

مدلسازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از

داده‌های پانل و مدل GARCH

غلامرضا کشاورز حداد^{۱*}، آرش بابایی^۲

۱. دانشیار علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف

۲. کارشناس ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی اجتماعی

(تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۱۱/۱۹، تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۰/۵/۹)

چکیده

مدلسازی تلاطم بازده در بازارهای سهام، از منظر پژوهشگران دانشگاهی و نیز کارپردازان علم مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی بازده سهام، موضوع با اهمیتی به‌نظر می‌رسد. در این پژوهش با استفاده از همزمان از مدل GARCH با توجه به ویژگی واریانس ناهمسانی، در کنار استفاده از مزایای داده‌های پانل از جمله درجات آزادی بالاتر، انعطاف‌پذیری بیشتر و کنترل آثار متغیرهای حذف شده یا مشاهده نشده و در نتیجه افزایش دقت تخمین، در پانل‌هایی متشکل از شاخص‌های چندین گروه صنعت به صورت نمونه و سری‌های زمانی مربوط به قیمت سهام شرکت‌های داخل این گروه‌های صنعت در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی تیر ماه ۱۳۸۴ تا آبان ماه ۱۳۸۷، با استفاده از روش‌شناسی کل به جزء هندری به دنبال بررسی تشابه‌ها و تفاوت‌های ساختار تلاطم بازده سهام‌های درون صنایع یکسان و نیز ساختار تلاطم بازده سهام‌های صنایع غیریکسان هستیم. نتایج نشان می‌دهد، نمی‌توان ساختار تلاطمی مشابهی را برای سهام‌های موجود در یک گروه صنعت یا در سطحی بالاتر برای گروه‌های صنعت نمونه انتخاب شده از بورس سهام تهران، چه از لحاظ میانگین بازده سهام و چه از لحاظ یکسانی ساختار تلاطم بازده یا یکسانی میانگین تلاطم بازده در نظر گرفت.

واژه‌های کلیدی: مدلسازی تلاطم شرطی، مدل‌های GARCH پانل، تخمین حداکثر درست‌نمایی، بازار

سهام تهران

JEL Classification: G17, C12, C23

Email: G.K.Haddad@sharif.edu

نویسنده مسئول:

مقدمه

تلاطم بازار سهام، موضوعی مورد علاقه در ادبیات موضوع علم مالی در چند دهه اخیر به شمار می‌رود. کارکرد اصلی بازارهای مالی در اقتصاد، فراهم نمودن روشی برای هدایت و تخصیص سرمایه‌ها از سوی پس‌اندازکنندگان به سوی سرمایه‌گذاران است. در حین این فرآیند، قیمت دارایی‌های مالی به واسطه‌ی نوسانات فعالیت‌های اقتصادی، با شکلی از تلاطم قیمت مواجه می‌شوند که این نوسانات در قیمت‌ها رخدادی معمول در عملکرد بازار محسوب می‌شوند. اما با یافتن الگوهای تلاطمی برای سهم‌های موجود در بازار و استفاده از پیش‌بینی‌پذیری قیمت سهام، می‌توان روند هموارتر و کاراتر برای تخصیص سرمایه‌ها ایجاد نمود. از الگوهای تلاطمی بازده سهام، الگوهای تلاطم خوشه‌ای هستند. پیش‌بینی که در این پژوهش انجام می‌شود، استفاده از داده‌های پانل و مدل GARCH^۱ به‌طور همزمان برای تحلیل تلاطم بازده سهام به‌جای استفاده از یک سری زمانی از داده‌ها است که تاکنون در بازار سهام تهران انجام نگرفته است. با استفاده از این تکنیک، می‌خواهیم تشابه‌ها و تفاوت‌های مربوط به ساختار تلاطم سهم‌های موجود در گروه‌های صنعت مختلف در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کنیم.

در این پژوهش با استفاده از روش مدلسازی کل به جزء که توسط هندری (۱۹۹۵)^۲ بنا نهاده شده است [۲۲]، در ابتدا به ارایه یک مدل عمومی می‌پردازیم. سپس با اعمال محدودیت‌هایی روی مدل کلی و دست یافتن به مدل‌های محدود شده، به بررسی ساختار تلاطم سهم‌های درون صنایع یکسان و نیز ساختار تلاطمی سهم‌های صنایع غیریکسان خواهیم پرداخت. در واقع با استفاده از این روش، در پی پاسخ به این سؤال‌ها هستیم که آیا ساختار تلاطمی بازده سهم‌های موجود در صنایع یکسان، مشابه و دیگر اینکه آیا ساختار تلاطمی بازده سهم‌های صنایع مختلف، یکسان است؟

-
1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
 2. Hendry

این پژوهش شامل شش بخش اصلی است. در بخش مقدمه به بیان و شناسایی موضوع پژوهش، اهمیت موضوع و سؤال‌های پژوهشی پردازیم. بخش‌های بعدی نیز به صورت ذیل سازمان یافته‌اند. در بخش دوم با عنوان ادبیات موضوع، به بیان تئوری‌ها و تجربه‌های مرتبط با موضوع پژوهش خواهیم پرداخت.

در بخش سوم با عنوان چارچوب تحلیلی موضوع پژوهش، به بیان روش انجام پژوهش و نیز آزمون‌ها و مدل‌های به کار گرفته شده در پژوهش می‌پردازیم. در این بخش ابتدا به معرفی و ضرورت آزمون‌هایی مانند آزمون ریشه واحد و مانایی پانل‌ها و نیز آزمون حافظه بلند مدت که پیش از مدلسازی باید در مورد داده‌ها انجام گیرد، می‌پردازیم. سپس به معرفی مدل کلی پژوهش و محدودیت‌هایی که بر این مدل به صورت زنجیره‌ای اعمال می‌شوند و نیز مدل‌هایی که بر اساس این اعمال محدودیت‌ها به وجود می‌آیند خواهیم پرداخت. در ادامه به معرفی روش‌هایی که برای تخمین پارامترهای مرتبط با هر مدل استفاده خواهیم نمود و نیز معرفی آزمون نسبت درستمایی (LRT)^۱ برای تشخیص بهترین مدلی که ساختار تلاطمی بازده سهام را برای هر یک از پانل‌ها توضیح می‌دهد، می‌پردازیم. در بخش چهارم به توصیف داده‌ها و ویژگی‌های آماری آن‌ها خواهیم پرداخت و با شروع بیان علت استفاده همزمان از داده‌های شاخص و نیز داده‌های مربوط به سهم‌های خاص، به معرفی معیارهایی برای انتخاب نمونه می‌پردازیم سپس سهم‌های مورد استفاده در پژوهش را معرفی می‌کنیم و در ادامه نتایج آزمون‌های اولیه داده‌ها را که در بخش سوم به معرفی آن‌ها پرداخته‌ایم، ارائه خواهیم نمود.

در بخش پنجم با عنوان برآورد و تحلیل، یافته‌ها و نتایج تحلیل تجربی این پژوهش را ارائه خواهیم نمود. در این بخش به تخمین مدل کلی و نیز مدل‌های محدود شده می‌پردازیم و با استفاده از آزمون LRT در هر مرحله و بررسی اعتبار محدودیت‌های اعمال شده، به یافتن بهترین مدلی که شباهت‌ها و تفاوت‌های ساختار تلاطم بازده سهام را برای هر پانل توضیح

1. Likelihood ratio test

می‌دهد، خواهیم پرداخت. سرانجام، به‌عنوان آخرین بخش این پژوهش، به بیان نتایج انجام پژوهش می‌پردازیم.

پیشینه‌ی پژوهش

۱- پایه‌های نظری

با توجه به مطالعات پیشین انجام شده توسط فاما^۱ در زمینه مدل گام تصادفی و فرضیه بازار کارا، مطالعه در زمینه تلاطم بازار سهام اهمیت زیادی برای کلیه پژوهش‌های متعاقب مرتبط با کارایی بازار دارد [۱۶][۱۷]. در یک بازار کارا، کلیه اطلاعات موجود در قیمت جاری سهام منعکس شده به‌گونه‌ای که پیش‌بینی قیمت‌های آتی امکان‌پذیر نیست. هرچند وجود رویدادهای اصلی قابل مشاهده مسایل مالی از قبیل اثرات فصلی^۲، اثرات آخر هفته^۳، اثرات شروع سال جدید^۴ و تلاطم خوشه‌ای^۵، تخمین قیمت‌های سهام و بزرگی تغییرات آن را تا حدودی ممکن ساخته‌اند، ولی تخمین قیمت‌ها از منظر یکی از جنبه‌های بسیار مهم در زمینه درآمد غیرعادی بازده سهام، مطالعه روی تلاطم بازار سهام را به‌عنوان موضوع پر اهمیتی برای پژوهش‌ها شکل داده‌اند.

برخی از پژوهش‌های اولیه در زمینه تلاطم بازار سهام^۶، نشان داده‌اند که تلاطم در سری‌های زمانی مالی به‌سمت خوشه‌ای بودن گرایش دارد، به‌گونه‌ای که تغییرات بزرگ در قیمت یک دارایی، اغلب تمایل به تغییرات بزرگ دیگر و تغییرات کوچک اغلب تمایل به تغییرات کوچک دیگر دارد. این حرکت خوشه‌ای می‌تواند بیانگر این مطلب باشد که تغییرات قیمت دوره بعدی با تغییرات قیمت دوره جاری مرتبط است و بنابراین جزء قابل تخمین قیمت سهام را تشکیل می‌دهد [۱۶][۲۸].

-
1. Fama
 2. Seasonality
 3. End of the week effect
 4. January effect
 5. Volatility clustering
 6. Mandelbrot

یکی از ابزارهای سنتی مدلسازی سری‌های زمانی، مدل‌های خودهمبسته میانگین متحرک (ARMA) هستند که از ترکیب مدل‌های AR و MA تشکیل شده‌اند. به هنگام استفاده از مدل‌های AR و یا MA به تنهایی، یکی از مشکلات اصلی این است که به منظور توضیح ساختار پویای داده‌ها باید از تعداد پارامترهای زیادی استفاده کنیم. به منظور غلبه بر این مشکل، مدل‌های ARMA شکل گرفتند [۷]. اگرچه مفهوم مدل‌های ARMA بسیار مرتبط با مدلسازی تلاطم است، ولی برای سری‌های بازده مالی، شانس استفاده از مدل‌های ARMA اندک است [۸].

عمومی‌ترین مدل توسعه داده شده در ادبیات موضوع برای ثبت و تحلیل تلاطم خوشه‌ای، مدل‌های خانواده ARCH است. مدل واریانس ناهمسان شرطی خودهمبسته (ARCH) اولین بار توسط انگل^۱ (۱۹۸۲) پیشنهاد شده است [۱۵]. در این مدل، یک ساختار خودهمبسته برای معادله واریانس شرطی ارایه شد که به شوک‌های تلاطم اجازه می‌داد در طول زمان دیرپایی داشته باشند و به سرعت محو نشوند. سپس این مدل توسط بولرسلو^۲ (۱۹۸۶) تعمیم یافت [۵] که وقفه در واریانس‌های شرطی^۳ را نیز شامل می‌شد. توانایی این دسته از مدل‌های ARCH که برای شناسایی الگوهای تلاطم خوشه‌ای تعمیم یافته بود، به کاربرد گسترده آن برای بازده بازار سهام در بازارهای توسعه یافته [۴][۱۲] و در وسعت کمتر برای بازارهای در حال توسعه [۱۳][۳۶] منجر شده است. اهم یافته‌های این پژوهش، بر اساس نظریه تلاطم خوشه‌ای است.

گرچه تئوری‌های موجود در مدلسازی قیمت‌های بازار سهام کامل نیست، اما مدل‌های تجربی‌ای که با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی به دست آمده، وجود دارند که به طور عام در تحلیل پدیده‌های مالی و به گونه‌ای خاص در تحلیل تلاطم بازارهای سهام استفاده قرار می‌شوند. دو مدل مطرح از این مدل‌های تجربی، مدل GARCH و مدل SV هستند. از آنجایی که هدف نهایی این پژوهش، تحلیل و مدلسازی تلاطم بورس اوراق بهادار تهران

1. Engle
2. Bollerslev
3. Lagged conditional variances

است، بنابراین بررسی معتبر بودن استفاده از هریک از این دو مدل، امری مهم و ضروری به نظر می‌رسد که در ادامه به این موضوع می‌پردازیم.

اولین نمونه از مدل‌های ARCH، مدل ARCH(q) انگل (۱۹۸۲)^۱ است که در آن h_t تابعی از توان دوم وقفه‌های پسماندها است [۱۵]. در مدل GARCH(p,q)، معادله واریانس شرطی علاوه بر توان دوم وقفه‌های پسماندها، به p وقفه گذشته واریانس‌های تحقق یافته نیز وابسته است. مدل GARCH نسبت به مدل‌های ARCH، در عمل تعداد وقفه کوچک‌تری دارند و مدل GARCH(1,1) معمول‌ترین ساختار مورد استفاده برای بسیاری از سری‌های زمانی مالی است [۳۵].

مدل EGARCH که اولین بار توسط نلسون (۱۹۹۱)^۲ بیان شد، نیاز به اعمال محدودیت بر پارامترهای مدل را از بین برد که در نتیجه‌ی آن با تعریف واریانس شرطی در فرم لگاریتمی، واریانس همواره به صورت مثبت باقی می‌ماند [۳۰]. از این رو این مدل، این واقعیت را توضیح می‌داد که شوک‌های منفی منجر به واریانس شرطی بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های مشابه مثبت می‌شوند. سایر وابستگی‌های نامتقارن در رده‌های T-GARCH توسط زاکوئیان (۱۹۹۴)^۳، GJR-GARCH توسط گلستین، جاگاناثان و رانکل (۱۹۹۳)^۴، و نیز مدل‌های درجه دوم GARCH توسط سایرین مانند مدل‌های GARCH-M و MGARCH مدل‌سازی شده‌اند [۱۹] [۴۰].

۲- نوشتارهای تجربی

مقاله‌های بسیاری در زمینه ساختار بازارهای سهام در سرتاسر جهان منتشر شده‌اند که از آن‌ها می‌توان به موارد ذیل اشاره نمود:

-
1. Engle
 2. Nelson
 3. Zakoian
 4. Glosten, Jagannathan and Runkle

بررسی رابطه بازده سهام و تلاطم بازار سهام برای بازار سرمایه آمریکا توسط فرنچ، شوورت و استمبو (۱۹۸۷)^۱ با استفاده از داده‌های روزانه شاخص S&P و مدل‌های ARCH و GARCH. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌داد، ریسک اضافی انتظاری بازار (بازده انتظاری سبد دارایی منهای بازده حاصل از اوراق مشارکت بدون ریسک) به‌طور مثبتی با تلاطم قابل پیش‌بینی بازده سهام در ارتباط است [۱۸].

بروکس (۲۰۰۷)^۲ با بهبود مدل APARCH که توسط دینگ، گرنجر و انگل (۱۹۹۳)^۳ ارائه شده بود، به مدلسازی در چندین بازار در حال توسعه پرداخت. از این مدل می‌توان در مدلسازی مسایلی چون اثرات نامتقارن، حافظه بلند مدت و توزیع خطای شرطی غیرنرمال که داده را توصیف می‌کند، استفاده کرد [۷][۱۴]. وی به این نتیجه مهم دست یافت که برخلاف بازارهای در حال توسعه، زمانی که توزیع خطای شرطی غیرنرمال برازش خوبی را نشان می‌دهد، دسته‌ای از بازارهای در حال توسعه هستند که مشکلات تخمین با توزیع شرطی t برای آن‌ها ظاهر می‌شود. در حالی که توزیع نرمال شرطی، گزینه بهتری به‌نظر می‌رسد.

در مطالعه‌های اخیر، مِلِه (۲۰۰۷)^۴ در مقاله‌ای با مطالعه دلایل تلاطم غیر دوره‌ای^۵ بازار سهام، سهام، نشان می‌دهد، ریسک اضافی غیر دوره‌ای، تلاطم بازده غیر دوره‌ای را ایجاد نمی‌کند. در این مقاله در مورد اثر نامتقارن اخبار خوب و اخبار بد و این مطلب که اثر اخبار بد بر تلاطم بازده سهام بیش از اثر اخبار خوب می‌باشد، صحبت شده است [۲۹].

استفاده همزمان از مدل‌های ARCH/GARCH و روش پانل برای داده‌های مالی در ادبیات موضوع نسبت به داده‌های سری زمانی استاندارد جدیدتر به‌نظر می‌رسد. در ادامه به مروری از پژوهش‌های انجام شده در این زمینه که به‌صورت خاص در آن‌ها از داده‌های پانل و مدل GARCH به‌طور همزمان استفاده شده است، می‌پردازیم.

1. French and Schwert and Stambaugh
2. Brooks
3. Ding, Granger and Engle
4. Mele
5. Countercyclical

دو مقاله از مقاله‌هایی که از پایه‌های اصلی سایر پژوهش‌ها انجام شده در این زمینه و نیز در این پژوهش است، مقاله کیتازاوا^۱ (۲۰۰۰) و سرمینو و گریر (۲۰۰۱)^۲ است. کیتازاوا از یک مدل ARCH نمایی برای تخمین یک مدل داده‌های پانل با اثرات ثابت، با استفاده از تعداد خیلی زیادی سهام ($N \rightarrow \infty$) در یک بازه زمانی کوتاه استفاده کرد (T ثابت). در این پژوهش به بررسی اثر بدهی در سرمایه^۳ و تأثیر آن بر بازده سهام و پیوستگی منفی میان بازده سهام امروز و تلاطم بازده سهام روز بعد با استفاده از این اثر پرداخته شده است [۹][۲۴].

سرمینو و گریر با استفاده از چهار مدل خاص و یک متدولوژی منحصر به فرد برای تشخیص مناسب‌ترین مدل، به آزمون و تخمین اثرات GARCH در مفهوم داده‌های پانل پرداختند. آن‌ها در ابتدا با استفاده از آزمون‌های ساده‌ای بر پایه پسماندهای OLS و LSDV به تعیین وجود اثر GARCH و آزمودن اثرات منحصر به فرد در معادله واریانس شرطی نمودند. تخمین مدل به‌طور مستقیم بر پایه ماکزیمم‌سازی تابع لگاریتم درستنمایی، با استفاده از روش‌های عددی پایه‌گذاری شده است. همچنین در این پژوهش از روش شبیه‌سازی مونت کارلو^۴ به منظور ارزیابی کارایی تخمین‌زن MLE نیز استفاده شده است. به‌علاوه دو کاربرد عملی تجربی شامل پانلی از داده‌های سرمایه‌گذاری پنج بنگاه صنعتی بزرگ در آمریکا و نیز تورم در پانلی از هفت کشور آمریکای لاتین برای بررسی وجود اثر GARCH انجام گرفته است. در هر دو مورد، تخمین‌زننده GARCH با استفاده از مفهوم پانل، به طور معناداری واریانس ناهمسانی شرطی در داده‌ها را نشان می‌دهد.

علاوه بر این، کلینگ^۵ (۲۰۰۴) به انجام یک مطالعه میدانی با هدف یافتن تأثیر رویدادهایی چون ادغام شرکت‌های کوچک با یکدیگر بر ارزش بازار آن‌ها از طریق مشاهدات انحراف بازده روزانه از قیمت عادی سهام برای ۴۶ شرکت پرداخت [۲۵]. هرگونه انحراف

-
1. Kitazawa
 2. Cermeno and Grier
 3. Leverage effect
 4. Monte Carlo
 5. Kling

معناداری از قیمت نرمال سهام، به عنوان نشانه‌ای بر اینکه این رویداد ادغام شرکت‌ها، تأثیری اقتصادی بر ارزش بازار بنگاه دارد محسوب می‌شد که این همان بازده‌های غیرمعمول را شامل می‌شود. کلینگ از یک مدل $GARCH(p,q)$ برای آزمون عدم قطعیت در بازده‌های غیرمعمول روزانه که توسط رویدادهای این چنینی ایجاد می‌شود، استفاده کرد. تخمین معادله واریانس در مدل وی، با فرض یکسان بودن کلیه پارامترها برای کلیه واحدهای جدول مقطعی انجام پذیرفت. این فرض، همانند فرضی است که گیر و سرمو (۲۰۰۱) در یکی از چهار مدل خود به کار گرفتند [۱۱].

مطابق با یافته‌های حاصل از جستجو در ادبیات موضوع که در این پژوهش انجام گرفته، از این روش به دفعات در موضوع‌هایی چون تلاطم، رشد، نرخ ارز و عدم قطعیت در تورم استفاده شده است. به طور مثال، آپرگیس (۲۰۰۵)^۱ در مقاله‌ای به روش تجربی به تشریح رابطه میان عدم قطعیت تورم و رشد اقتصادی از طریق داده‌های پانل با استفاده از داده‌های کشورهای OECD و متدولوژی $GARCH$ پرداخته است. نتایج اصلی به دست آمده از پژوهش وی نشان می‌دهد، عدم قطعیت در تورم، اثری معکوس بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته است. وی با انتشار مقاله‌ای با موضوعی مشابه و با استفاده از همین روش در سال ۲۰۰۴، به بررسی رابطه میان تورم، رشد اقتصادی و عدم قطعیت تورم برای کشورهای G7 نیز پرداخته بود. به عنوان مثالی دیگر، سرمو و سنین (۲۰۰۵)^۲ در مقاله خود، به بررسی رابطه میان قوانین دولتی اعمال شده بر نرخ ارز و تلاطم افت نرخ ارز واقعی برای کشورهای G7 و هشت کشور آمریکایی با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۱ پرداخته‌اند. همچنین در پژوهش‌هایی مشابه، سرمو و گیر (۲۰۰۵)، به بررسی واریانس ناهمسانی شرطی و وابستگی جدول مقطعی در داده‌های پانل با مطالعه تجربی عدم واقعیت در تورم در کشورهای G7 پرداخته‌اند [۹] [۱۰].^۳

1. Apergis

2. Cermeno and Sanin

3. Cermeno and Grier

چارچوب تحلیلی موضوع

۱- آزمون‌های اولیه داده‌ها

یکی از مهم‌ترین مشکلات عمده در تحلیل داده‌های مالی، وجود ریشه واحد است. وجود ریشه‌های واحد به معنی نامانای بودن داده‌ها است و این امر به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون‌های انجام شده منجر می‌شود. در سری‌های زمانی مالی، اغلب 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^۱ نامیده می‌شود [۳۷]. پیش از انجام مدل‌سازی تلاطم سهام با استفاده از مفهوم پانل، آزمون مشخصه‌های سری‌های زمانی از طریق آزمون ریشه واحد پانل و آزمون مانایی پانل شامل آزمون‌های ریشه واحد لوین و لین^۲، آزمون مانایی هدری^۳ و آزمون ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)^۴ انجام خواهد گرفت. البته آزمون‌های مورد استفاده برای داده‌های پانل، توسط آزمون‌هایی که برای سری‌های زمانی منفرد ایجاد شده‌اند، توسعه یافته‌اند^۵. آزمون‌های مورد استفاده در این پژوهش، بر روی تفاضل لگاریتمی قیمت‌ها محاسبه می‌شوند. به‌طور معمول، استفاده از تفاضل لگاریتمی قیمت‌ها باعث حذف اثرات نامانایی و ریشه واحد از سری‌های زمانی می‌شود [۲][۳۳][۳۴]. همچنین به‌دلیل استفاده از داده‌های روزانه، آزمون حافظه بلندمدت^۶ نیز روی داده‌ها باید انجام گیرد. این آزمون اغلب در زمانی که از داده‌های با بسامد بالا^۷ استفاده می‌کنیم، به‌منظور اطمینان از مدل مورد استفاده در پژوهش انجام می‌شود. اغلب مشاهده می‌شود، برای یک سری زمانی مانا، تابع خودهمبستگی با افزایش وقفه‌های زمانی به‌صورت نمایی به سمت صفر میل می‌کند. اما سری‌های زمانی‌ای وجود دارند که تابع خودهمبستگی آن‌ها

1. Unit-root nonstationary time series

2. Levin and Lin unit root tests

3. Hadri stationary test

4. Im, Pesaran and Shin

۵. به‌عنوان نمونه می‌توان از آزمون ریشه واحد Augmented Dickey Fuller و آزمون مانایی KPSS نام برد.

6. Long-memory test

7. High frequency data

با افزایش وقفه‌ها به کندی به سمت صفر میل می‌کند. چنین فرآیندهایی سری‌های زمانی با حافظه بلندمدت^۱ نامیده می‌شوند [۳۷].

قبل از مدلسازی سری‌های زمانی باید وجود حافظه بلندمدت در سری مورد نظر بررسی شود. آزمون حافظه بلندمدت به روش تست GPH که توسط گوک، پورتر، و هوداک^۲ (۱۹۸۳) ارائه شد، انجام شده است. در این آزمون فرض صفر نبود حافظه بلندمدت و فرض مقابل وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی است. بنابراین، چنانچه آماره آزمون فاصله معناداری از صفر نداشته باشد، فرض صفر یعنی نبود حافظه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد [۱۴] [۲۰] [۲۶].

۳- مدل پژوهش

برای یک سری زمانی، مدل تلاطم زمانی بازده‌ها به صورت زیر است:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (۱-۳)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (۲-۳)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \delta_n h_{t-n} + v_t \quad (۳-۳)$$

$$V_t \sim N(0, h_v) \quad (۴-۳)$$

در پانلی از سری‌ها، یک مدل عمومی به کلیه پارامترها از قبیل $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_m$ و $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n$ اجازه می‌دهد، روی تمام سری‌های موجود در پانل، تغییر کنند. این مدل را با نام «مدل A: مدل عمومی: مدل ضرایب متغیر» نامگذاری می‌کنیم. با استفاده از این مدل عمومی، مدل‌های گوناگونی بر پایه قیود متناظر با ترکیب‌های گوناگون از پارامترهای عمومی برای سری‌های خاص در هر پانل به دست می‌آید. این امر به واسطه‌ی آزمون‌هایی بر پایه این مدل عمومی حاصل می‌شود و از این طریق، تشابه‌ها و تفاوت‌های ساختار تلاطم

1. Long memory
2. Geweke, Porter, Hudak

میان سهم‌های موجود در یک صنعت یا بخش با صنعت یا بخش دیگر مورد آزمایش قرار خواهد گرفت.

قبل از هر چیز، به مشکلاتی که به دلیل پیچیدگی در تخمین برخی از مدل‌ها با تعداد پارامترهای زیاد وجود دارد، باید توجه داشت.

نخست، ضمن اینکه کلیه معادلات واریانس شرطی مطرح شده به مدل $GARCH(p,q)$ تعمیم یافته‌اند، باید به‌خاطر داشته باشیم که مدل‌هایی که تخمین زده می‌شوند، به مدل $GARCH(1,1)$ محدود شده‌اند. $GARCH$ ‌های رده‌های بالاتر به تعداد پارامترهای زیادی منجر می‌شوند که باید در مدل پانل تخمین زده شوند. همچنین این امر از به‌وجود آمدن زیرمدل‌های زیاد جلوگیری می‌کند. به دلیلی مشابه، تعداد سهم‌های مورد مطالعه در هر پانل، به شش عدد و نیز پانل مربوط به شاخص‌ها برای سه صنعت خاص محدود می‌شوند. فرضیه‌ای که به آزمون آن می‌پردازیم این است که سهم‌های درون یک بخش یا صنعت، ساختار تلاطمی مشابه‌ای از خود نشان می‌دهند در حالی که بخش‌ها یا صنایع دیگر، ساختارهای تلاطمی متفاوتی از خود نشان می‌دهند. قسمت اول با استفاده از سه پانل از سهم‌ها با ساینزهای مختلف که در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران معرفی شده‌اند، آزمون می‌شوند. سپس شاخص‌های این گروه‌های صنعت در پانلی برای آزمون قسمت دوم فرضیه استفاده می‌شوند.

در ثانی، در حین تحلیل، فرض استقلال داده‌های مقطعی را خواهیم داشت. بدین معنی که سری‌های زمانی داخل یک پانل، از هم مستقل هستند. این فرض معادل این است که کوواریانس میان سهم‌های خاص در داخل هر پانل برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود. این محدودیت به‌طور قابل ملاحظه‌ای تعداد پارامترهایی که باید در معادله واریانس با ساختار پانل تخمین زده شوند را کاهش می‌دهد [۱۱].

حال با ارایه دیاگرامی از کلیه زیرمدل‌هایی که می‌توانند از مدل عمومی استخراج شوند، به بیان جزئیات مسیر مدل کل به جزء که از طریق اعمال محدودیت‌ها شکل می‌گیرد، می‌پردازیم.

مدل A، مدل عمومی (مدل ضرایب متغیر) به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T \quad (5-3)$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, h_{it}) \quad (6-3)$$

با توجه به مدل بلرسلو (۱۹۸۶) برای یک سری زمانی منفرد، معادله واریانس شرطی در مفهوم پانل به صورت ذیل است:

$$h_{it} = \alpha_{0i} + \sum_{m=1}^q \alpha_{mi} \varepsilon_{i,t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \delta_{ni} h_{i,t-n} + v_{it}, \quad i=1,2,\dots,N \quad (7-3)$$

ویژگی بارز این مدل (مدل A) همان گونه که از اسم آن هم آشکار است (مدل ضرایب متغیر)، این است که کلیه ضرایب تخمین زده شده مجاز به تغییر هستند. هیچ گونه قیدی بر پارامترها تحمیل نمی‌شود و در نتیجه ضرایب ثابت نیستند. مشکلی که در رابطه با این مدل وجود دارد، تعداد زیاد پارامترهای آن است. شائو (۲۰۰۳)^۱ مدل پانل خطی مشابهی البته بدون واریانس متغیر در زمان را تعریف و پتانسیل وجود پارامترهای زیاد در آن را بیان کرده است [۲۳]. به عنوان یک مدل عمومی، در شروع مدلسازی، نمی‌توان این مدل را کاراترین مدل برای مشخص ساختن فرآیند تولید داده‌های لایه زیرین (داده‌های در سطح سهم‌های مربوط به هر گروه صنعت) به حساب آورد. برای تحقق این منظور، محدودیت‌هایی بر روی ضرایب برآورد شده اعمال خواهد شد. این اعمال محدودیت‌ها، فقط به منظور ساده‌سازی مدل برای کاهش پارامترهای تخمین زده شده نیست، بلکه مدلی را نتیجه می‌دهد که با دقت بیشتری داده‌ها را معرفی می‌نماید. برقراری محدودیت‌های اعمال شده با استفاده از آزمون‌های مربوط به فرضیه‌ها که بر پایه آزمون آماری LRT بنا نهاده شده‌اند، آزمون می‌شوند.

نمودار ۱، چارچوب مدل تلاطم عمومی با کلیه مدل‌های تلاطمی ممکن که با ساختار GARCH(1,1) و جایگزینی مدل عمومی با اعمال محدودیت‌های خاص بر پارامترهای

معادلات میانگین و واریانس شرطی می‌توان ساخت را نمایش می‌دهد. ترتیب اعمال محدودیت‌ها، شامل مراحل ذیل است:

مرحله اول: فرض برابری میانگین‌ها (μ)

حاصل اعمال این محدودیت، مدل B است. در مدل B، رابطه ۳-۵ به صورت ذیل تغییر می‌یابد:

$$y_{it} = \mu + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T \quad (۸-۳)$$

همان‌گونه که بیان شد، در صورت اعتبار این محدودیت، با در نظر گرفتن برابری میانگین بازده‌ها، به اعمال محدودیت‌های بیشتری خواهیم پرداخت. در نتیجه برای مدل‌های بعدی نیز رابطه ۳-۸ برقرار خواهد بود و در صورت عدم اعتبار محدودیت اعمال شده، همان رابطه ۳-۵ را به معنی عدم برابری میانگین بازده‌ها در نظر گرفته و محدودیت‌های بعدی را اعمال می‌کنیم.

مرحله دوم: فرضیه برابری پارامترهای شیب معادله واریانس (δ_I و α_I)

با اعمال این محدودیت، معادله واریانس ارایه شده در رابطه ۳-۷، به صورت ذیل تغییر می‌یابد:

$$h_{it} = \alpha_{0i} + \sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{i,t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \delta_n h_{i,t-n} + v_{it} \quad , \quad i=1,2,\dots,N \quad (۹-۳)$$

مرحله سوم: فرضیه برابری میانگین تلاطم بازده‌ها (α_0)

با اعمال این محدودیت و در صورت عدم اعتبار محدودیت مرحله دوم، معادله واریانس ارایه شده در رابطه ۳-۷، به صورت ذیل تغییر می‌یابد:

$$h_{it} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^q \alpha_{mi} \varepsilon_{i,t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \delta_{ni} h_{i,t-n} + v_{it} \quad , \quad i=1,2,\dots,N \quad (۱۰-۳)$$

و در صورتی که محدودیت دوم نیز اعتبار داشته باشد، معادله واریانس به صورت ذیل خواهد بود:

$$h_{it} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{i,t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \delta_n h_{i,t-n} + v_{it} \quad , \quad i=1,2,\dots,N \quad (11-3)$$

محدودیت اولی که اعمال می‌شود، در نظر گرفتن میانگین ثابت بازده برای کل قسمت‌های داده‌های مقطعی است که مدل B را در نمودار ۱ به وجود می‌آورد. برقراری فرضیه صفر این محدودیت برای سهم‌های موجود در یک صنعت در پانل هر یک از صنایع، نشان‌دهنده‌ی ثابت بودن میانگین بازده برای کلیه سهم‌های داخل یک گروه صنعت است و برقراری فرضیه صفر برای پانل شاخص‌ها، نشان‌دهنده‌ی ثابت بودن میانگین بازده کل بازار است. اگر این فرضیه صفر رد نشود، محدودیت مرحله اول حفظ شده و محدودیت‌های بعدی اعمال می‌شوند که در نتیجه شاخه سمت چپ نمودار ۱ دنبال می‌شود. ولی اگر فرضیه صفر رد شود، مدل پارامترهای متغیر (مدل A) حفظ می‌شود و محدودیت‌های اعمال شده بر پارامترهای معادله واریانس شرطی باید آزمون شوند که در نتیجه شاخه سمت راست نمودار ۱ دنبال می‌شود. نمودار ۱ متقارن است و تنها تفاوت دو نیمه آن در تثبیت پارامتر μ برای کلیه واحدهای پانل که نیمه سمت چپ نمودار را تشکیل می‌دهد و متغیر بودن پارامتر μ برای کلیه سری‌های زمانی موجود در پانل که نیمه سمت راست نمودار را تشکیل می‌دهد، است. روند اعمال محدودیت بر معادله واریانس برای هر دو نیمه نمودار ۱، یکسان است.

پس از آزمون فرضیه مطرح شده در اعمال محدودیت مرحله یک، محدودیت‌های مربوط به پارامترهای شیب معادله واریانس آزمون می‌شوند. در این آزمون، فرضیه صفر این است که α_I و δ_I برای کلیه واحدهای پانل یکسان است و فرضیه مقابل آن عبارت است از این که پارامترهای α_I و δ_I در خلال واحدهای پانل متفاوت هستند. به عبارت دیگر آزمون این فرضیه صفر که نهادهای متفاوت در پانل، میانگین تلاطم (α_0) متفاوتی دارند (زیرا هنوز قیدی بر این پارامتر در این مرحله گزارده نشده است) و الگوی درونبخشی یکسانی در حول آن میانگین‌ها را نشان می‌دهند در مقابل فرضیه اینکه نهادهای متفاوت در پانل، میانگین تلاطم متفاوتی دارند و نیز الگوی درونبخشی متفاوتی در حول آن میانگین‌ها را

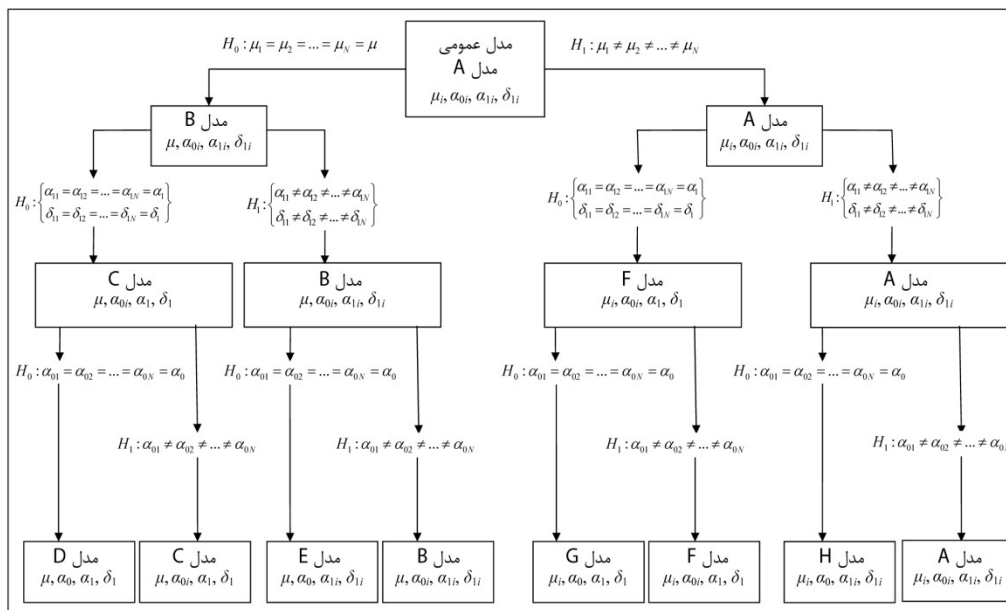
نشان می‌دهند، است. اگر فرضیه صفر را نتوان رد کرد، به مدل C یا مدل F (بنا بر رد یا پذیرش فرض برابری μ ها در آزمون محدودیت مرحله اول) می‌رسیم و محدودیت‌های بیشتری بر معادله واریانس این مدل‌ها اعمال خواهد شد. در غیر این صورت، اگر فرضیه صفر را بتوانیم رد کنیم، در نتیجه مدل پذیرفته شده در آزمون محدودیت اول که یکی از مدل‌های A یا B است را نگه داشته و محدودیت‌های بیشتری بر معادله واریانس آن اعمال می‌کنیم. در این صورت شاخه سمت راست مدل پذیرفته شده در آزمون مرحله اول را دنبال کرده‌ایم. با مروری بر کل نمودار، می‌بینیم شاخه‌های سمت راست و چپ مدل پذیرفته شده در مرحله اول، با اعمال محدودیت‌هایی بر پارامترهای واریانس، متقارن هستند.

پس از انجام آزمون‌های مراحل ۱ و ۲، به آزمون محدودیت مرحله سوم می‌رسیم. در واقع این محدودیت بیانگر ثابت در نظر گرفتن پارامتر α_0 در میان واحدهای هر پانل است. به بیانی دیگر، نشان‌دهنده این موضوع است که آیا میانگین تلاطم بازده سهام برای کلیه سهام‌های موجود در یک گروه صنعت با استفاده از پانل سهام‌های گروه‌های صنایع و میانگین تلاطم بازده سهام در کل بازار با استفاده از پانل مربوط به شاخص‌های گروه‌های صنعت، ثابت است یا خیر.

به‌منظور آزمون محدودیت‌ها از مدل عمومی به مدل‌های مقید شده، آزمون‌های بسیاری ایجاد شده‌اند (عمومی‌ترین روش‌ها شامل آزمون LRT، آزمون والد^۱ و آزمون ضریب لاگرانژ^۲ هستند، هاسمن^۳(۱۹۷۸). ما در این پژوهش از روش LRT نیمین و اسکات (۱۹۴۸)^۴ استفاده خواهیم نمود. این روش زمانی که مدل محدود شده با یک مدل پیچیده‌تر جایگزین می‌شود، استفاده خواهد شد (وربیک^۵(۲۰۰۰) و به‌طور اساسی عملکرد تفاوت

-
1. Wald test
 2. Lagrange Multiplier
 3. Hausman, J. A.
 4. Neyman and Scott
 5. Verbeek

بین تخمین‌های دو مدل را آزمون می‌کند (آلدريش ۱۹۹۷، کمرون و ترویدی ۲۰۰۵)^۱. در هر مرحله مقایسه بین مدل‌ها و سنجش اعتبار محدودیت‌ها، مقادیر آماره آزمون با مقادیر توزیع خی-دو در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ مقایسه خواهند شد [۱] [۳] [۸] [۲۱] [۳۱] [۳۲] [۳۸] [۳۹].



نمودار ۱ چارچوب عمومی مدلسازی تلاطم: آزمون کل به جزء مدل‌های تلاطم با ساختار GARCH(1,1)

هر چه از شاخه‌های سمت چپ به پایین برویم، به سطوح بالاتری از عمومیت در پارامترهای مدل‌های باقی‌مانده می‌رسیم و هرچه از شاخه‌های سمت راست به پایین می‌رویم، به سطوح بالاتری از تفاوت در پارامترهای بین واحدهای موجود در پانل دست می‌یابیم. در نتیجه دو مدل کرانی که در آخرین سطح نمودار ۱ مشاهده می‌شوند، در سمت راست، مدل A با کلیه پارامترهای قابل تغییر در واحدهای پانل، قرار دارد و در سمت چپ،

1. Aldrich, and Cameron and Trivedi

مدل D که در آن کلیه پارامترها برای همه واحدهای موجود در پانل یکسان هستند قرار گرفته‌اند.

۳- روش تخمین

جهت تخمین پارامترهای مدل‌های ارایه شده، از روش حداکثر درستنمایی (ML) که اولین بار توسط فیشر^۱ (۱۹۲۲) ارایه شد، استفاده خواهیم نمود. هرچند در عمل این روش مشکلاتی دارد، ولی همچنان یکی از بهترین روش‌های تخمین در میان تخمین‌زنده‌ها به‌شمار می‌رود. مشکل اصلی استفاده از روش بالا، این است که به هنگام بهینه‌سازی، با استفاده از روش‌های تحلیلی قابل ردیابی نیست. در واقع تابع درستنمایی در مدل‌های GARCH را نمی‌توان با استفاده از روش‌های تحلیلی بیشینه نمود و برای به‌دست آوردن مقدار بهینه تخمین پارامترها، لازم است از روش‌های عددی استفاده شود [۸]. روش‌های بهینه‌سازی عددی بسیاری وجود دارند، اما به پیروی از بلرسلو (۱۹۸۶) در ارایه مقاله GARCH، ما نیز برای تخمین کلیه پارامترهای مدل‌های این پژوهش از الگوریتم برنندت، هال، هال و هاسمن (۱۹۷۴) BHHH^۲ که سرعت همگرایی و محاسبات آن بالا است، استفاده خواهیم نمود [۴][۲۱].

برای تخمین مدل A، با فرض استقلال جزء اخلاص‌ها در سطوح جدول مقطعی، تابع لگاریتم درستنمایی ذیل باید بیشینه شود:

(۱۲-۳)

$$l(\mu_i, \varphi_i) = -\left(\frac{NT}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \ln(h_{it}(\varphi_i)) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \frac{(y_{it} - \mu_i)^2}{h_{it}(\varphi_i)}$$

که در اینجا φ_i برداری از کلیه پارامترهای معادله واریانس $(h_{it}(\varphi_i))$ است. تعداد کل پارامترهایی که برای مدل A باید تخمین زده شوند، $(N+N+N(q+p))$ است. به‌همین

1. Fisher
2. BHHH

ترتیب، تابع بالا برای تخمین پارامترهای کلیه مدل‌ها با ثابت در نظر گرفتن پارامترهای مربوط به محدودیت‌های اعمال شده در مجموع‌ها، استفاده خواهد شد. تعداد پارامترهایی که در هر مدل باید تخمین زده شوند نیز با توجه به محدودیت‌های اعمال شده کاهش می‌یابند. به‌طور مثال با اعمال اولین محدودیت، تابع لگاریتم درستنمایی ارایه شده در رابطه ۱۲-۳ برای مدل B به‌صورت ذیل خواهد بود:

(۱۳-۳)

$$l(\mu, \varphi_i) = -\left(\frac{NT}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \ln(h_{it}(\varphi_i)) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \frac{(y_{it} - \mu)^2}{h_{it}(\varphi_i)}$$

و نیز تعداد پارامترهایی که در مدل B باید تخمین زده شوند به تعداد $(I+N+N(q+p))$ کاهش می‌یابد.

مدل A، همان‌گونه که پیش از این نیز آن را معرفی نمودیم، مدل عمومی، بدون هیچ‌گونه محدودیت در مقدار پارامترها است. این مدل به کلیه پارامترهای معادلات میانگین و واریانس اجازه تغییر در میان سهم‌های خاص موجود در هر پانل را می‌دهد. همچنین این مدل در فرم خطی استاندارد با یک عدد ثابت در معادله واریانس شرطی است. شائو (۲۰۰۳) بیان نموده که چنین مدلی را می‌توان به صورت رگرسیون‌های مجزا برای هر سهم خاص در هر پانل، تخمین زد [۲۳]. همچنین سایو، مدل‌های دیگری را نیز که به‌صورت زنجیره‌ای با تفاوت‌هایی در ثابت‌های معادلات یا پارامترهای مربوط به شیب معادله واریانس ایجاد شده‌اند، به‌همین روش تخمین زده است. در واقع، مدل عمومی ارایه شده در این پژوهش نیز با تفاوت اینکه سایو از یک مدل عمومی خطی ایستا استفاده کرده ولی مدل ما در این پژوهش ساختار غیر خطی GARCH دارد، عملکرد مشابهی دارد. تفاوت روش تخمین مدل ما با مدلی که سایو آن را با N رگرسیون مجزا به روش OLS برای هر سهم خاص تخمین زده، در این ویژگی است که مدل ما با N رگرسیون مجزا به روش ML برای هر سهم موجود در هر پانل تخمین زده می‌شود. اگرچه کلیه پارامترها برای هر سهم خاص به-صورت مجزا در پانل تخمین زده می‌شوند، اما کلیه پارامترها برای کلیه واحدها باید از یک

مشخص نمایی برای مدل پیروی کنند. به علاوه، همان گونه که از رابطه ۳-۱۲ استنباط می شود، مقدار عددی تابع ML برای این مدل، شامل جمع مقدار عددی توابع حداکثر درستمایی برای تک تک تخمین ها است که در نتیجه برای هر پانل یک عدد لگاریتم درستمایی در مقدار بهینه به دست می دهد.

توصیف داده ها و ویژگی های آماری

اغلب سری های زمانی مالی، به ویژه قیمت سهام ها، نامانا هستند، اما در عمل به جای قیمت، بازده سهام ها مدلسازی می شوند که معمولاً سری زمانی آن ها، مانا است. با توجه به مقاله فاما (۱۹۶۵)، نرخ مرکب پیوسته بازده برای یک سهم در زمان t ، به صورت تفاضل لگاریتمی طبیعی قیمت های آن سهم مورد نظر محاسبه می شود که ما نیز در این پژوهش از همین روش استفاده خواهیم کرد.

$$R_t = \ln(p_t/p_{t-1}) = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$$

یکی از اولین ویژگی های مورد توجه در انتخاب نمونه، انتخاب دوره زمانی مطالعه است. انتخاب این دوره زمانی از حیث ثابت بودن قوانین و مقررات موجود حاکم بر بازار سهام اهمیت دارد. به طور مثال، در سال های اخیر یکی از مهم ترین تغییرات در قوانین بازار سهام که بر فعالیت بورس اوراق بهادار تهران و به طور خاص بر تلاطم بازار تأثیر قابل توجهی داشته، اعمال محدودیت تغییرات قیمت بوده است. به موجب این قانون، تغییر روزانه قیمت سهام شرکت های عضو بورس تهران، محدود شده است. اثر این اعمال محدودیت بر تغییرات قیمت سهام شرکت های فعال در بازار سهام، بسیار مهم و بحث شدنی است [۶]. این مسئله از این جهت که آیا اعمال قوانین باعث افزایش یا کاهش تلاطم خواهد شد برای ما مهم نیست، اما بررسی تلاطم باید در شرایط و قوانین ثابت انجام پذیرد.

همچنین نکته دیگری که اهمیت دارد، استفاده از داده های در سطح شاخص ها است که مشکل همفزونی به وجود می آید. شاخص های بازار بنا به تعریف آن ها، به گونه ای داده ها را هموارسازی می کنند که در آن ممکن است تلاطم سهام های مختلف به وسیله ی یکدیگر

خنثی سازی شوند. بنابراین ممکن است تلاطم، کمتر از واقعیت تخمین زده شود. به همین دلیل، مدلسازی تلاطم برای هر بخش یا صنعت فقط با استفاده از شاخص ها انجام نخواهد شد، بلکه از قیمت های روزانه فعال ترین سهم های در هر یک از این شاخص ها نیز استفاده می کنیم.

در این پژوهش از داده های قیمت روزانه مربوط به شرکت های موجود در صنایع سیمان، خودرو و دارو و شاخص های صنایع آن ها که از تاریخ تیر ماه سال ۱۳۸۴ تا آبان ماه ۱۳۸۷ محدود شده اند و مربوط به دولت نهم است، استفاده می کنیم. داده ها در سطح سهم های خاص (شرکت ها) برای بررسی ساختار تلاطم در داخل صنایع مربوط هستند و از داده های در سطح شاخص، برای بررسی تفاوت ها و تشابه های الگوهای تلاطم میان گروه های صنعت استفاده خواهیم نمود. این داده ها از طریق وب سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران^۱ در دسترس هستند. همچنین برای انتخاب سهم های مورد بررسی در هر پانل، معیارهای ذیل استفاده شده اند:

- عدم استفاده از قیمت سهم هایی که به تازگی وارد بورس اوراق بهادار تهران شده اند و اطلاعات اندکی دارند.
- عدم استفاده از قیمت سهم هایی که تقریباً ۵۰٪ داده های آن ها در دوره مطالعه در دسترس نیستند.
- عدم استفاده از قیمت سهم هایی که بازده آن ها حافظه بلندمدت در دوره مورد بررسی دارد؛ زیرا با توجه به استفاده از داده های روزانه و پربسامد^۲، در صورتی که داده های ما دارای این ویژگی باشند، نحوه مدلسازی آن ها تغییر می کند که در ساختار مقایسه ای مدل تحلیلی ما قرار نمی گیرد.

با توجه به معیارهای یاد شده، چهار پانل مورد بررسی با استفاده از سهام ۶ شرکت در هر گروه صنعت به صورت نمونه، شامل داده های ذیل هستند:

1. <http://www.irbourse.com>
2. High frequency

۱. پانل شاخص‌ها شامل شاخص‌های مربوط به گروه‌های صنعت: سیمان، خودرو و دارو.
۲. پانل سیمان شامل سهم‌های: سیمان اهواز، سیمان فارس و خوزستان، سیمان سپاهان، سیمان شاهرود، سیمان شرق و سیمان صوفیان.
۳. پانل خودرو شامل سهم‌های: گروه صنعتی ایران خودرو، گروه خودروسازی زامیاد، نیرو محرکه، پارس خودرو، شرکت مهر کام پارس و شرکت سایا دیزل.
۴. پانل دارو شامل سهم‌های: پارس دارو، داروسازی جابرین حیان، داروسازی رازک، صنایع دارویی دکتر عبیدی، کیمیدارو و داروسازی لقمان.

برآورد و تحلیل

امروزه آزمون ریشه‌های واحد در مطالعه‌های سری‌های زمانی تجربی بسیار رایج بوده و یک بخش جدایی‌ناپذیر در سر فصل‌های درس اقتصاد سنجی است. با این حال موضوع آزمون ریشه‌های واحد در داده‌های پانل به نسبت تازه بوده و می‌توان گفت که هنوز به کمال نرسیده است. تاکنون روش‌های گوناگونی برای آزمودن فرضیه ریشه‌های واحد در داده‌های پانل معرفی شده است که تکنیک، لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)، مدلاو وو (۱۹۹۹)، هادری (۲۰۰۰) و برایتانگ و میر (۱۹۹۴)، نمونه‌ای از آن‌ها است. در این بخش ابتدا آزمون‌های مانایی و ریشه واحد مربوط به هریک از پانل‌ها، شامل آزمون لوین لین^۱، هدری^۲، ایم و پسران و شین^۳، انجام گرفته سپس آزمون‌های مانایی برای بررسی وجود انباشتگی کسری نیز انجام می‌شود [۱۷].

همان‌گونه که از نتایج آزمون‌ها مشاهده می‌شود، در کلیه پانل‌ها فرضیه داشتن ریشه واحد به‌طور قوی رد شده و نشان داده شده است که کلیه پانل‌ها مانا هستند. البته از ابتدا نیز انتظار این ویژگی را داشتیم؛ زیرا با استفاده از تفاضل لگاریتمی قیمت‌ها، داده‌ها اغلب به‌صورت مانا درآمده و نیز ریشه واحد هم ندارند. نتایج کلی در جدول ذیل قابل مشاهده است:

-
1. Levin and Lin
 2. Hadri
 3. Im, Pesaran and Shin

جدول ۱. خلاصه نتایج آزمون‌های مانایی و ریشه واحد پانل‌ها

پانل دارو	پانل خودرو	پانل سیمان	پانل شاخص	آزمون	فرض صفر
-73.34 (0.0)	-55.49 (0.0)	-44.00 (0.0)	-44.08 (0.0)	Levin Lin & Chu t*	وجود ریشه واحد
-54.15 (0.0)	-43.52 (0.0)	-35.18 (0.0)	-30.31 (0.0)	Breitung t-stat	
-61.24 (0.0)	-52.27 (0.0)	-48.62 (0.0)	-34.09 (0.0)	Im, Pesaran, Shin W-stat	وجود ریشه واحد
1020.9(0.0)	918.69(0.0)	911.17(0.0)	382.34(0.0)	ADF- Fisher Chi-sq	
1016.0(0.0)	810.63(0.0)	393.82(0.0)	534.48(0.0)	PP- Fisher Chi-sq	
-0.837 (0.8)	-1.34 (0.91)	1.34 (0.09)	0.13 (0.45)	Hadri Z-stat	نبود ریشه واحد

همچنین نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد، در هیچ‌یک از سری‌های زمانی، حافظه بلندمدت وجود ندارد. یکی از ویژگی‌های مشاهده شده در بسیاری از داده‌های سری زمانی مالی، وجود حافظه بلند مدت در میانگین و واریانس شرطی آن‌ها است. این بدان معنی است که اثر شوک‌های وارد شده بر سری‌های زمانی مالی دیرپا بوده و مدت زمانی زیادی طول می‌کشد که اثر این شوک‌ها در بازدهی دارایی و تلاطم آن از بین برود. یک روش برای مدلسازی چنین رفتاری در این سری‌های زمانی پرتناوب، مثل روزانه و هفتگی، استفاده از فرآیندی سری زمانی انباشته کسری است که به واسطه‌ی آن مرتبه انباشتگی سری زمانی بین فرآیندهای $I(0)$ و $I(1)$ قرار دارد. مدل‌های سری زمانی انباشته کسری^۱ می‌توانند مانا یا نامانا باشند. حتی زمانی که این فرآیندها به‌طور ضعیف مانا هستند، این فرآیندها انباشته کسری دارای توابع خود همبستگی هستند که به آرامی و به تدریج به صفر میل می‌کنند و به عبارت دیگر حافظه بلندمدت دارند.

1. Fractional Integrated

جدول ۲. خلاصه نتایج آزمون‌های حافظه بلندمدت

آزمون	پانل شاخص‌ها			پانل سیمان						پانل خودرو						پانل دارو					
	۱	۲	۳	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۱	۲	۳	۴	۵	۶
d	0.28	0.03	0.1	-0.15	-0.25	-0.29	-0.05	-0.36	-0.25	-0.04	-0.9	0.06	0.15	-0.08	-0.21	0.02	0.01	-0.02	0.09	-0.01	-0.07
stat	1.92	0.23	0.67	-0.77	-1.32	-1.49	-0.28	-1.89	-1.27	-0.21	-0.56	0.39	0.87	-0.47	-1.17	0.10	0.08	-0.16	0.53	-0.10	-0.44

در ارتباط با نتایج مدل‌سازی، با استفاده از متدولوژی مطرح شده، پس از تخمین پارامترهای مدل A و مدل مقید B و مقایسه این دو مدل با یکدیگر با استفاده از تابع نمونه‌ای LRT، نتایج نشان می‌دهد که محدودیت اعمال شده بر مدل B که جزء ثابت معادله میانگین را برای کلیه واحدهای پانل برابر قرار می‌دهد، اعتبار کافی ندارد و در نتیجه این محدودیت رد می‌شود. پس از این مرحله و عدم اعتبار محدودیت مرحله اول که به آن اشاره کردیم، محدودیت مرحله دوم را اعمال می‌کنیم که در نتیجه به مدل F از نمودار ۱ خواهیم رسید. پس از تخمین پارامترهای مربوط به این مدل و مقایسه آماره آزمون LRT با مقادیر بحرانی برای هر پانل، مشاهده می‌شود که مقدار آماره از مقدار بحرانی برای کلیه پانل‌ها در کلیه سطوح معنادار، بزرگ‌تر است. در نتیجه فرضیه صفر در محدودیت اعمال شده برای مدل مقید که فرضیه برابری پارامترهای شیب معادله واریانس در شاخص‌های موجود در پانل شاخص‌ها و نیز سهم‌های موجود در پانل‌های مربوط به هر صنعت به صورت مجزا است نیز رد می‌شود. بنابراین در ادامه به بررسی قید مربوط به ثابت در نظر گرفتن عدد ثابت معادله واریانس (مدل H) بر روی مدل A خواهیم پرداخت.

با اعمال محدودیت مرحله سوم مطرح شده در بخش مدل پژوهش که نتیجه آن مدل H از نمودار ۱ است و تخمین پارامترهای این مدل و مقایسه آماره آزمون LRT با مقادیر بحرانی برای هر پانل، مشاهده می‌شود که مقدار آماره از مقادیر بحرانی برای کلیه پانل‌ها در کلیه سطوح معنادار، بزرگ‌تر است. در نتیجه فرضیه صفر در محدودیت اعمال شده برای مدل

مقید که فرض برابری ثابت معادله واریانس و به بیانی دیگر، یکسان بودن میانگین تلاطم بازده شاخص‌های موجود در پانل شاخص‌ها و نیز سهم‌های موجود در پانل‌های مربوط به هر صنعت به صورت مجزا است، رد می‌شود. در نتیجه با انجام آزمون‌های ارایه شده، می‌توان به این نتیجه رسید که بهترین مدلی که در این پژوهش برای مدلسازی داده‌های بورس اوراق بهادار تهران معتبر است، مدل A است.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

همانگونه که در بخش ۱ نیز بیان شد، هدف اصلی این پژوهش، بررسی و تحلیل تشابه‌ها و تفاوت‌های بین ساختار تلاطمی سهم‌های موجود در در گروه‌های صنعت و نیز ساختار تلاطمی کل بازار با استفاده از شاخص‌های گروه‌های صنعت انتخاب شده به عنوان نمونه، است. برای تحقق این هدف، از روش آزمون‌های زنجیره‌ای که از یک مدل کلی (مدل A) شروع سپس با اعمال محدودیت‌هایی بر این مدل و رسیدن به مدل‌های جزئی‌تر و نیز آزمون اعتبار محدودیت‌های اعمال شده، استفاده نمودیم. آنچه از نتایج آزمون‌های اعتبار محدودیت‌ها (آزمون‌های LRT) به دست آمد، این بود که بهترین مدل برای توضیح ساختار تلاطمی بازده سهم‌ها و صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران، مدل A بوده و در واقع هیچ‌یک از محدودیت‌های اعمال شده، از اعتبار کافی برخوردار نیستند. بدین معنی که نمی‌توان ساختار تلاطمی مشابهی را برای سهم‌های موجود در یک گروه صنعت یا در سطحی بالاتر برای گروه‌های صنعت موجود در بورس تهران، از لحاظ میانگین بازده سهام (مدل B) یا از لحاظ یکسانی ساختار تلاطم بازده (مدل F) و همچنین یکسانی میانگین تلاطم بازده (مدل H) در نظر گرفت. البته همان گونه که پیش از این نیز بدان اشاره کردیم، در عمل چنین فروضی در حالت بازار رقابت کامل و با توجه به شرایطی خاص، که در ادامه به بیان آن‌ها می‌پردازیم، می‌توانند برقرار باشند. در ادامه بحث خود را با بیان دلایلی چند که می‌توان آن‌ها را از عمده دلایل نقض فرضیه اصلی پژوهش ما برای بورس تهران نامید، خاتمه می‌دهیم.

- محدود شدن افزایش و کاهش قیمت روزانه سهام در دوره مورد مطالعه.
 - حمایت نامتقارن دولت از گروهی از صنایع خاص.
 - بورس سهام ایران به عنوان بازاری در حال توسعه است و برخی از سهام ها به تازگی وارد بازار شده اند.
 - ریسک های متفاوت بنگاه ها.
 - اندازه های متفاوت بنگاه ها.
 - وجود اطلاعات نامتقارن در بورس تهران.
 - آثار سیاسی و تغییرات مکرر ساختار تشکیلاتی بورس تهران.
- هریک از دلایل فوق، زمینه ای برای پژوهش های آتی این پژوهش به شمار می روند.

منابع

1. Aldrich John (1997). R.A. Fisher and the Making of Maximum Likelihood 1912-1922, Statistical Science 12, 162-176.
2. Apergis Nicholas (2005). Inflation Uncertainty and Growth: Evidence from Panel Data, Australian Economic Papers, Volume 44, Number 2, pp. 186-197(12).
3. Barnes Michelle, Pedro De Lema (1999). Modelling Financial Volatility: Extreme Observations, Nonlinearities and Non Stationarities, Working Paper, Adelaide University, Australia.
4. Bollerslev Tim (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics 31, 307.
5. Bollerslev Tim, Ray Y. Chou, Kenneth F. Kroner (1992). ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, Journal of Econometrics 52, 5-59.
6. Brennan Michael J (1986). A Theory of Price Limits in Futures Markets, Journal of Financial Economics 16, 213-33.
7. Brooks, Robert (2007). Power arch modeling of the volatility of emerging equity markets, Emerging Markets Review 8, 124-133.
8. Cameron Colin, Pravin Trivedi (2005). Micro econometrics: Methods and Applications (Cambridge University Press, New York).
9. Cermeno Rodolfo, K. Grier (2005). Conditional Heteroskedasticity and Cross-Sectional Dependence in Panel Data: An Empirical Study of Inflation Uncertainty in the G7 countries, Contributions in Economic Analysis, Badi H. Baltagi, Ed., North-Holland. Forthcoming.

10. Cermeno Rodolfo, M. E. Sanin (2005). Exchange Rate Arrangements and Volatility of Real Exchange Rate Depreciation: Panel evidence for the G7 and 8 Latin American Countries, Documento de Trabajo n. 297, CIDE.
11. Cermeno Rodolfo, Kevin Grier (2001). Modeling GARCH Processes in Panel data: Theory, Simulations and Examples, Working Paper No. 3, Department of Economics, University of Oklahoma, Norman.
12. Chappel David, Joanne Padmore, Julia Pidgeon (1998). A Note on ERM Membership and the Efficiency of the London Stock Exchange, Applied Economics Letters 5, 19-23.
13. De Santis Giorgio, Selahattin Imrohoroglu (1997). Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets, Journal of International Money and Finance 16, 561-79.
14. Ding Z, Granger C, Engle R (1993). A long memory property of stock market returns and a new model, Journal of Empirical Finance 1, 83-106.
15. Engle Robert F (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica 50, 987.
16. Fama Eugene F (1965). The Behaviour of Stock-Market Prices, Journal of Business 38, 34-105.
17. Fama Eugene F (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, Journal of Finance 25, 383-417.
18. French Kenneth R, G. William Schwert, Robert F. Stambaugh (1987). Expected Stock Returns and Volatility, Journal of Financial Economics 19, 3-29.
19. Glosten Lawrence R, Ravi Jagannathan, David E. Runkle (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, Journal of Finance 48, 1779-1801.
20. Harris Richard, R Sollis (2003). Applied Time Series Modelling And Forecasting (John Wiley & Sons, Ltd, Chichester, West Sussex, England, Hoboken).
21. Hausman J. A (1978). Specification Tests in Econometrics, Econometrica 46, 1251- 1371.
22. Hendry David F (1995). Dynamic Econometrics (Oxford University Press, New York and Oxford).
23. Hsiao Cheng (2003). Analysis of Panel Data (Cambridge University Press, Cambridge; New York and Melbourne).
24. Kitazawa Yoshitsugu (2000). Estimating the Leverage Effect using Panel Data with a Large Number of Stock Issues over a Short-run Daily Period Focus on the Tokyo Stock Exchange, Journal of Financial Management and Analysis 13, 21-27.
25. Kling, Gerhard (2004). Mergers During the First and Second Phase Globalization: Success, Insider Trading and the Role of Regulation, Unpublished Thesis, Faculty of Economics, Eberhard-Karls-Universität

- Tübingen, Germany.
26. Lamoureux Christopher G, William D. Lastrapes (1990). Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH Model, *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 225-34.
 27. Levin Andrew, Chien-Fu Lin (1993). Unit Root Tests in Panel Data: New Results, *Economics Working Paper Series 93-56*, University of California at San Diego.
 28. Mandelbrot B (1963). The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business* 36, 394-419.
 29. Mele Antonio (2007). Asymmetric stock market volatility and the cyclical behavior of expected returns, *Journal of Financial Economics* 86, 446-478.
 30. Nelson, Daniel B (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica* 59, 347-70.
 31. Neyman J, E. S. Pearson (1928). On the use and Interpretation of Certain Test Criteria for Purposes of Statistical Inference: Part I, *Biometrika* 20A, 175-240.
 32. Neyman J, Elizabeth L. Scott (1948). Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations, *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 16, 1-32.
 33. Pesaran M, Hashem, Yongcheol Shin, Richard J. Smith (2000). Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I (1) Variables, *Journal of Econometrics* 97, 293-343.
 34. Phylaktis Kate, Manolis Kavussanos, Gikas Manalis (1999). Price Limits and Stock Market Volatility in the Athens Stock Exchange, *European Financial Management* 5, 69.
 35. Poon Ser-Huang, Clive W. J. Granger (2003). Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review, *Journal of Economic Literature* 41, 478-539.
 36. Su, Dongwei, Belton M. Fleisher (1998). Risk, Return and Regulation in Chinese Stock Markets, *Journal of Economics and Business* 50, 239-56.
 37. Tsay Ruey (2002). *Analysis of Financial Time Series* (John Wiley & Sons Ltd, Chichester; New York).
 38. Verbeek Marno (2000). *A Guide to Modern Econometrics* (John Wiley & Sons, Chichester, England).
 39. Wang Peijie (2003). *Financial Econometrics: Methods and Models* (Routledge, London and New York).
 40. Zakoian Jean-Michel (1994). Threshold Heteroskedastic Models, *Journal of Economic Dynamics and Control* 18, 931-55.

ضمائم

در این پیوست تنها بخشی از جدول‌ها آورده می‌شود و در صورت نیاز علاقه‌مندان محترم، جزئیات جدول‌ها با تماس پست الکترونیکی آماده تقدیم است. حذف این جدول‌ها به دلیل مقررات مجله صورت می‌گیرد.

جدول ۱. تخمین‌های مربوط به مدل A با استفاده از پانل شاخص‌ها

نام شاخص	شاخص سیمان	شاخص خودرو	شاخص دارو
μ_i	-9.168E-004	-0.000896	0.00004600
P value	1.523E-003	0.0314	0.862
α_{0i}	3.901E-006	5.00E-07	0.00005158
P value	9.290E-012	0.0000	0.0000
α_{1i}	4.938E-002	-0.006756	-0.00096064
P value	1.161E-006	0.0000	0.0000
δ_{1i}	8.790E-001	0.999726	-0.66750497
P value	0.0000	0.0000	0.0000
LLF	7706.055		

جدول ۲. تخمین‌های مربوط به مدل B با استفاده از پانل شاخص‌ها

معادله میانگین			
μ	-5.89E-04		
معادله واریانس			
نام شاخص	شاخص سیمان	شاخص خودرو	شاخص دارو
α_{0i}	3.833E-006	0.00002719	0.00005124
P value	1.229E-011	0.6099	2.342E-012
α_{1i}	4.837E-002	0.00197693	-0.00095245
P value	9.419E-007	0.7015	0.0000
δ_{1i}	8.816E-001	0.66081494	-0.66988477
P value	0.0000	0.3195	4.360E-003
LLF	7692.405		

جدول ۳. مقایسه مدل های A و B

مقادیر بحرانی توزیع کای دو			مدل A در مقایسه با مدل B			
۱٪	۵٪	۱۰٪	LLR	مدل B	مدل A	
9.2103	5.9914	4.60517	27.3	7692.405	7706.055	پانل شاخص ها
15.08627	11.0705	9.2364	75.155	1893.319	1930.897	پانل سیمان
15.08627	11.0705	9.2364	26.3222	6738.074	6751.235	پانل خودرو
15.08627	11.0705	9.2364	31.0148	7807.531	7823.038	پانل دارو

جدول ۴. تخمین های مربوط به مدل F با استفاده از پانل شاخص ها

ضرایب ثابت در نظر گرفته شده شیب معادله واریانس			
α_i	0.013887787		
δ_i	0.403740343		
نام شاخص	شاخص سیمان	شاخص خودرو	شاخص دارو
μ_i	-0.00070367	-0.0010543	0.000494
P value	0.0275	0.05053	0.7313
α_{0i}	0.00005785	0.00009009	0.0001691
P value	0.0000	0.0000	0.0000
LLF	7601.328		

جدول ۵. مقایسه مدل های A و F

مقادیر بحرانی توزیع کای دو			مدل A در مقایسه با مدل F			
۱٪	۵٪	۱۰٪	LLR	مدل F	مدل A	
13.2767	9.487729	7.77944	209.454	7601.328	7706.055	پانل شاخص ها
23.20925	18.30704	15.98718	1618.509	1121.6421	1930.8965	پانل سیمان
23.20925	18.30704	15.98718	1156.977	6172.7463	6751.2348	پانل خودرو
23.20925	18.30704	15.98718	1086.199	7279.9388	7823.0384	پانل دارو

جدول ۶. تخمین های مربوط به مدل H با استفاده از پانل شاخص ها

ضرایب ثابت در نظر گرفته شده شیب معادله واریانس			
α_0	1.86603E-05		
نام شاخص	شاخص سیمان	شاخص خودرو	شاخص دارو
μ_i	-0.002249	-0.004427	-0.001632
P value	0.0000	0.0000	0.0000
α_{1i}	1.354123	3.413511	13.980594
P value	0.0000	0.0000	0.0000
δ_{1i}	0.697708	0.246004	0.087032
P value	0.0000	0.0000	0.0000
LLF	7466.289		

جدول ۷. مقایسه مدل‌های A و H

مقادیر بحرانی توزیع کای دو			مدل A در مقایسه با مدل H			
۱٪	۵٪	۱۰٪	LLR	مدل H	مدل A	
9.2103	5.9914	4.60517	479.532	7466.289	7706.055	پانل شاخص‌ها
15.08627	11.0705	9.2364	438.1662	1711.813	1930.897	پانل سیمان
15.08627	11.0705	9.2364	830.9388	6335.765	6751.235	پانل خودرو
15.08627	11.0705	9.2364	1115.054	7265.512	7823.038	پانل دارو