سرایت شاخص‌ها با استفاده از یک مدل دینامیک چند متغیره در بورس اوراق بهادار تهران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، دی.
- کشاوری‌حداد، غلامرضا و موسی، اسمعیل‌زاده (۱۳۸۹)، «مدلسازی سری زمانی برای پیش‌بینی تلاطم در بازدهی سهام شرکت سیمان تهران»، دانشگاه تهران، «مجله‌ی تحقیقات اقتصادی»، تابستان.
- مهرآرا، محسن و قهرمان، عبدلی (۱۳۸۵)، «نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران»، دانشگاه علامه طباطبائی، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۶.

ب - انگلیسی

- Barkoulas, J. T. and C.F. Baum (1996), "Long Term Dependence in Stock Returns", *Economics Letters*, vol. 53, no. 3, pp. 253-259.
- Bauwens L., S. Laurent and V. K. Rombouts J. (2006), "Multivariate GARCH Models: A Survey", *Journal of Applied Econometrics*, no. 29, pp. 79-109
- Bollerslev T. and J. M. Wooldridge (1992), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time varying Covariances", *Econometric Reviews*, no. 11, pp. 143-172
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, vol. 31, no. 3, pp. 307-327.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and D. B. Nelson (1994), "ARCH Models, in: R. F. Engle and D. McFadden", *Handbook of econometrics*, vol. 4 (Elsevier, Amsterdam), pp. 2959-3038.
- Bollerslev, T., RF. Engle and JM. Wooldridge (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time varying Covariances", *Journal of Political Economy*, vol. 96, no. 1, pp. 116-131.
- Boudoukh, J., M. Richardson and R. Whitelaw (1994), "A Tale of Three Schools: Insights on Autocorrelations of Short-Horizon Stock Returns", *The Review of Financial Studies*, vol. 7, no. 3, pp. 539-573.
- Campbell, J. Y., A.W. Lo, and A.C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.

- Cappiello, L., R.F. Engle and K. Sheppard (2006), "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns", *Journal of Financial Econometrics*, vol. 4, pp. 537-572.
- Chang E., G. McQueen and J. Pinegar (1999), "Cross-autocorrelation in Asian Stock Markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, no. 7, pp. 471-493.
- 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.
- Conrad J. and G. Kaul (1989), "Mean Reversion in Short-Horizon Expected Returns", *The Review of Financial Studies*, vol. 2, no. 2, pp. 225-240.
- Conrad J., M. Gultekin and G. Kaul (1991), "Asymmetric Predictability of Conditional Variances", *The Review of Financial Studies*, vol. 4, no. 4, pp. 597-622.
- Engle, R. (2002), "Dynamic Conditional Correlation- A Simple Class of Multivariate GARCH Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, pp. 339-350.
- Engle, R. and FK. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, no. 11, pp. 122-150.
- Ewing, B.T. (2002), "The Transmission of Shocks among S&P Indexes", *Applied Financial Economics*, vol. 12, no. 4, pp. 285-290.
- Ewing, B.T., S.M. Forbes and J.E. Payne (2003), "The Effects of Macroeconomic Shocks on Sector-specific Returns", *Applied Economics*, vol. 35, pp. 201-207.
- Fargher N. and R. Weigand (1998), "Changes in the stock price reaction of small firms to common information", *The Journal of Financial Research*, vol. 21, no. 1, pp. 105-121.
- Geweke, J. and S. Porter-Hudak (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, pp. 221-238.
- Granger, C. and Z. Ding (1996), "Varieties of Long Memory Models", *Journal of Econometrics*, vol. 73, issue. 1, pp. 61-77.
- Greene, M. and B. Fielitz (1977), "Long Term Dependence in Common Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, vol. 4, issue. 3, pp. 339-349.
- Hamilton J. D. (1994), *Time Series Analysis*, (Princeton University Press)
- Harris, R. (2005), "Return and Volatility Spillovers between Large and Small Stocks in the UK", *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 33, no. 9-10, pp. 1556-1571.
- Hassan, S. A. and F. Malik (2007), "Multivariate GARCH Modeling of Sector Volatility Transmission", *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 47, pp. 470-480.

- Hurst, H. (1951), "Long-term Capacity of Reservoirs", *Trans Amer Soc Civ Eng*., Engng 116, pp. 770-808.
- Kearney, C. (2000), "The Determination and International Transmission of Stock Market Volatility", *Global Finance Journal*, vol. 11, pp. 1-22.
- Kim, S.W. and J.H. Rogers (1995), "International Stock Price Spillovers and Market Liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the United States", *Journal of Empirical Finance*, no. 2, pp. 117-133.
- Kodres, L. E. and M. Pritsker (2002), "A Rational Expectations Model of Financial Contagion", *Journal of Finance*, vol. 57, Issue. 2, pp. 768-799.
- Lee, K. and S. Ni (2002), "On the Dynamic Effects of Oil Price Shocks: A Study Using Industry Level Data", *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, pp. 823-852.
- Lo A. W. and A.C. MacKinlay (1988), "Stock Market Prices Do not Follow Random Walk: Evidence from a Simple Specification Test: Review of Financial Studies", *The Review of Financial Studies*, vol. 1, no. 1, pp. 41-66.
- Lo A. W. and A.C. MacKinlay (1990), "When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?", *The Review of Financial Studies*, vol. 3, no. 2, pp. 175-205.
- Lo, A. (1991), "Long Term Memory in Stock Market Prices", *Econometrica*, vol. 59, no. 5, pp. 1279-1313.
- Malik, F. and S. Hammoudeh (2007), "Shock and Volatility Transmission in the Oil, US and Gulf Equity Markets", *International Review of Economics and Finance*, vol. 16, pp. 357-368.
- Mandelbrot, B. B. (1971), "When Can Price be Arbitraged Efficiently? A Limit to the Validity of the Random Walk and Martingale Models", *Review of Economics and Statistics*, vol. 53, no. 3, pp. 225-236.
- McQueen, G., M. Pinegar and S. Thorley (1996), "Delayed Reaction to Good News and the Cross-Autocorrelation of Portfolio Returns", *The Journal of Finance*, vol. LI, no. 3.
- Milunovich, G. (2003), "Modelling Dependence Structure in Size-sorted Portfolios: A Structural Multivariate GARCH Model", *Econometric Society*, 2004 Australasian Meeting, no. 55
- Moon, G. and W. Yu (2009), "Volatility Spillovers between the U.S. and the China Stock Market: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric GARCH Approach", Department of Business Administration, Kyonggi University.
- Ross, S. A. (1989), "Information and Volatility: The No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy", *The Journal of Finance*, vol. 44, no. 1, pp. 1-17.
- Sadorsky, P. (1999), "Oil Price Shocks and Stock Market Activity", *Energy Economics*, vol. 21, pp. 449-469.

- Teyssiere, G. (1997), "Modelling Exchange Rates Volatility with Multivariate Long Memory ARCH Processes", Working Paper 97B03, GERQAM, Marseille, France.
- Tsay, R. S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons.
- Vilasuso, J. (2002), "Forecasting Exchange Rate Volatility", *Economics Letters*, vol. 76, issue.1, pp. 59-64.
- White, H. (1982), "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models", *Econometrica*, no. 50, pp. 1-25.
- Wright, J. H. (1999), "Long Memory in Emerging Market Stock Returns", FRB International Finance Discussion Paper no. 650.
- Yajima, Y. (1985), "On Estimation of a Regression Model with Long-Memory Stationary Errors", *The Annals of Statistics*, vol. 16, no. pp. 791-807.
- Zivot, Eric and Wang, Jiahui (2003), "Modelling Financial Time Series with S-PLUS New York: Springer-Verlag", ISBN 0-387-95549-6.

Archive of SID