نشریه تحقیقات مالی، دوره ۱۳، شماره ۳۱، بهار و تابستان ۱۳۹۰، صفحهٔ ۴۱-۷۲

مدل‌سازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده‌های پانل و مدل GARCH

غلامرضا کشاورز حداد[1*]، آرش بابایی[2]

۱. دانشیارعلوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف

۲. کارشناس ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی اجتماعی

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

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 به نظر می‌رسد. این پژوهش با استفادهٔ 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 روش شناسی کل به جزء بکری (۲۰۰۶) به دنبال بررسی تشابهات و تفاوت‌های ساختار تلاطم بازده سهم‌های درون صنایع یکسان و نیز ساختار تلاطم بازده سهم‌های صنایع غیر یکسان است. نتایج نشان می‌دهد که نمی‌توان ساختار تلاطمی مشابهی را برای سهم‌های موجود در یک گروه صنعت و 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.

کلمات کلیدی: بازده سهام، تلاطم، مدل‌های GARCH، داده‌های پانل، تخمین حداکثر درستنمایی، بازار سهام تهران.

JEL Classification: G17, C12, C23

نویسنده مسئول: Email: G.K.Haddad@sharif.edu

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 تخصیص سرمایه‌ها از سوی پس‌اندازکنندگان به سوی سرمایه‌گذاران است. در حین این فرآیند، قیمت دارایی‌های مالی به واسطه نوسانات فعالیت‌های اقتصادی، با شکلی از تلاطم قیمت مواجه می‌شوند که این نوسانات در قیمت‌ها رخدادی معمول در عملکرد بازار محسوب می‌گردند. اما با یافتن الگوهای تلاطمی برای سهم‌های موجود در بازار و استفاده از پیش‌بینی پذیری قیمت سهام، می‌توان روند هموارتر و کاراتری برای تخصیص سرمایه‌ها ایجاد نمود. از الگوهای تلاطمی بازده سهام، الگوهای تلاطم خوشه‌ای هستند. پیشبردی که در این پژوهش انجام می‌شود، استفاده از داده‌های پانل و مدل GARCH[1] به طور همزمان برای تحلیل تلاطم بازده سهام به جای استفاده از یک سری زمانی از داده‌ها است که تاکنون در بازار سهام تهران انجام نگرفته است. با استفاده از این تکنیک، می‌خواهیم تشابها 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 (A) به جزء (H) که توسط بکری[2] (۲۰۰۶) بنا نهاده شده است، در ابتدا به ارائه یک مدل عمومی می‌پردازیم. سپس با اعمال محدودیت‌هایی روی مدل کلی و دست یافتن به مدل‌های محدود شده، به بررسی ساختار درون صنایع یکسان و نیز ساختار تلاطمی سهم‌های صنایع غیر یکسان خواهیم پرداخت. در واقع با استفاده از این روش، در پی پاسخ به این سوال‌ها هستیم که آیا ساختار تلاطمی موجود در صنایع یکسان مشابه، و دیگر اینکه آیا ساختار تلاطمی بازده سهم‌های صنایع مختلف، یکسان می‌باشد.

این پژوهش شامل شش بخش اصلی است. در بخش مقدمه به بیان و شناسایی موضوع پژوهش، اهمیت موضوع و سوالات پژوهش می‌پردازیم. بخش‌های بعدی نیز به صورت

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2. Bakry

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 بکار 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 درستنمایی (LRT[1]) برای تشخیص بهترین مدلی که ساختار تلاطمی بازده سهام را برای هریک 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 و 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 می‌دهد، خواهیم پرداخت. سر انجام، به عنوان آخرین بخش این پژوهش، به بیان نتایج انجام پژوهش می‌پردازیم.

1. Likelihood ratio test

پیشینه پژوهش

۱. پایه‌های نظری

با توجه به مطالعات پیشین انجام شده توسط فاما[1] 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[۱۷][۱۸]. در یک بازار کارا، کلیه اطلاعات موجود در قیمت جاری سهام منعکس شده به گونه‌ای که پیش‌بینی قیمت‌های آتی امکان‌پذیر نیست. هرچند وجود رویدادهای اصلی قابل مشاهده مسائل مالی از قبیل اثرات فصلی[2]، اثرات آخر هفته[3]، اثرات شروع سال جدید[4] و تلاطم خوشه‌ای[5]، 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 به عنوان موضوع پر اهمیتی برای پژوهش‌ها شکل داده‌اند.

برخی از پژوهشهای اولیه در زمینه تلاطم بازار سهام[6]، نشان داده‌اند که تلاطم در سری‌های زمانی مالی به سمت خوشه‌ای بودن گرایش دارد، به گونه‌ای 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[۱۷][۲۸].

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[۸]. اگرچه مفهوم مدل‌های ARMA بسیار

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

مرتبط با مدلسازی تلاطم است، ولی برای سری‌های بازده مالی، شانس استفاده از مدل‌های ARMA اندک است[۹].

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 اِنگِل[1] (۱۹۸۲) پیشنهاد شده است[۱۶]. در این مدل، یک ساختار خودهمبسته برای معادله واریانس شرطی ارائه شد که به شوک‌های تلاطم اجازه می‌داد در طول زمان دیرپایی داشته باشند و به سرعت محو نشوند. سپس این مدل توسط بُلِرسلِو[2] (۱۹۸۶) تعمیم یافت[۶] که وقفه در واریانس‌های شرطی[3] 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[۵][۱۳] و در وسعت کمتر برای بازارهای در حال توسعه[۱۴][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 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 بازده در بورس اوراق بهادار تهران 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)[4] است که در آن h_t تابعی از توان دوم وقفه‌های پسماندها است[۱۶]. در مدل GARCH(p,q)، معادلهٔ 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

1. Engle
2. Bollerslev
3. Lagged conditional variances
4. Engle

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)[1] بیان شد، نیاز به اعمال محدودیت بر پارامترهای مدل را از بین برد که در نتیجهٔ آن با تعریف واریانس شرطی در فرم لگاریتمی، واریانس همواره به صورت مثبت باقی می‌ماند[۳۰]. از این‌رو این مدل، این واقعیت را توضیح می‌داد که که شوک‌های منفی منجر به واریانس شرطی بزرگتری نسبت به شوک‌های مشابه مثبت می‌شوند. سایر وابستگی‌های نامتقارن در رده‌های T-GARCH توسط زاکوئیان(۱۹۹۴)[2]، GJR-GARCH توسط گلُستِن، جاگاناتان و رانکِل(۱۹۹۳)[3]، و نیز مدل‌های درجه دوم GARCH توسط سایرین مانند مدل‌های GARCH-M و MGARCH مدلسازی شده‌اند[۲۰][۴۰].

۲- نوشتارهای تجربی

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

بررسی رابطهٔ بازده سهام و تلاطم بازار سهام برای بازار سرمایه آمریکا توسط فرنچ، شوورت و استمبَو(۱۹۸۷)[4] 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) بطور مثبتی با تلاطم قابل پیش‌بینی بازده سهام در ارتباط است [۱۹].

بروکس (۲۰۰۷)[5] با بهبود مدل APARCH که توسط دینگ، گرنجر و انگل(۱۹۹۳)[6] ارائه شده بود، به مدلسازی در چندین بازار در حال توسعه پرداخت. از این مدل می‌توان در مدلسازی مسائلی چون اثرات نامتقارن، حافظه بلند مدت و توزیع خطای شرطی غیرنرمال

1. Nelson
2. Zakoian
3. Glosten, Jagannathan and Runkle
4. French and Schwert and Stambaugh
5. Brooks
6. Ding, Granger and Engle

که داده را توصیف می‌کند، استفاده کرد[۸][۱۵]. وی به این نتیجه مهم دست یافت که بر خلاف 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 حالیکه توزیع نرمای شرطی، گزینه بهتری به‌نظر می‌رسد.

در مطالعه‌های اخیر، مله(۲۰۰۷)[1] در مقاله‌ای با مطالعه دلایل تلاطم غیر دوره‌ای[2] بازار سهام، نشان می‌دهد ، ریسک اضافی غیر دوره‌ای، تلاطم بازده غیر دوره‌ای را ایجاب 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 بنظر می‌رسد. در ادامه به مروری از پژوهش‌های انجام شده در این زمینه که به صورت خاص در آنها از داده‌های پانل و مدل GARCH بطور همزمان استفاده شده است، می‌پردازیم. دو مقاله از مقاله‌هایی که از پایه‌های اصلی سایر پژوهشهای انجام شده در این زمینه، مقاله کیتازاوا[3] (۲۰۰۰) و سرمنو و گریر[4] (۲۰۰۱) است. کیتازاوا از یک مدل ARCH نمایی برای تخمین یک مدل داده‌های پانل با اثرات ثابت، با استفاده از تعداد خیلی زیادی سهام ($N \to \infty$) در یک بازه زمانی کوتاه استفاده کرد(T ثابت). در این پژوهش به بررسی اثر بدهی در سرمایه[5] و تأثیر آن بر بازده سهام و پیوستگی منفی میان بازده سهام امروز و تلاطم روز بعد با استفاده از این اثر پرداخته شده است[۱۰][۲۴].

سرمنو 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 پایهٔ پسماندهای OLS و LSDV به تعیین وجود اثر GARCH و آزمودن اثرات منحصر به فرد در معادلهٔ واریانس شرطی

1. Mele
2. Countercyclical
3. Kitazawa
4. Cermeno and Grier
5. Leverage effect

نمودند. تخمین مدل بطور مستقیم بر پایه ماکزیمم‌سازی تابع لگاریتم درستنمایی، با استفاده از روش‌های عددی پایه‌گذاری گردید. همچنین در این پژوهشاز روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو[1] به‌منظور ارزیابی کارآیی تخمین‌زن MLE نیز استفاده شده است. به‌علاوه در کاربرد عملی تجربی شامل پانلی از داده‌های سرمایه‌گذاری پنج بنگاه صنعتی بزرگ در آمریکا و نیز تورم در پانلی از هفت کشور آمریکای لاتین بریا بررسی وجود اثر GARCH انجام گرفته است. در هر دو مورد، تخمین‌زن GARCH با استفاده از مفهوم پانل، به‌طور معناداری واریانس ناهمسانی شرطی در داده‌ها را نشان می‌دهد.

علاوه براین کلینگ[2] (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 معناداری از قیمت نرمال سهام، به‌عنوان نشانه‌ای بر اینکه این رویدادادغام شرکت‌ها، تأثیری اقتصادی بر ارزش بازار بنگاه دارد محسوب می‌شد که این همان بازده‌های غیر معمول را شامل می‌شود. گلینگ از یک مدل GARCH(p,q) برای آزمون عدم قطعیت در بازده‌های غیر معمول روزانه که توسط رویدادهای این‌چنینی 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 گریزر و سرمنو(۲۰۰۱) در یکی از چهار مدل خود به‌کار گرفتند[۱۲].

مطابق با یافته‌های حاصل از جستجو در ادبیات موضوع که در این پژوهش انجام گرفته، از این روش به دفعات در موضوعاتی چون تلاطم، رشد، نرخ ارز و عدم قطعیت در تورم استفاده شده است. به‌طور مثال، آپرگیس(۲۰۰۵)[3] 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

1. Mont Carlo
2. Kling
3. Apergis

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. به‌عنوان مثالی دیگر، سرمنو و سنین (۲۰۰۵)[1] 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 کش.ر آمریکایی با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۱ پرداختند. همچنین، در پژوهش‌هایی مشابه، سرمنو و گریر(۲۰۰۵)، به بررسی پاریانس ناهمسانی شرطی و وابستگی جدول مقطعی در داده‌های پانل با مطالعه تجربی عدم قطعیت در تورم در کشورهای G7 پرداخته‌اند[۱۰][۱۱].به عنوان یک چارچوب نظری، بکری(۲۰۰۶) یک روش‌شناسی کل به جز برای مدلسازی داده‌های پانل GARCH ارائه کرد.

چارچوب تحلیلی موضوع

۱- آزمون‌های اولیه داده‌ها

یکی از مهم‌ترین مشکلات در تحلیل داده‌های مالی، وجود ریشه واحد می‌باشد. وجود ریشه‌های واحد به معنی نامانا بودن داده‌ها است و این امر به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون‌های انجام شده منجر می‌شود. در سری‌های زمانی مالی، معمولا 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[2] 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[3]، آزمون مانایی هدری[4] و آزمون ایم، پسران و شین[5] انجام خواهد گرفت. البته آزمون‌های مورد استفاده برای داده‌های پانل، توسط آزمون‌هایی که برای سری‌های زمانی

1. Cermeno and Sanin
2. Unit-root nonstationary time series
3. Levin and Lin unit root tests
4. Hadri stationary test
5. Im, Pesaran and Shin

منفرد ایجاد شده‌اند[۱]. آزمون‌های مورد استفاده در این پژوهش، بر روی تفاضل لگاریتمی قیمت‌ها محاسبه می‌شوند. به طور معمول، استفاده از تفاضل لگاریتمی قیمت‌ها باعث حذف اثرات نامانایی و ریشه واحد از سری‌های زمانی می‌شود[۲][۳۳][۳۴].

همچنین به دلیل استفاده از داده‌های روزانه، آزمون حافظه بلند مدت[۲] نیز روی داده‌ها باید انجام گیرد. این آزمون اغلب در زمانی که از داده‌های با بسامد بالا[۳] استفاده می‌کنیم، به منظور اطمینان از مدل مورد استفاده در پژوهش انجام می‌شود. اغلب مشاهده می‌شود، برای یک سری زمانی مانا، تابع خودهمبستگی با افزایش وقفه‌های زمانی بصورت نمایی به سمت صفر میل می‌کند. اما سری‌های زمانی‌ای وجود دارند که تابع خودهمبستگی آن‌ها با افزایش وقفه‌ها به کندی به سمت صفر میل می‌کند. چنین فرآیندهایی سری‌های زمانی با حافظه بلندمدت[۴] نامیده می‌شوند[۳۷].

قبل از مدلسازی سری‌های زمانی باید وجود حافظه بلندمدت در سری مورد نظر بررسی شود. آزمون حافظه بلندمدت بروش تست GPH که توسط گِوِک، پورتر، و هوداک(۱۹۸۳)[۵] ارائه شد، انجام شده است. در این آزمون فرضیه صفر، نبود حافظه بلندمدت و فرضیه مقابل، وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی می‌باشد. بنابراین، چنانچه آماره آزمون فاصله معناداری از صفر نداشته باشد، فرضیه صفر یعنی نبود حافظه بلند مدت را نمی‌توان رد کرد[۱۵][۲۱][۲۶].

۳- مدل پژوهش

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

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

$$\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N\left(0, h_t\right) \qquad (۳-۲)$$

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

---

۱. به عنوان نمونه می‌توان از آزمون ریشه واحد Augmented Dickey Fuller و آزمون مانایی KPSS نام برد.

2. Long-memory test
3. High frequency data
4. Long memory
5. Geweke, Porter, Hudak, 1983

$$V_t \sim N\left(0, h_v\right) \qquad (۳-۴)$$

در پانلی از سری‌ها، یک مدل عمومی به کلیـه پارامترهـا ازماننـد $\mu, \alpha_0, \alpha_1, ..., \alpha_m$ و $\delta_1, ..., \delta_n$، اجازه می‌دهد که روی تمام سری‌های موجود در پانل، تغییر کنند. این مـدل را با نام «مدل A: مدل عمومی: مدل ضرایب متغیر» نامگذاری می‌شود. با استفاده از ایـن مـدل عمومی، مدل‌های گوناگونی بـر پایـه قیـود متنـاظر بـا ترکیـب‌هـای مختلـف از پارامترهـای عمومی برای سری‌های خاص در هر پانل به‌دست می‌آید. این امر به واسطه آزمون‌هایی بـر پایه این مدل عمومی حاصل می‌گردد و از این طریق، تشابهات و تفاوت‌های ساختار تلاطم میان سهم‌های موجود در یک صنعت یا بخش با صنعت یا بخش دیگر مورد آزمایش قـرار خواهد گرفت [۳].

قبل از هر چیز، به مشکلاتی که به دلیل پیچیدگی در تخمین برخی از مدل‌هـا بـا تعـداد پارامترهای زیاد وجود دارد، باید توجه داشت.

نخست، ضمن اینکه کلیه معادلات واریانس شرطی مطرح شده به مدل GARCH(p,q) تعمیم یافته‌اند، باید به خاطر داشته باشیم که مدل‌هایی کـه تخمـین زده مـی‌شـوند، بـه مـدل GARCH(1,1) محدود شده‌اند. GARCHهای رده‌های بالاتر به تعداد پارامترهـای زیـادی منجر می‌شوند که باید در مدل پانل تخمین زده شوند. همچنین این امر از بـه وجـود آمـدن زیرمدل‌های زیاد جلوگیری می‌کند. به دلیلی مشابه، تعداد سـهم‌هـای مـورد مطالعـه در هـر پانل، به شش عدد و نیز پانل مربوط به شاخص‌ها برای سه صنعت خاص محدود مـی‌شـوند. فرضیه‌ای که به آزمون آن می‌پردازیم این است که سهم‌های درون یک بخش یـا صـنعت، ساختار تلاطمی مشـابه‌ای از خـود نشـان مـی‌دهنـد در حالیکـه بخـش‌هـا یـا صـنایع دیگـر، ساختارهای تلاطمی متفاوتی از خود نشان می‌دهنـد. قسـمت اول بـا اسـتفاده از سـه پانـل از سهم‌ها با سایزهای مختلف که در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران معرفی شده‌اند، آزمون می‌شوند. سپس شاخص‌های این گروه‌های صـنعت در پـانلی بـرای آزمـون قسـمت دوم فرضیه استفاده می‌شوند.

درثانی در حین تحلیل، فرض استقلال داده‌های مقطعی را خواهیم داشـت. بـدین معنـی

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 به طور قابل ملاحظه‌ای تعداد پارامترهایی که باید در معادله واریانس با ساختار پانل تخمین زده شوند را کاهش می‌دهد[۱۲].

حال با ارائه 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:

$$y_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2,...,N \quad , t = 1,2,...,T \tag{۳-۵}$$

$$\varepsilon_{it} \sim N\left(0, h_{it}\right) \tag{۳-۶}$$

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

$$h_{it} = \alpha_{0i} + \sum_{m=1}^{q} \alpha_{mi} \varepsilon_{i,t-m}^{2} + \sum_{n=1}^{p} \delta_{ni} h_{i,t-n} + v_{it} \tag{۳-۷}$$

$$, \quad i = 1,2,...,N$$

ویژگی بارز این مدل (مدلA) همانگونه که از اسم آن هم آشکار است (مدل ضرایب متغیر)، این است که کلیه ضرایب تخمین زده شده مجاز به تغییر هستند. هیچ‌گونه قیدی بر پارامترها تحمیل نمی‌شود و درنتیجه ضرایب ثابت نیستند. مشکلی که در رابطه با این مدل وجود دارد، تعداد زیاد پارامترهای آن است. شائو(۲۰۰۳)[1] مدل پانل خطی مشابهی، البته بدون واریانس متغیر در زمان را تعریف، و پتانسیل وجود پارامترهای زیاد در آن را بیان کرده است. به عنوان یک مدل عمومی، در شروع مدلسازی، نمی‌توان این مدل را به عنوان 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 اعمال خواهد شد. این اعمال محدودیت‌ها، فقط

1. Hsiao, p.15

به منظور ساده‌سازی مدل برای کاهش پارامترهای تخمین‌زده 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 ات. در مدل B، رابطهٔ ۵-۳ به صورت ذیل تغییر می‌یابد:

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

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 رابطهٔ (۸-۳) برقرار خواهد بود و در صورت عدم اعتبار محدودیت اعمال شده، همان رابطهٔ (۵-۳) را به معنی عدم برابری میانگین بازده‌ها در نظر گرفته و محدودیت‌های بعدی را اعمال می‌کنیم.

مرحله دوم: فرضیه برابری پارامترهای شیب معادله واریانس (α_1 و δ_1)

با اعمال این محدودیت، معادلهٔ واریانس ارائه شده در رابطهٔ ۳-۷، به صورت ذیل تغییر می‌یابد:

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

$$, \quad i = 1,2,...,N$$

مرحله سوم: فرضیه برابری میانگین تلاطم بازده‌ها (α_0)

با اعمال این محدودیت و در صورت عدم اعتبار محدودیت مرحله دوم، معادلهٔ واریانس رابطهٔ (۷-۳) به صورت ذیل تغییر می‌یابد:

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

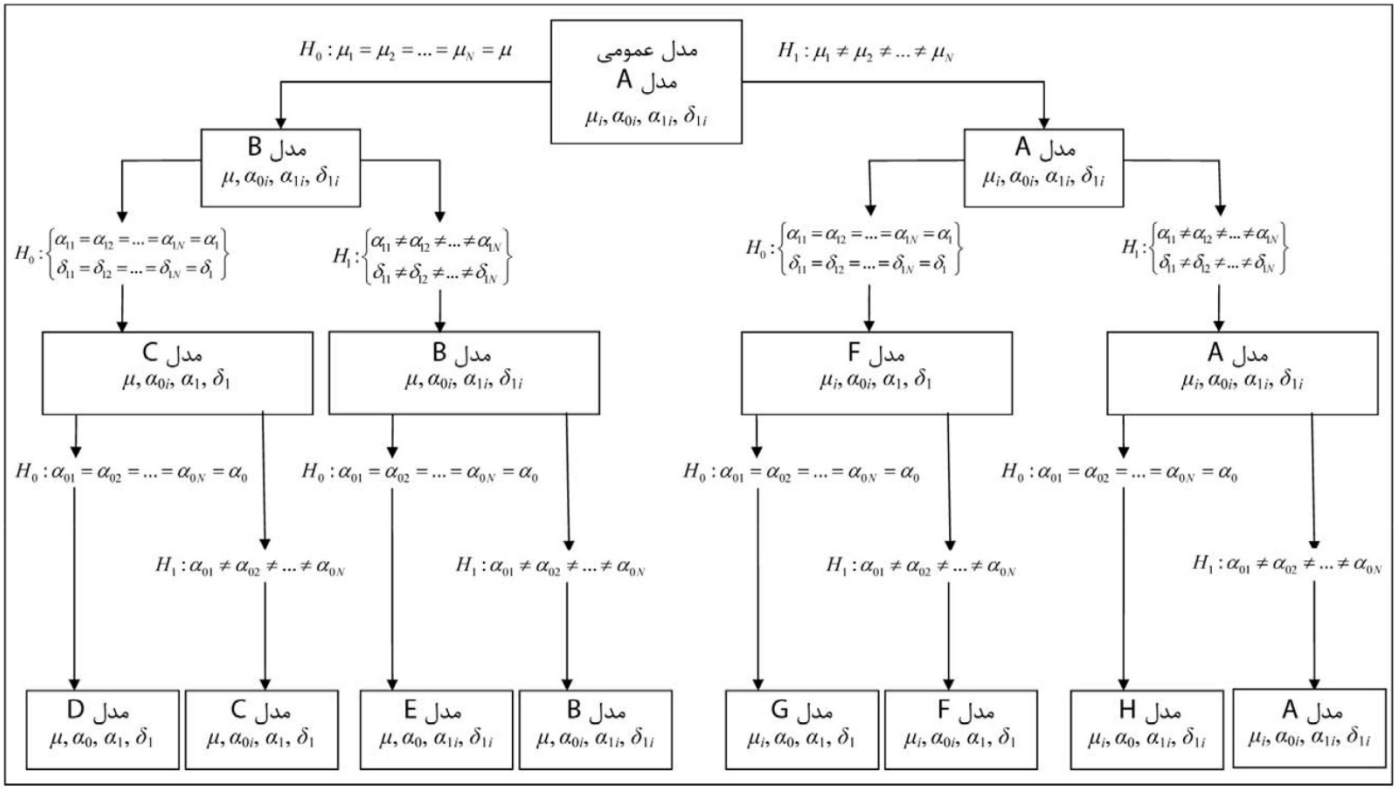
و در صورتی که محدودیت دوم نیز اعتبار داشته باشد، معادلهٔ واریانس به صورت ذیل خواهد بود:

$$h_{it} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^{q} \alpha_{m} \varepsilon_{i,t-m}^2 + \sum_{n=1}^{p} \delta_{n} h_{i,t-n} + \mathrm{v}_{it} \qquad (۳-۱۱)$$

$$, \quad i = 1,2,...,N$$

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، نشان‌دهندهٔ ثابت بودن میانگین بازده برای کلیه سهم‌های داخل یک گروه صنعت است و برقراری فرضیه صفر برای پانل شاخص‌ها، نشان‌دهندهٔ 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 نمودار۱ 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 نمودار۱ دنبال می‌شود.

نمودار۱ متقارن است و تنها تفاوت دو نیمه آن در تثبیت پارامتر μ برای کلیه واحدهای پانل که نیمه سمت چپ شکل را تشکیل می‌دهد و متغیر بودن پارامتر μ برای کلیه سری‌های زمانی موجود در پانل که نیمه سمت راست شکل را تشکیل می‌دهد، است. روند اعمال محدودیت بر معادله واریانس برای هر دو نیمه نمودار ۱، یکسان است.



نمودار۱. چارچوب عمومی مدلسازی تلاطم: آزمون کل به جزء مدل‌های تلاطم با ساختار GARCH(1,1)

منبع: Bakry Walid(2006)

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_1 و δ_1 برای کلیه واحدهای پانل یکسان است و فرضیه مقابل آن عبارت است از این که پارامترهای α_1 و δ_1 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 مقابلِ 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 و یا مدل F (بنا بر رد و یا پذیرش فرضیه برابری μها 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 می‌باشد 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 شکل، می‌بینم شاخه‌های سمت راست و چپ مدل پذیرفته شده در مرحله اول، با اعمال محدودیت‌هایی بر پارامترهای واریانس، متقارن هستند.

پس از انجام آزمون‌های مراحل ۱و۲، به آزمون محدودیت مرحله سوم می‌رسیم. در واقع این محدودیت بیانگر ثابت درنظر 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 سهم‌های موجود در یک گروه صنعت با استفاده از پانل سهم‌های گروه‌های صنایع و میانگین تلاطم بازده سهام در کل بازار با استفاده از پانل مربوط به شاخص‌های گروه‌های صنعت، ثابت است یا خیر.

به منظور آزمون محدودیت‌ها از مدل عمومی به مدل‌های مقید شده، آزمون‌های

بسیاری ایجاد شده‌اند. عمومی‌ترین روش‌ها شامل آزمون LRT، آزمون والد[1] و آزمون لاگرانژ چندگانه[2] هستند (هاسمن[3]، ۱۹۷۸). ما در این پژوهش از روش LRT نیمن و اسکات (۱۹۴۸)[4] استفاده خواهیم نمود. این روش زمانی که مدل محدود شده با یک مدل پیچیده‌تر جایگزین می‌شود، استفاده خواهد شد (وربیک ۲۰۰۰)[5] و به‌طور اساسی عملکرد تفاوت بین تخمین‌های دو مدل را آزمون می‌کند (آلدریش ۱۹۹۷، کمرون و تریدی ۲۰۰۵)[6]. در هر مرحله مقایسه بین مدل‌ها و سنجش اعتبار محدودیت‌ها، مقادیر آماره آزمون با مقادیر توزیع خی-دو در سطوح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰درصد مقایسه خواهند شد [۱][۳][۴][۹][۲۲][۳۱][۳۲][۳۸][۳۹].

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 ۱مشاهده میشوند، در سمت راست، مدل A با کلیهٔ پارامترهای قابل تغییر در واحدهای پانل، قرار دارد و در سمت چپ، مدل D که در آن کلیه پارامترها برای همه واحدهای موجود در پانل یکسان هستند قرار گرفته‌اند.

روش تخمین

جهت تخمین پارامترهای مدل‌های ارائه شده، از روش حداکثر درستنمایی (ML) که اولین بار توسط فیشر(۱۹۲۲)[7] ارائه شد، استفاده خواهیم نمود. هرچند در عمل این روش دارای مشکلاتی می‌باشد، ولی همچنان به عنوان یکی از بهترین روش‌های تخمین در میان تخمین‌زننده‌ها بشمار می‌رود. مشکل اصلی استفاده از روش بالا، این است که به هنگام

1. Wald test
2. Lagrange Multiplier
3. Hausman, J. A.
4. Neyman and Scott
5. Verbeek
6. Aldrich and Cameron and Trivedi
7. Fisher

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 به دست آوردن مقدار بهینه تخمین پارامترها، لازم است از روش‌های عددی استفاده شود[۹]. روش‌های بهینه‌سازی عددی بسیاری وجود دارند، اما به پیروی از بلرسلو (۱۹۸۶) در ارائه مقالهٔ GARCH، ما نیز برای تخمین کلیه پارامترهای مدل‌های این پژوهش از الگوریتم برندت، هال، هال و هاسمن(۱۹۷۴) BHHH[1] که سرعت همگرایی و محاسبات آن بالا است، استفاده خواهیم نمود[۵][۲۲].

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

$$l(\mu_i,\varphi_i)=-\left(\frac{NT}{2}\right)\ln(2\pi)-\left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\ln(h_{it}(\varphi_i))-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\frac{(y_{it}-\mu_i)^2}{h_{it}(\varphi_i)} \qquad (۳-۱۲)$$

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. به همین 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. به طور مثال با اعمال اولین محدودیت، تابع لگاریتم درستنمایی ارائه شده در رابطهٔ (۳-۱۲) برای مدل B به صورت ذیل خواهد بود:

$$l(\mu,\varphi_i)=-\left(\frac{NT}{2}\right)\ln(2\pi)-\left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\ln(h_{it}(\varphi_i))-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\frac{(y_{it}-\mu)^2}{h_{it}(\varphi_i)} \qquad (۳-۱۳)$$

و نیز تعداد پارامترهایی که در مدل B باید تخمین زده شوند به تعداد ($1+N+N(q+p)$) کاهش می‌یابد.

مدل A، همانگونه که پیش از این نیز آن را معرفی نمودیم، مدل عمومی، بدون هیچگونه محدودیت در مقدار پارامترها می‌باشد. این مدل به کلیه پارامترهای معادلات

1. BHHH

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 می‌باشد. شائو[1] (۲۰۰۳) بیان نموده که چنین مدلی را می‌توان به صورت رگرسیون‌های مجزا برای هر سهم خاص در هر پانل، تخمین زد[۲۳]. همچنین شائو، مدل‌های دیگری را نیز که به صورت زنجیره‌ای با تفاوت‌هایی در ثابت‌های معادلات و یا پارامترهای مربوط به شیب معادله واریانس ایجاد شده‌اند، به همین روش تخمین زده است. در واقع، مدل عمومی ارائه شده در این پژوهش نیز با تفاوت اینکه شائو از یک مدل عمومی خطی ایستا استفاده کرده ولی مدل مورد استفاده در این پژوهش ساختار غیر خطی GARCH دارد، عملکرد مشابهی دارد. تفاوت روش تخمین این مدل با مدلی که شائو 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. اگر چه کلیه پارامترها برای هر سهم خاص به صورت مجزا در پانل تخمین زده می‌شوند، اما کلیه پارامترها برای کلیه واحدها می‌بایست از یک مشخص نمایی برای مدل پیروی کنند. به علاوه، همانگونه که از رابطهٔ(۱۲-۳) استنباط می‌شود، مقدار عددی تابع ML برای این مدل، شامل جمع مقدار عددی توابع حداکثر درستنمایی برای تک تک تخمین‌ها است که در نتیجه برای هر پانل یک عدد لگاریتم درستنمایی در مقدار بهینه به دست می‌دهد.

توصیف داده‌ها و ویژگی‌های آماری

اغلب سری‌های زمانی مالی، به ویژه قیمت سهم‌ها، نامانا هستند، اما در عمل به جای قیمت، بازده سهم‌ها مدلسازی می‌شوند که معمولاً سری زمانی آنها، مانا است. با توجه به مقالهٔ فاما(۱۹۶۵)، نرخ مرکب پیوسته بازده برای یک سهم در زمان t، به صورت تفاضل لگاریتمی طبیعی قیمت‌های آن سهم مورد نظر محاسبه می‌گردد که ما نیز در این پژوهش از همین روش استفاده خواهیم کرد.

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

1. Hsiao, p.15

یکی از اولین ویژگی‌های 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 سال‌های اخیر یکی از مهم‌ترین تغییرات در قوانین بازار سهام که بر فعالیت بورس اوراق بهادار تهران و به طور خاص بر تلاطم بازار تاثیر قابل توجهی داشته، اعمال محدودیت تغییرات قیمت بوده است. به موجب این قانون، تغییر روزانه قیمت سهام شرکت‌های عضو بورس تهران، محدود گردیده است. اثر این اعمال محدودیت بر تغییرات قیمت سهام شرکت‌های فعال در بازار سهام، بسیار مهم و قابل بحث‌شدنی است[۷]. این مسئله از این جهت که آیا اعمال قوانین باعث افزایش و یا کاهش تلاطم خواهد شد برای ما مهم نیست، اما بررسی تلاطم باید در شرایط و قوانین ثابت انجام پذیرد.

همچنین نکته دیگری که حائز اهمیت است، مسئلهٔ استفاده از داده‌های در سطح شاخص‌ها است که مشکل همفزونی به وجود می‌آید. شاخص‌های بازار بنا به تعریف آنها، به گونه‌ای داده‌ها را هموارسازی می‌کنند که در آن ممکن است تلاطم سهم‌های مختلف به وسیله یکدیگر خنثی‌سازی 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 شاخص‌ها انجام نخواهد شد، بلکه از قیمت‌های روزانهٔ فعالترین سهم‌های در هریک از این شاخص‌ها نیز استفاده می‌کنیم.

در این پژوهش از داده‌های قیمت روزانه مربوط به شرکت‌های موجود در صنایع سیمان، خودرو و دارو و شاخص‌های صنایع آنها که از تاریخ تیر ماه سال ۱۳۸۴ تا آبان ماه ۱۳۸۷ محدود شده‌اند و مربوط به دولت نهم می‌باشد، استفاده می‌کنیم. داده‌ها در سطح سهم‌های خاص برای بررسی ساختار تلاطم در داخل صنایع مربوطه هستند و از داده‌های در سطح شاخص، برای بررسی تفاوت‌ها و تشابه‌های الگوهای تلاطم میان گروه‌های صنعت استفاده خواهیم نمود. این داده‌ها از طریق وب سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران[1] در دسترس می‌باشند. همچنین برای انتخاب سهم‌های مورد بررسی در هر پانل، معیارهای ذیل استفاده شده‌اند:

1 http://www.irbourse.com

- عدم استفاده از قیمت سهم‌هایی که به تازگی وارد بورس اوراق بهادار تهران شده‌اند و اطلاعات اندکی دارند.
- عدم استفاده از قیمت سهم‌هایی که تقریباً ۵۰٪ داده‌های آنها در دوره مطالعه در دسترس نیستند.
- عدم استفاده از قیمت سهم‌هایی که بازده آنها دارای حافظه بلند مدت در دوره مورد بررسی می‌باشد. زیرا با توجه به استفاده از داده‌های روزانه و پر بسامد[1]، در صورتی که داده‌های ما دارای این ویژگی باشند، نحوه مدلسازی آنها تغییر می‌کند که در ساختار مقایسه‌ای مدل تحلیلی ما قرار نمی‌گیرد.

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

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 مهرکام پارس و شرکت سایپا دیزل.
۴. پانل دارو شامل سهم‌های: پارس دارو، داروسازی جابرابن 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 جدایی ناپذیر در سرفصل‌های درس اقتصاد سنجی است. با این حال موضوع آزمون ریشه‌های واحد در داده‌های پانل به‌نسبت تاره بوده و می‌توان گفت که هنوز به کمال نرسیده است. تاکنون روش‌های گوناگونی برای آزموده فرضیه ریشه‌های واحد در

1. High frequency

داده‌های پانل معرفی شده است که تکنیکِ لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین[2] (۲۰۰۳)، مدلاو وو(۱۹۹۹)، هدری[3](۲۰۰۰) و برایتانگ و میر(۱۹۹۴)، نمونه‌ای از آنها است. در این بخش ابتدا آزمونهای مانایی و ریشه واحد مربوط به هر یک ازر پانلها شامل آزمون لوین و لین، هدری، ایم و پسران و شین انجام گرفته سپس آزمونهای مانایی برای بررسی وجود انباشتگی کسری نیز انجام می‌شود[۱۸].

همانگونه که از نتایج آزمون‌ها مشاهده می‌شود، در کلیه پانل‌ها فرضیه داشتن ریشه واحد به طور 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 به صورت مانا درآمده و نیز ریشه واحد هم ندارند. نتایج کلی در جدول ذیل قابل مشاهده است:

جدول ۱. خلاصه نتایج آزمون‌های مانایی و ریشه واحد پانل‌ها

فرضیه صفر	آزمون	پانل شاخص	پانل سیمان	پانل خودرو	پانل دارو
وجود ریشه واحد	Levin Lin & Chu t*	-44/08 (0/0)	-44/00 (0.0)	-55/49 (0.0)	-73/34 (0.0)
	Breitung t-stat	-30/31 (0/0)	-35/18 (0/0)	-43/52 (0/0)	-54/15 (0/0)
وجود ریشه واحد	Im, Pesaran, Shin W-stat	-34/09 (0/0)	-48/62 (0/0)	-52/27 (0/0)	-61/24 (0/0)
	ADF- Fisher Chi-sq	382/34 (0/0)	911/17 (0/0)	918/69 (0/0)	1020/9 (0/0)
	PP- Fisher Chi-sq	534/48 (0/0)	393/82 (0/0)	810/63 (0/0)	1016/0 (0/0)
عدم وجود ریشه واحد	Hadri Z-stat	0/13 (0/45)	1/34 (0/09)	-1/34 (0/91)	-0/837 (0/8)

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

همچنین نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد که در هیچ‌یک از سری‌های زمانی، حافظه بلند مدت 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 زمان 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 فرایندی سری زمانی انباشته کثری است که به‌واسطه آن مرتبهِ انباشتگی سری‌زمانی بین فرایندهای I(1) و I(0) قرار دارد. مدلهای سری‌زمانی انباشته کسری[1] می‌توانند مانا یا نامانا باشند. حتی زمانی که این فرایندها بطور ضعیف مانا هستند، این فرایندها انباشته کسری دارای توابع خودهمبستگی هستند که به آرامی و به‌تدریج به صفر میل می‌کنند. و به عبارت دیگر حافظه بلند مدت دارند.

جدول ۲. خلاصه نتایج آزمون‌های حافظه بلند مدت

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

1. Fractional Integration

معادله میانگین را برای کلیه واحدهای پانل برابر قرار می‌دهد، داعتبار کافی ندارد و در نتیجه این محدودیت رد می‌شود. پس از این مرحله و عدم اعتبار محدودیت مرحله اول که در 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 مقایسهٔ 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 مقایسهٔ 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 فرضیه 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 می‌باشد، رد می‌شود. در نتیجه با انجام آزمون‌های ارائه شده، می‌توان به این نتیجه رسید که معترترین مدلی که در این پژوهش برای مدلسازی داده‌های بورس اوراق بهادار تهران نتیجه می‌شود، 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 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 برخودار 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 همانگونه 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 به‌عنوان بازاری درجال توسعه است و برخی از سهم‌ها به تازگی وارد بازار شده‌اند
- ریسکهای متفاوت بنگاه‌ها
- اندازه متفاوت بنگاه‌ها
- وجود اطلاعات نامتقارن در بورس تهران
- آثار سیاسی و تغییرات مکرر ساختار تشکیلاتی بورس تهران
- هریک از دلایل بالا، زمینه‌ای برای پژوهش‌های آتی این پژوهش به شمار می‌روند.

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. Bakry Walid (2006). A Panel in GARCH Analysis of Stock Return Volatility in an Emerging Market a Case Study of Egypt, Western Sydney University PhD Thesis.
4. Barnes Michelle, Pedro De Lema (1999). Modelling Financial Volatility: Extreme Observations, Nonlinearities and Non Stationarities, Working Paper, Adelaide University, Australia.
5. Bollerslev Tim (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics 31, 307.
6. 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.
7. Brennan Michael J (1986). A Theory of Price Limits in Futures Markets, Journal of Financial Economics 16, 213-33.
8. Brooks, Robert (2007). Power arch modeling of the volatility of emerging equity markets, Emerging Markets Review 8, 124-133.
9. Cameron Colin, Pravin Trivedi (2005). Micro econometrics: Methods and Applications (Cambridge University Press, New York).
10. Cermeno Rodolfo, K. Grier (2005). Conditional Heteroskedasticity andCross-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.
11. 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.
12. 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.

13. 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.

14. De Santis Giorgio, Selahattin Imrohoroglu (1997). Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets, Journal of International Money and Finance 16, 561-79.

15. 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.

16. Engle Robert F.(1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica 50, 987.

17. Fama Eugene F (1965). The Behaviour of Stock-Market Prices, Journal of Business 38, 34-105.

18. Fama Eugene F(1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, Journal of Finance 25, 383-417.

19. French Kenneth R, G. William Schwert, Robert F. Stambaugh (1987). Expected Stock Returns and Volatility, Journal of Financial Economics 19, 3-29.

20. 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.

21. Harris Richard, R Sollis (2003). Applied Time Series Modelling and Forecasting (John Wiley & Sons, Ltd, Chichester, West Sussex, England, Hoboken).

22. Hausman J. A (1978). Specification Tests in Econometrics, Econometrica 46, 1251- 1371.

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

Aldrich John (1997). R.A. Fisher and the Making of Maximum Likelihood 1912-1922, Statistical Science 12, 162-176. 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 بخش از جدول‌ها آورده می‌شود و در صورت نیاز علاقه‌مندان محترم، جزئیات جدول‌ها با تماس پست الکترونیکی آماده تقدیم است. حذف این جدول‌ها به‌دلیل 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 مدل‌های A و B

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

جدول ٤. تخمین‌های مربوط به مدل F با استفاده از پانل شاخص‌ها

ضرایب ثابت در نظر گرفته شده شیب معادله واریانس			
α_1	0.013887787		
δ_1	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 مدل‌های A و F

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

جدول ٦. تخمین‌های مربوط به مدل H با استفاده از پانل شاخص‌ها

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

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