

مدل سازی سری زمانی برای پیش بینی تلاطم^۱ در بازدهی سهام شرکت سیمان تهران

غلامرضا کشاورز حداد

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف - G.K.Haddad@sharif.edu

موسی اسمعیل زاده

کارشناس ارشد اقتصاد - musa_3717@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۴/۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۱۰/۱۵

چکیده

بازار سرمایه، در مقایسه با سرمایه‌گذاری در سپرده‌های بانکی و اوراق مشارکت از ریسک و ناطمینانی بالایی برخوردار است، بنابراین انتظار می‌رود سود حاصل از سرمایه‌گذاری از حداقل بازدهی مورد انتظار بدون ریسک افزون‌تر باشد. به همین دلیل به‌کارگیری تکنیک‌ها و تحلیل‌های تخصصی برای تخمین و پیش‌بینی تلاطم بازار مالی برای بهینه‌سازی سرمایه‌گذاری در بازار مالی، ضروری به نظر می‌رسد. در این تحقیق روش‌های مختلف پیش‌بینی تلاطم در بازدهی دارایی‌ها مدل‌سازی و دقت آن‌ها مورد ارزش‌یابی قرار می‌گیرد. الگوسازی، برآورد و پیش‌بینی‌های این ویژگی با استفاده از روش‌های $ARIMA-SCRL$ ، $ARMA-XRL$ ، $GARCH$ ، $GARCH-C$ و ریسک متریک و با استفاده از «داده‌های هفتگی» انجام می‌شود. این تحقیق تلاطم تحقق‌یافته‌ی قیمت سهام سیمان تهران را از دوره‌ی ۱۳۷۰/۰۱/۰۳ تا ۱۳۸۵/۰۷/۲۶، با استفاده از انواع روش‌های غیرخطی که در آن «اثرات بازده‌های وقفه‌ای»، «اثرات اهرمی» «شکست ساختاری» گنجانده می‌شود و هم‌چنین مدل‌سازی و دقت آن‌ها را با یکدیگر مقایسه و ادبیات مربوط به این موضوع را در حد وسیعی معرفی می‌کند. نتایج تخمین‌ها و پیش‌بینی‌ها با وجود اثرات ARCH در رفتار بازدهی سهام سیمان تهران، حاکی از برتری الگوی $ARIMA-SCRL$ نسبت به مدل‌های دیگر است. هم‌چنین در این تحقیق نشان داده می‌شود که اخبار خوب و بد اثرات متقارنی بر قیمت سهام سیمان تهران دارند و مجموع توان دوم بازده‌های هفتگی، سنجشی بدون تورش را برای تلاطم تحقق‌یافته میسر می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: C22, C53, G15

کلید واژه: تلاطم تحقق‌یافته^۲، داده‌های پرفراوانی^۳، اثر اهرمی^۴، پیش‌بینی تلاطم، مدل $ARMA$ ، قیمت سهام سیمان تهران.

۱- واژه‌ی تلاطم به معنی volatility به‌کار گرفته شده است، در پارهای از مقالات از واژه‌ی نوسان نیز استفاده کرده‌اند.

2-Autoregressive Moving Average Structural Change Absolute Return Leverage Effects

3-Realized Volatility

4-High-frequency Data

5-Leverage Effect

۱- مقدمه

قیمت یک دارایی تابعی از ریسک یا تلاطم شرطی است، به همین دلیل پیش‌بینی تلاطم شرطی بازدهی سهام اهمیت زیادی در انتخاب پرتفوی (سبد دارایی)، مدیریت دارایی‌ها و حتی قیمت‌گذاری سهام شرکت‌هایی که به تازگی وارد بورس می‌شوند، دارد. هم‌چنین می‌توان نشان داد که شوک‌ها در دوره‌های تلاطم بالا و یا در دوره‌های تلاطم پایین چه تأثیری بر بازار سهام دارند. با بررسی و مدل‌سازی تلاطم بازار مالی، می‌توان عوامل تأثیرگذار بر تلاطم بازار مالی را شناسایی و وجود حافظه‌ی طولانی، اثرات اهرمیو دیرپایی تلاطم را آزمون کرد. هدف این مقاله یافتن پاسخ‌هایی برای تبیین وجود اثرات ARCH در رفتار بازدهی قیمت سهام سیمان تهران و بررسی تأثیر متقارن اخبار خوب و بد بر قیمت این سهم است. فرضیه‌ی ما در این بررسی این است که، تأثیر اخبار بد (تکانه‌ی منفی) یا هرگونه واقعه‌ای که سبب سقوط شدید بازار سهام شود، مانند نتایج انتخاباتی غیرمنتظره، تهدیدهای کشورهای بیگانه، متفاوت از تأثیر اخبار خوب (تکانه‌ی مثبت) است.

در این تحقیق مدل‌های غیرخطی^۱ ARIMA، ARMA-XRL، GARCH، GARCH-C و ریسک‌متریک برای پیش‌بینی و اندازه‌گیری تلاطم بازدهی سهام سیمان تهران برآورد شده و دقیق‌ترین مدل براساس معیارهای دقت پیش‌بینی، انتخاب می‌شود. داده‌های آماری به صورت بازدهی هفتگی از بورس اوراق بهادار تهران به دست آمده‌اند. این تحقیق در پنج بخش تدوین شده است، پس از این بخش، در بخش دوم به ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. در بخش سوم الگوهای مختلف در خصوص تلاطم بازدهی سهام مرور می‌شود. بخش چهارم به معرفی ساختار داده‌ها، آرایه‌ی نتایج تخمین، آزمون فرضیه‌های تحقیق و مقایسه‌ی دقت مدل‌های مختلف در پیش‌بینی تلاطم می‌پردازد. سرانجام نتیجه‌گیری حاصل از محاسبات و پیش‌بینی‌ها در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲- سیری در نوشتارهای پیشین

مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵)، نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام ایران را در شاخص قیمت بورس تهران^۲ (TEPIX) مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. در این مقاله رابطه‌ی تکانه‌های بازدهی یا قیمت سهام (اخبار) و نوسانات شرطی با استفاده از

1-Autoregressive Integrated Moving Average Nonlinear Models

2-Tehran Exchange Price Index

الگوهای GARCH، TARCH، EGARCH و CARCH متقارن و غیرمقارن و به صورت روزانه در بازار اوراق بهادار تهران، بررسی و «فرضیه عدم تقارن» آزمون شده، و این طور نتیجه گرفته می شود که الگوهای متقارن و غیرمقارن مذکور، هیچ گونه دلیلی مبنی بر وجود اثرات نامتقارن قوی و معنی داری را نشان نمی دهند، به این مفهوم که اخبار خوب و بد با اندازه ی یکسان، تأثیر مشابهی بر نوسانات شرطی بازدهی دارند. ابونوری و ایزدی (۱۳۸۵)، به ارزیابی اثرهای روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته اند. داده ها شامل آخرین قیمت معامله شده ی روزانه مربوط به شاخص کل و شاخص های صنایع و در خلال تیرماه ۱۳۷۱ تا بیست و نهم اسفندماه ۱۳۸۲ می باشد. ابونوری و ایزدی، به علت وجود ناهمسانی در واریانس شرطی بازده سهام تهران، از مدل های ARCH و GARCH و به صورت متقارن و نامتقارن استفاده کرده اند. در این مقاله دوره ی بررسی نمونه به دو دوره ی کم رونق و پررونق تفکیک شده است، به گونه ای که در زیر دوره اول اثر سه شنبه، منفی، ولی در زیر دوره دوم اثر شنبه، یکشنبه و دوشنبه منفی است. ابونوری، یحیی زاده فر و شبابی (۲۰۰۶) نیز اثرات روزهای هفته را در بازدهی اوراق بهادار تهران را بررسی کرده اند. داده های مورد بررسی در این مقاله از مارس ۱۹۹۸ (فروردین ۱۳۷۷) تا مارس ۲۰۰۵ (اسفند ۱۳۸۳) و مربوط به شاخص قیمت بورس تهران (TEPIX) مربوط می باشد. در این مقاله از مدل های ناهمسانی واریانس شرطی ARCH، GARCH و CLR استفاده شده است. آن ها با استفاده از آزمون ناهمسانی واریانس وایت^۱ دریافتند که ناهمسانی واریانس فقط در دوره ی آوریل ۲۰۰۰ تا مارس ۲۰۰۱ مشاهده می شود، بنابراین تنها برای این دوره از مدل ARCH و GARCH و برای سایر دوره ها از مدل CLR استفاده شده است. سرانجام نتیجه گرفتند که اثر شنبه برای بازده، مثبت و اثر یکشنبه برای بازده، منفی معنی دار است، و برای دیگر روزهای هفته هیچ اثر معنی داری وجود ندارد.

اندرسن، بولرسلو و لانگ (۱۹۹۹)، در مقاله ای با عنوان پیش بینی تلاطم بازار مالی، به مدیریت و اندازه گیری ریسک بازارهای مالی پرداخته اند. داده های به کار رفته در این مقاله نرخ ارز دلار - مارک (DM/\$) از دوره ی دسامبر ۱۹۸۶ تا نوامبر ۱۹۹۶ است. در این مقاله از سری های زمانی و از فرآیند VAR برای اندازه گیری و پیش بینی تلاطم بهره گرفته شده است و مدلی که در این تحقیق بکار رفته، از نوع GARCH (1,1) و به صورت پیوسته و گسسته است. این مقاله نشان می دهد روش معتبری برای انتخاب

مدل که در کل قابل قبول باشد؛ وجود ندارد. کلاسن و میتینک (۲۰۰۴)، از شاخص سهام VDAX و DAX طی دوره‌ی سوم فوریه‌ی سال ۱۹۹۲ تا بیست و نهم دسامبر سال ۱۹۹۵ برای مطالعه‌ی تلاطم بازارهای مالی آلمان استفاده کرده‌اند. آن‌ها برای پیش‌بینی تلاطم بازده با تحلیل اطلاعات تلاطم ضمنی^۱، بر مدل‌های مشاهده‌ی قیمت اختیارات^۲ و نیز مدل‌های سری‌های زمانی مانند مدل گام تصادفی، مدل میانگین متحرک و مدل GARCH(۱,۱) متمرکز شده‌اند. با ترکیب هر دو منبع اطلاعاتی، نتایج پیش‌بینی خارج از نمونه و داخل نمونه، حمایت قوی‌تری برای فرضیه‌ی نبود اطلاعاتی فراتر از انتظارات تلاطم بازار بازده‌های گذشته در شاخص قیمت‌های اختیارات DAX، ارائه می‌دهند. به هر حال، فرضیه‌ای که تلاطم ضمنی، یک تخمین‌زن بدون تورش برای تلاطم تحقق‌یافته‌ی یک، دو و یا چهار هفته آینده است، رد می‌شود. با گنجاندن اطلاعات تلاطم ضمنی در معادله‌ی GARCH و یا با ترکیب پیش‌بینی تلاطم ضمنی با یک جزء ثابت، محقق می‌تواند به پیروی از گرانجر^۳ و راماناتان^۴ (۱۹۸۴) تورش میانگین را اصلاح کند. به‌طور خلاصه نویسندگان نتیجه می‌گیرند که تلاطم ضمنی اگر چه یک معیار پیش‌بینی‌کننده‌ی تورش‌دار برای تلاطم آینده می‌باشد، ولی این معیار بسیار آگاهی بخش است. علاوه بر این، تلاطم ضمنی از نظر اطلاعاتی نسبت به منابع اطلاعاتی تلاطم گذشته‌ی دیگر کارآتر و مؤثرتر است.

نلسون و تیلور (۲۰۰۰)، در مطالعه‌ای با عنوان تلاطم تحقق‌یافته از قیمت‌های آتی^۵ شاخص^۶ FTSE 100، به بررسی بازارهای بین‌المللی نرخ‌ارزهای آتی لندن^۷ (LIFFE) پرداخته‌اند. این مطالعه تمام قراردادهای آتی را که از دوم ژانویه‌ی ۱۹۸۶ تا بیست‌ونهم دسامبر ۱۹۹۸ بسته شده است، را بررسی می‌کند. نلسون و همکارش نشان دادند که نه توزیع لگاریتمی تلاطم و نه توزیع بازده‌های استاندارد شده از تلاطم تحقق‌یافته، هیچ کدام دارای توزیع نرمال نیستند، اگر چه توزیع لگاریتم نرمال برای متغیر تلاطم توسط هیچ‌کدام از تئوری‌ها مطرح نمی‌شود، با وجود این، جالب توجه است که توزیع متغیر تلاطم خیلی نزدیک به قانون توزیع لگاریتم نرمال می‌باشد. با توجه به این نکته که تمایز آن با توزیع لگاریتم نرمال در مقادیر بسیار بالای تلاطم است، رفتار سری‌های

1-Implied Volatility
2-Observed Option Prices Models
3-Granger
4-Ramanathan
5-Futures Prices
6-Financial Time Stock Exchange 100 Index
7-London International Financial Futures Exchange

زمانی تلاطم تحقق یافته FTSE 100، با فرآیند حافظه‌ی بلند مدت، به بهترین صورت توصیف می‌شود. لگاریتم‌های تلاطم روزانه، خودهمبستگی‌های چشم‌گیری را نشان می‌دهند که با افزایش وقفه‌ی زمانی، مقادیر ضرایب خودهمبستگی به سختی به صفر می‌گراید. این در حالی است که در فرآیند کوتاه مدت (مانند مدل‌های ARMA) خودهمبستگی‌ها به سرعت به صفر کاهش می‌یابند، در عوض اختلاف‌های کوچک از تلاطم روزانه، سری‌های اصلاح شده را ارائه می‌دهند که اغلب همبسته نیستند. برکویتز (۲۰۰۰)، برای پیش‌بینی قیمت اختیارات^۱ و مدیریت ریسک از فرآیند VAR استفاده و این فرآیند را با فرآیند شبیه‌سازی مونت کارلو و فرآیند حرکتی براونی^۲ مقایسه کرده است. نکته‌ی جالب این مقاله در تعداد مشاهدات مورد استفاده در آن می‌باشد. در سال‌های اخیر با افزایش اهمیت نحوه‌ی پیش‌بینی تلاطم بازارهای مالی، تعداد زیادی از محققان به این موضوع می‌پردازند و بسیاری از آن‌ها معتقدند که فقط با داشتن هزاران مشاهده می‌توان پیش‌بینی‌های فاصله‌ای را ارزیابی کرد. این مقاله در مورد این‌که در پیش‌بینی‌های فاصله‌ای با داشتن داده‌های کم، پیش‌بینی نامناسبی خواهیم داشت، اغراق شده است. در این مقاله آزمون‌های آماری و تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی با تعداد ۵۰، ۱۰۰، ۱۵۰، ۲۵۰ و ۵۰۰ مشاهده انجام گرفته است. نتایج هر بررسی در اندازه‌ی نمونه‌های مختلف نشان داده شده است که این نتایج تفاوت چندانی با یکدیگر ندارند.

اندروز و قی سلس^۳ (۲۰۰۲)، کارآیی چندین آزمون برای شکست‌های ساختاری در پویایی واریانس شرطی از بازده‌های دارایی را برای داده‌های شاخص‌های FTSE 100، NIKKEI^۴، HSI^۵، FX و S&P 500^۶ طی دوره‌ی چهارم ژانویه ۱۹۸۹ تا نوزدهم اکتبر ۲۰۰۱، بررسی کرده‌اند. هم‌چنین در تجزیه و تحلیل‌ها از نرخ ارز دلار-ین (¥/\$) نیز استفاده شده که به صورت بازده‌های پنج دقیقه‌ای از اول دسامبر ۱۹۸۶ تا ششم نوامبر ۱۹۹۶ است. هدف این مقاله، بررسی پیشرفت‌های اخیر در حیطه‌ی نظریه‌ی تخمین نقطه‌ی تغییر^۷، با استفاده از تخمین‌زن‌های متعدد CUSUM به روش نقطه‌ی تغییر و آزمون‌های مربوط به چندین شکست در زمینه‌ی مدل‌های تلاطم، می‌باشد. این آزمون‌ها مبتنی بر مدل خاصی نبوده و برای رده‌ی وسیعی از فرآیندهای به‌شدت

-
- 1- Option Prices
 - 2- Brownian Motion
 - 3- Eric Ghysels
 - 4- The Hang-Seng Index
 - 5- The Nikkei 500 Index
 - 6- The Standard And Poor's 500 Index
 - 7- Change-Point

همبسته نظیر فرآیندهای ARCH و تلاطم تصادفی^۱ (SV) به کار می‌روند. تحقیقات گسترده‌ی شبیه‌سازی مربوط به عملکرد آزمون‌های کوکوسزکا و لیپوس^۲ (۲۰۰۰)، شواهدی را مبنی بر این که آزمون‌ها دارای خواص خوبی در تعیین و تشخیص تغییرات کوچک در همه‌ی پارامترهای GARCH هستند ارائه می‌دهد، اما تا اندازه‌ای متحمل انحرافات در دیرپایی مدل GARCH می‌شود. برای فرضیه‌ی شکست‌های ساختاری چندگانه، این تحقیق می‌یابد که هر دو آزمون دارای ویژگی توان بالا به ویژه برای معیار BIC در RSS لویل و مولینس (۲۰۰۰) هستند. هم‌چنین، کاربرد آزمون‌های تغییر-نقطه‌ای^۳ برای سنجش‌های دقیق‌تر تلاطم، مثل فرآیندهای با داده‌های با تناوب بالا ارائه ارائه می‌شود که توسط اندرسن و همکارانش (۲۰۰۱)، اندرو قی‌سلس (۲۰۰۰)، در تجزیه و تحلیل‌های کاربردی، سری‌های زمانی مالی گوناگون مثل نرخ ارز و بازدهی اوراق بهادار برای بازار سهام هنگ‌کنگ، ژاپن، انگلیس و آمریکا به کار گرفته شده است. کاربردهای آزمون‌های کوکوسزکا و لیپوس (۲۰۰۰)، به‌خوبی آزمون‌های لویل و مولینس^۴ (۲۰۰۰) نقاط تغییر را در پویایی تلاطم تشخیص می‌دهد، که به بحران‌های مالی آسیا و روسیه مرتبط است.

اندرسن، بلرسلو، لابیسی و دیبولد (۲۰۰۰)، پایه‌های نظری آزمون و آنالیز سری‌های زمانی تلاطم تحقق یافته از بازده‌های فاصله‌ای طول روز با تناوب بالا برای یک دوره‌ی ده ساله از بازده‌های پنج دقیقه‌ای نرخ ارز دلار-مارک (DM/\$) و دلار-ین (¥/\$) را تجزیه و تحلیل کردند. آن‌ها دریافتند که توزیع واریانس تحقق‌یافته‌ی روزانه، انحراف معیار و کوواریانس‌ها چولگی به طرف راست و کشیده هستند، ولی توزیع‌های لگاریتمی انحراف معیار و همبستگی‌ها تا حدودی شبیه توزیع گاوسی‌اند. هم‌چنین نتیجه گرفتند که ارزش شواهد فعلی، اثرات قوی خوشه‌بندی تلاطم را در بازده‌های روزانه تأیید می‌کند. هر چند که، برخلاف کارهای قبلی انجام شده، این موارد اغلب نشان می‌دهند که دیرپایی تلاطم^۵ به سرعت در طول زمان کاهش می‌یابد، این مقاله در می‌یابد که حتی تلاطم‌های تحقق‌یافته ماهانه به شدت دیرپا هستند. با وجود این، تلاطم‌های تحقق‌یافته دارای ریشه‌ی واحد نبوده و انباشتگی کسری^۶ دارند. یافته‌ها نشان می‌دهد

1-Stochastic Volatility
2-Kokoszka and Leipus Tests
3-Change-Point Tests
4-Lavielle and Moulines Tests
5-Volatility Persistence
6-Fractional Integration

که مدل خطی چند متغیره‌ی حافظه‌ی بلند مدت گاوسی برای خود همبستگی و انحراف معیار لگاریتمی تحقق‌یافته‌ی روزانه، مناسب است. چنین مدلی می‌تواند به پیشرفت‌های مهمی در دقت تلاطم و پیش‌بینی‌های همبستگی و محاسبات از نوع ارزش در معرض ریسک^۱ منجر شود.

اومن (۲۰۰۴)، به مدل‌سازی واریانس تحقق‌یافته، وقتی که بازده‌ها همبستگی پیاپی دارند، پرداخته است. در این مطالعه از فرآیند ARIMA و از داده‌های شاخص FTSE 100 به مدت ده سال (از اول ماه مه ۱۹۹۰ تا یازدهم ژانویه ۲۰۰۰) استفاده شده است. این مقاله نشان می‌دهد هنگامی که بازده‌های اضافی^۲ دارای خود همبستگی پیاپی هستند، واریانس تحقق‌یافته^۳ یک تخمین‌زن تورش‌دار از واریانس بازده‌ها بوده و رابطه‌ی بین فراوانی نمونه‌گیری و وجود همبستگی پیاپی بازده‌ها، با جزئیات بیش‌تر آنالیز شده و نشان می‌دهد که همبستگی پیاپی در بازده‌ها تحت شرایط هم‌فرونی زمانی با یک نرخ نزولی کاهش می‌یابد، که منطبق با یک فرآیند ARMA است. یک روش مبتنی بر تابع خودکواریانس برای انتخاب تناوب نمونه‌گیری بهینه پیشنهاد می‌شود. در این زمینه سه رویکرد را می‌توان مورد بررسی قرار داد. رویکرد اول، استفاده از همه‌ی داده‌های موجود برای مدل‌سازی صریح اثرات زیر ساختاری بازار^۴ است. دوم این‌که، اصلاح برای تورش با تقسیم تخمین واریانس تحقق‌یافته تورش‌دار بر یک برآورد ثابت مناسب (یا هر نوع تابعی که تخمین‌زن غیرتورش‌دار را به دست می‌آورد) و رویکرد سوم، استفاده از تخمین‌زن‌های کواریانس از نوع Newey-West^۵ برای در نظر گرفتن خود همبستگی پیاپی در داده‌هاست. مزیت رویکرد سوم این است که کارآتر از رویکرد هم‌فرونی زمانی می‌باشد. با توجه به مجموعه‌ی داده‌های FTSE-100، او من نتیجه گرفت که سری‌های واریانس تحقق‌یافته می‌توانند به عنوان یک فرآیند ARFIMA مدل‌سازی شوند.

1- Value-at- Risk

۲- بازده‌هایی را که بیش‌تر از بازده‌های در نظر گرفته شده برای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی هستند، بازده‌های اضافی می‌نامند.

3- Realized Variance

4- Explicitly Modeling The Market Microstructure Effects.

۵- یک روشی برای تخمین واریانس است. از این روش در صورت نقض فروض کلاسیک (CLR)، یعنی وجود ناهمسانی واریانس یا خود همبستگی، استفاده می‌شود.

مک‌کوردی و محو^۱ (۲۰۰۲)، با استفاده از فرآیندهای تلاطم تصادفی، GARCH (1,1)، ARMAX و مدل‌های مارکف، تلاطم تحقق‌یافته را با تلاطم غیرقابل مشاهده^۲ طی دوره‌ی اول دسامبر ۱۹۸۶ تا اول دسامبر ۱۹۹۶، به‌صورت بازده‌های پنج دقیقه‌ای از سهام شاخص FX، بررسی کرده‌اند. آن‌ها نشان می‌دهند که تلاطم تحقق‌یافته، سنجشی بدون خطا از تلاطم غیرقابل مشاهده‌ی گذشته نگر^۳ نخواهد بود. بیان یک رابطه‌ی تابعی بین تخمین مستقیم از تلاطم و فرآیند تولید داده‌های غیر قابل مشاهده برای تلاطم روزانه، این امکان را فراهم می‌کند که برای فرآیند تولید داده‌های تلاطم روزانه، برحسب تلاطم تحقق‌یافته و دیگر متغیرهای موجود در مجموعه اطلاعات و جزء خطا، پارامتری-سازی شود. در این چارچوب مدل‌های تلاطم غیر قابل مشاهده‌ی استاندارد، جایگزین مدل سری‌های زمانی ARMAX می‌شوند. هم‌چنین نشان دادند که مدل غیرخطی این بررسی، چندین ویژگی مهم تلاطم FX را ندارد. برای مثال، شواهدی از دیرپایی وابسته به زمان^۴ در تلاطم مشاهده می‌شود و هم‌چنین واریانس شرطی تلاطم، به زمان وابسته است. بازده‌های FX، دوره‌های نرمال دارای تلاطم پایین و نسبتاً ثابت و سایر دوره‌های تلاطم بالا را نوسانی نشان می‌دهند. ویژگی دوم معمولاً اتفاق نمی‌افتد، ولی ممکن است برای دوره‌ی زمانی بلند مدت ادامه داشته باشد. شواهد غیرخطی بودن در تلاطم تحقق‌یافته دارای توصیه‌های سیاستی مهمی نظیر، دقت در پیش‌بینی‌ها، پوشش ریسک و قیمت‌گذاری مشتقات^۵ برای مالیه‌ی تجربی است. این موضوع از دو جهت اهمیت دارد. اول این‌که، بررسی تغییرات شدید ناگهانی در سطح تلاطم شاخص اختیارات FX، دوم برای بررسی اثر تغییرات زمانی واریانس در قیمت‌گذاری مشتقات که برای آن موضوع قابل اهمیت یک معیار نظیر شاخص تلاطم است.

هال و کوپمن (۲۰۰۲)، توانایی‌های پیش‌بینی مدل‌های شش‌گانه‌ی تلاطم را از دوره‌ی ششم ژانویه‌ی ۱۹۹۷ تا بیست‌ونهم دسامبر ۲۰۰۰ و به صورت بازده‌های پنج دقیقه‌ای، تجزیه و تحلیل کرده‌اند. آن‌ها به‌طور تجربی کارآیی پیش‌بینی خارج از نمونه را برای روش‌های متعدد با شاخص سهام S&P 100 در طی دوره‌ی سیزدهم مارس تا بیست‌ونهم دسامبر ۲۰۰۰ و با دامنه‌ی افق یک روز تا یک هفته پیش‌بینی کردند و نتیجه گرفتند که مدل‌های شامل اطلاعات درون روز، بهتر از مدل‌های تنها مبتنی بر

1- John M. Maheu.
2- Latent Volatility.
3- Ex-post Latent Volatility.
4- Time-Varying Persistence.
5- Hedging and Pricing of Derivatives

بازده‌های روزانه، تلاطم را پیش‌بینی می‌کنند. دقیق‌ترین پیش‌بینی‌ها با مدل ARFIMA-RV به دست می‌آید که با مدل تلاطم تصادفی SVX و UC-RV¹ همراه شود. اگرچه مدل GARCH (1,1) با تلاطم درون روزانه به کار بسته می‌رود، اما وقتی پیش‌بینی‌های آن براساس روش‌های رگرسیونی ارزیابی می‌شود، برای انجام پیش‌بینی، مطلوب به نظر می‌رسد. سایر معیارهای ارزیابی نشان می‌دهند که این روش، تلاطم را دست بالا تخمین می‌زند، همان‌طوری که مدل GARCH (1,1) با این مشکل روبرو است. سرانجام این که در نبود اطلاعات تلاطم درون‌روز، مدل تلاطم تصادفی بهترین مدل برای پیش‌بینی تلاطم تشخیص داده می‌شود.

هانسن (۱۹۹۹)، ارتباط بین تلاطم تحقق‌یافته و تلاطم ضمنی در شاخص سهام اختیارات دانمارک (KFX) را در خلال سپتامبر ۱۹۹۵ تا آوریل ۱۹۹۸ بررسی کرده است. او از روش‌های OLS و 2SLS برای تجزیه و تحلیل‌های خود استفاده می‌کند. این مقاله نحوه‌ی اندازه‌گیری تلاطم ضمنی را با استفاده از قیمت‌های اختیارات خرید و فروش در شاخص KFX دانمارک مورد مطالعه قرار می‌دهد و علاوه بر آن چگونگی پیش‌بینی تلاطم بازده شاخص تحقق‌یافته آتی‌ها را مد نظر قرار داده است و نتیجه می‌گیرد که تلاطم بازده گذشته، اطلاعاتی فراتر از تلاطم ضمنی را به دست نمی‌دهد، حتی اگر اطلاعات بیش‌تری در معیار تلاطم تاریخی در مقایسه با تلاطم تحقق‌یافته با وقفه‌ی ساده آورده شود. از این رو نمی‌توان فرضیه‌ی کارایی را در تلاطم ضمنی یک ماهه، ولی با یک تخمین‌زن اندکی تورش‌دار از تلاطم ضمنی، شاخص قیمت اختیارات خرید یا فروش KFX، رد کرد. تجزیه و تحلیل‌ها نشان می‌دهد که بازار اختیارات ممکن است کارایی یکسانی با بزرگ‌ترین بازار اختیارات مانند OEX در شاخص S&P 100، داشته باشد. در برخی از ماه‌ها به‌علت کاهش خرید و فروش اختیارات شاخص KFX، امکان قیمت‌گذاری یا تعیین قیمت‌های اختیارات خرید یا فروش توسط آربیتراژها وجود نداشته است، بنابراین یک تلاطم ضمنی متعارف را معرفی می‌کند که آن شامل اطلاعاتی از قیمت‌های اختیارات خرید و فروش است، به گونه‌ای که هیچ مشاهده‌ی از دست رفته (مفقوده) نخواهیم داشت. هانسن نتیجه می‌گیرد که این معیار از تلاطم ضمنی یک پیش‌بینی مناسبی از تلاطم بازدهی تحقق‌یافته آینده در مقایسه با تلاطم‌های ضمنی اختیارات خرید و فروش جداگانه است. این معیار کاراً حتی در رگرسیون‌های مرکب که در آن تلاطم تاریخی نیز به عنوان متغیر توضیحی آورده

می‌شود، معنی‌دار است، بنابراین روشی برای پیش‌بینی تلاطم بازدهی تحقیق‌یافته در یک بازار با مبادله‌ی اختیارات غیر متناوب ایجاد می‌شود.

بلرسلو و رایت (۲۰۰۱)، پویایی‌های مدل‌سازی تلاطم با داده‌های پرفراوانی و با استفاده از مدل‌های (.) ARMA لگاریتم مجذور بازده‌ها، مجذور بازده‌ها و قدر مطلق بازده‌ها را طی دوره‌ی اول دسامبر ۱۹۸۶ تا اول دسامبر ۱۹۹۶ و نرخ ارز دلار-مارک (آلمان) تحلیل کردند. در تجزیه و تحلیل آن‌ها از فرآیند $ARMA(1,1)$ و مدل GARCH و EGARCH و هم‌چنین از روش‌های ناپارامتری، استفاده شده و نتیجه می‌گیرند که وقتی داده‌های درون‌روز پرفراوانی به‌کار گرفته می‌شود، مدل‌های $ARMA(.)$ ساده دارای کارکرد بهتری در پیش‌بینی تلاطم آینده نسبت به مدل‌های GARCH و EGARCH متناسب با داده‌های روزانه و درون‌روز، دارند.

ویلر و نیلی (۲۰۰۱)، پیش‌بینی تلاطم نرخ ارز ین-مارک ($DM/¥$) را با استفاده از مدل‌های برنامه‌ی ژنتیک، $GARCH(1,1)$ و ریسک‌متریک، طی دوره‌ی ژوئن ۱۹۷۵ تا سپتامبر ۱۹۹۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. این مقاله به تجزیه و تحلیل پیش‌بینی تلاطم شرطی در بازار ارز برای توصیف نقاط قوت و ضعف برنامه‌ریزی ژنتیک^۱ می‌پردازد. یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که مدل برنامه‌ریزی ژنتیک در مقایسه با مدل $GARCH(1,1)$ و ریسک‌متریک، از دقت بیشتری برخوردار است. مدل برنامه‌ریزی ژنتیک پیش‌بینی قابل قبولی از تلاطم خارج از نمونه را دارد، که این مقایسه به‌وسیله‌ی معیار MSE و هم‌چنین R^2 رگرسیون مدل انجام می‌گیرد. هم‌چنین نشان داده شده است که اگر فراوانی مشاهدات بین روز افزایش یابد، دقت پیش‌بینی‌ها براساس مدل $GARCH(1,1)$ بهبود می‌یابد.

۳- مدل‌سازی‌های تلاطم

روش‌های خطی در پیش‌بینی دراز مدت، ناتوانی این روش‌ها در تشخیص الگوهای موجود در داده‌های یک سری‌زمانی غیرخطی و عدم پایداری روش‌های خطی در برابر اختلال‌های موجود، سبب شده است که اقتصاددانان در جستجوی روش‌های غیرخطی باشند، که در این تحقیق نیز از این سه مدل ARCH، GARCH و $ARIMA-SCRL$ غیرخطی در کنار مدل‌های دیگر، برای پیش‌بینی تلاطم هفتگی بازده سهام استفاده می‌شود.

1- Genetic Programming.

2- Autoregressive Moving Average Structural Change Absolute Return Leverage Effects.

برای سادگی فرض را بر این قرار می‌دهیم که $p_{t,i}$ لگاریتم قیمت سهام شرکت سیمان تهران از روز t ام در هفته t ام باشد، بنابراین بازده بین دو روز از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$r_{t,j} = p_{t,i} - p_{t,i-1} \quad (1)$$

بنابراین،

$$s_t^2 = \sum_{j=1}^5 r_{t,j}^2 \quad (2)$$

که در آن s_t^2 تلاطم تحقق‌یافته‌ی هفته t ام شود،

یک روش ساده که در آن غیرخطی بودن می‌تواند وارد سری زمانی گردد، در نظر گرفتن واریانس (یا واریانس شرطی) فرایند در یک زمان‌های خاص ناپیوسته یا در تمام زمان‌ها به صورت پیوسته، می‌باشد. اگر چه فرض مانایی ایجاد می‌کند که واریانس، فرایند مستقل از زمان باشد، ولی این به معنی ثابت بودن واریانس شرطی نیست، زیرا که هر نوع گشتاور شرطی تابعی از مقادیر شرط است. این مدل اولین بار توسط انگل (۱۹۸۲)، معرفی و به نام فرآیندهای ARCH^۱ معروف شد، که به عنوان یک رده‌ی شناخته شده از مدل‌های غیرخطی برای سری‌های زمانی مالی است. در پاره‌ای از کاربردهای ARCH، معادلات واریانس شرطی با وقفه‌های نسبتاً طولانی مورد استفاده قرار می‌گیرند که تعیین ساختار وقفه‌ها برای جلوگیری از مشکل پارامترهای منفی در واریانس، ضروری به نظر می‌رسد تا بتوان فرآیندی با حافظه‌ی طولانی‌تر و ساختار وقفه‌ی انعطاف‌پذیرتر، از رده‌ی ARCH^۲ انتخاب کرد. برای دستیابی به انعطاف‌پذیری بیشتر، یک تعمیم دیگر به صورت فرآیند ARCH تعمیم یافته (GARCH) پیشنهاد شده است.

مدل‌های میانگین متحرک انباشته‌ی خود همبسته^۳ (ARIMA) نیز برای توصیف خواص دینامیک لگاریتم تلاطم تحقق‌یافته به کار گرفته می‌شود، به طوری که:

$$\phi(L)(1-L)^d (s_t^2 - \mu_t) = \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p \quad (4)$$

1- First Order Autoregressive Conditional Heteroskedastic.

2- Class.

3- Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average Process.

که در آن d مرتبه‌ی انباشتگی و $\phi(L)$ یک چند جمله‌ای از مرتبه‌ی P می‌باشد که دارای ریشه‌های خارج از دایره‌ی واحد و ε_t فرایند نویز سفید است. برای به‌دست آوردن ویژگی‌های تلاطم تحقق یافته‌ی بازار مالی، می‌توان مدلی را برای تغییر تدریجی سطح، اثرات غیرخطی بازده‌های تأخیری به کار بست:

$$\mu_t = \alpha_0 + p(t) + \beta_1 |r_{t-1}| + \beta_2 I[r_{t-1} < 0] + \beta_3 |r_{t-1}| I[r_{t-1} < 0] \quad (5)$$

$$p(t) = \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \alpha_3 t^3 + \alpha_4 t^4 + \alpha_5 t^5 \quad (6)$$

$p(t)$ یک چند جمله‌ای از درجه‌ی ۵ است. عبارت (۶)، به مدل اجازه می‌دهد تا شکست ساختاری را در تلاطم محاسبه کند. مدل ARMA بالا با تغییر ساختاری^۱ (SC)، بازده‌ی مطلق (R) و اثرات اهرمی (L) را نتیجه می‌دهد، که آن را با SCRL-ARMA نشان می‌دهند.

هم‌چنین مدل دیگری را برآورد می‌کنیم که در آن مؤلفه‌های مربوط به بازدهی‌های با تأخیر در قسمت میانگین شرطی μ_t گنجانده نمی‌شوند، اما به عنوان متغیرهای توضیحی برون‌زای (X) در مدل آورده شده و با ARMA-SCXRL نشان داده می‌شوند:

$$\Phi(L)(1-L)^d (s_t^y - \mu_t) = \tilde{\beta}_1 |r_{t-1}| + \tilde{\beta}_2 I[r_{t-1} < 0] + \tilde{\beta}_3 |r_{t-1}| I[r_{t-1} < 0] + \varepsilon_t \quad (7)$$

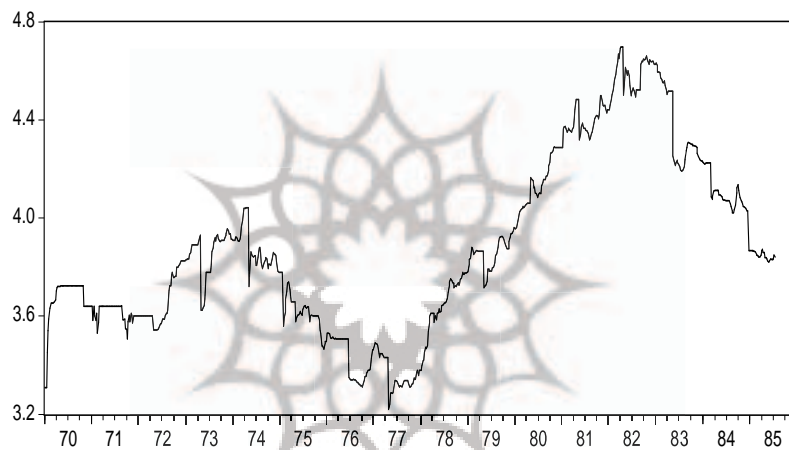
به طوری که در آن:

$$\mu_t = \alpha_0 + p(t) \quad (8)$$

در این مقاله سه تکنیک یاد شده مهم‌ترین روش‌هایی هستند که در تحلیل ساختار تلاطم بازدهی سهام سیمان تهران به کار بسته می‌شوند، ولی علاوه بر آن از تکنیک ریسک متریک نیز استفاده و نتایج آن مقایسه می‌شود.

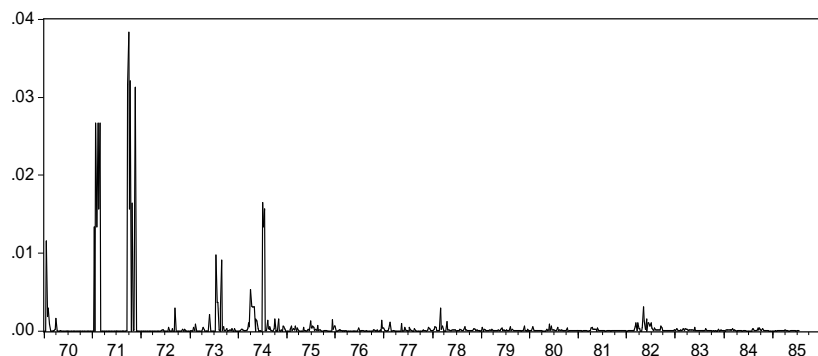
۴- ساختار داده‌ها

داده‌های این تحقیق مشاهدات مربوط به قیمت سهام شرکت سیمان تهران و به صورت نرخ رشد قیمت سهام (بازده) می‌باشد که در خلال سوم فروردین ماه سال یکهزار و سیصد و هفتاد تا بیست‌وششم مهرماه یکهزار و سیصد و هشتاد و پنج انجام گرفته شده است. این داده‌های روزانه (پنج روز در هفته) برای سازگاری با مدل تحقیق به داده‌های هفتگی تبدیل می‌شوند. منابع جمع‌آوری داده‌ها سازمان بورس و اوراق بهادار تهران است. نمودار (۱)، میانگین هفتگی لگاریتم قیمت سهام شرکت سیمان تهران را از ۱۳۸۰/۰۱/۰۳ الی ۱۳۸۵/۰۷/۲۶ نشان می‌دهد.

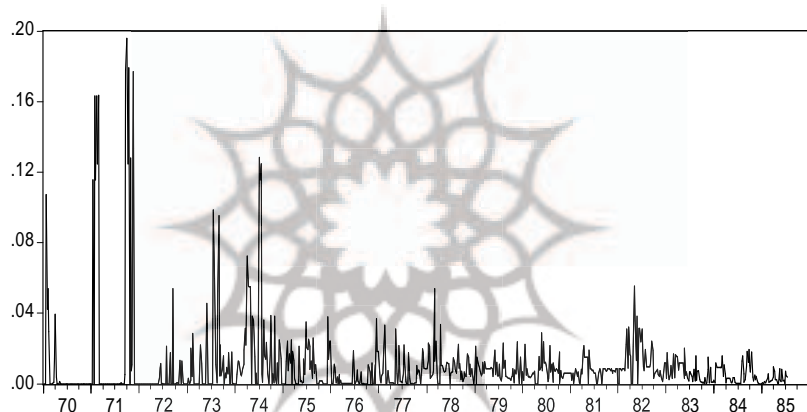


نمودار ۱- لگاریتم قیمت سهام شرکت سیمان تهران

نمودار (۲)، سری‌های زمانی واریانس تحقق یافته (الف) قیمت سهام شرکت سیمان تهران و هم‌چنین سری‌زمانی انحراف معیار تحقق یافته (ب) برای دوره‌ی نمونه از ۱۳۷۰/۰۱/۰۳ تا ۱۳۸۵/۰۷/۲۶ را ارائه می‌دهد.



نمودار ۲- الف: واریانس تحقق یافته‌ی سهام



نمودار ۲- ب: انحراف معیار واریانس تحقق یافته‌ی سهام

در جدول (۱)، آماره‌های توصیفی از میانگین، واریانس و انحراف معیار قیمت سهام آورده می‌شود. هم‌چنین اندازه‌گیری تلاطم برای بازده‌های هفتگی I_t ، که در آن $r_t = \sum_{j=1}^5 r_{t,j}$ ، ویژگی‌های آماری واریانس و انحراف معیار تحقق یافته‌ی هفتگی، خواص آماری قیمت سهام و لگاریتم قیمت سهام محاسبه شده است. میانگین قیمت در دوره بررسی نمونه‌ی ۱۱۶۵۱/۱۹ و انحراف معیار آن، ۱۰۹۱۰/۱۹ و به صورت لگاریتمی به ترتیب ۳/۹۱۲ و ۰/۳۵۴ می‌باشد. مقادیر انحراف معیار نشان می‌دهد که این متغیر در طول دوره‌ی مورد بررسی از تلاطم بالایی برخوردار بوده است. این شدت تلاطم را نمودار (۲) نیز نشان می‌دهد. در مورد میانگین، واریانس و انحراف معیار هفته‌ای قیمت

و لگاریتم قیمت سهام می‌توان این تلاطم را مشاهده کرد. ویژگی‌های جالبی از جدول (۱) به دست می‌آید، که همانند ویژگی‌های توزیعی برای تلاطم نرخ ارز ارائه شده در تحقیقات اندرسن است. اولاً مقایسه‌ی مجذور بازده‌های هفتگی با واریانس تحقق یافته (s_t^2) نشان می‌دهد که هر دو تقریباً دارای یک میانگین (به ترتیب ۰/۰۰۰۴۲ و ۰/۰۰۰۶) هستند و انتظار داریم که هر دو آن‌ها معیارهای بدون تورشی از تلاطم تحقق یافته باشند. اگر چه انحراف معیار، واریانس تحقق یافته برابر با ۰/۰۰۳۲ بوده و بزرگ‌تر از انحراف معیار مجذور بازده‌هاست که در حدود ۰/۰۰۲۳ می‌باشد.

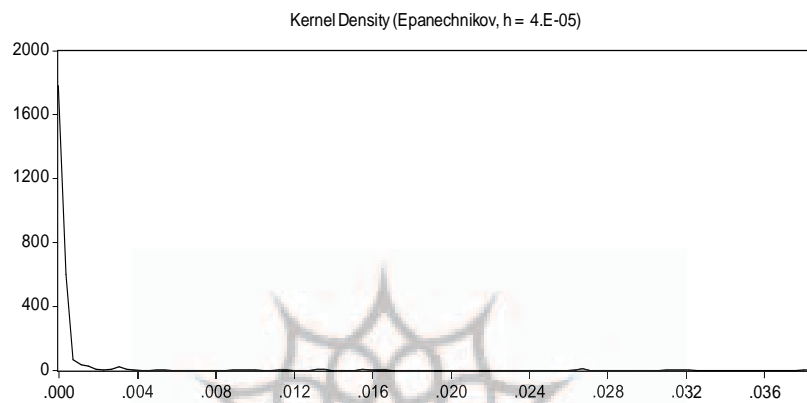


جدول ۱- توصیف آماری داده‌ها

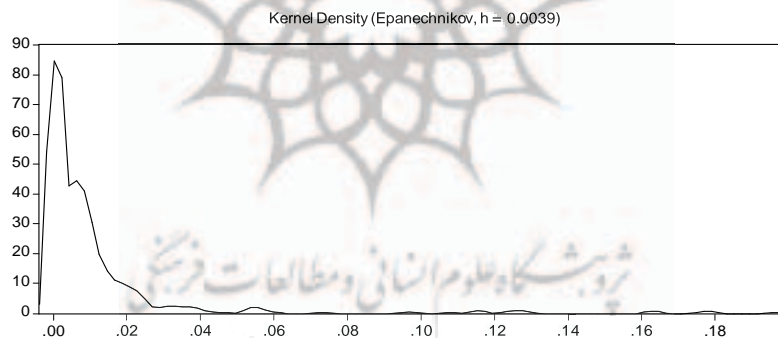
	میانگین	میانه	Min	Max	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
قیمت سهام	۱۱۶۵۱.۱۹۰	۷۰۶۲	۱۶۶۱	۵۰۹۰۰	۱۰۹۱۰.۱۹۴	۱.۶۶۲۱۰	۱.۹۱۰۶۳
میانگین هفتگی قیمت سهام	۱۰۸۶۱.۲۳۵	۶۷۱۰	۱۶۶۱	۴۹۸۹۶	۱۰۵۸۰.۶۷۵	۱.۷۸۴۸۳	۲.۴۴۶۳۰
واریانس هفتگی قیمت سهام	۹۵۷۸۷.۴۵۲	۱۷۳۴۸	۰	۱۱۱۳۰۵۹۴	۴۹۱۲۲۸.۳۰	۱۵.۷۱۷۱	۳۲۴.۰۳۲
انحراف معیار هفتگی قیمت سهام	۱۴۵.۶۸۵۰۴	۴۱.۴۲۱	۰	۳۳۳۶.۲۵۴۶	۲۷۲.۵۸۱۹۶	۴.۳۵۳۹۱	۳۱.۳۶۷۵
لگاریتم قیمت سهام	۳.۹۱۲۸۰	۳.۸۴۸۹۲۷	۳.۲۲۰۳۶	۴.۷۰۶۷۱	۰.۳۵۴۳۳	۰.۴۲۸۳۹	-۰.۶۵۱۲
میانگین هفتگی لگاریتم قیمت	۳.۸۷۵۸۸	۳.۸۲۶۵۸۰	۳.۲۲۰۳۶	۴.۶۹۸۱۰	۰.۳۵۷۴۱	۰.۵۱۴۸۲	-۰.۵۸۸۳
واریانس هفتگی لگاریتم قیمت	۰.۰۰۰۱۵	۰.۰۰۰۰۶۶۶۷۴۵	۰	۰.۰۰۰۸۰۰	۰.۰۰۰۰۷۳	۷.۶۲۹۶۵	۶۳.۴۶۲۰
انحراف معیار هفتگی لگاریتم قیمت	۰.۰۰۰۵۶۷	۰.۰۰۰۲۵۹۶	۰	۰.۰۸۹۴۷	۰.۰۱۰۹۶	۴.۵۶۷۴۵	۲۵.۲۱۹۴
قیمت	۰.۰۰۳۱۷	۰	-۰.۱۶۳۳۶	۰.۱۷۹۲۵	۰.۰۲۰۳۸	۲.۲۸۵	۲۹.۴۹۰
بازدها	۰.۰۰۰۴۲	۰.۰۰۰۰۱	۰	۰.۰۳۲۱۳	۰.۰۰۲۳۷	۱۰.۱۷۵	۱۱۴.۴۵۴
مجذور بازدها	۰.۰۰۰۹۵۰	۰.۰۰۰۳۶۹	۰	۰.۱۷۹۲۵	۰.۰۱۸۳۱	۵.۲۴۰	۳۶.۷۱۸
قدر مطلق بازدها	۰.۰۰۰۶۰	۰.۰۰۰۰۱	۰	۰.۰۳۸۳۱	۰.۰۰۳۳۵	۷.۹۸۳	۶۹.۴۱۷
واریانس تحقق یافته	۰.۰۱۰۱۹	۰.۰۰۴۳۷	۰	۰.۱۹۵۷۵	۰.۰۲۲۲۹	۵.۱۵۸	۳۰.۹۸۳
تلاطم تحقق یافته							

منبع: جدول داده‌های هفتگی قیمت سهام سیمان تهران برای توصیف بازده، واریانس تحقق یافته، تلاطم تحقق یافته. دوره‌ی نمونه از ۱۳۷۰/۰۱/۰۳ تا ۱۳۸۵/۰۷/۲۶ (شامل ۸۱۲ مشاهده‌ی هفتگی)

دوم این که متغیر واریانس تحقق یافته و انحراف معیار آن چولگی به راست دارند. هم چنین دمب آن ها باریک و کشیده است و آزمون های آماری نشان می دهند که این فرایند نرمال نیست. این نمودارها ضریب کشیدگی^۱ را نیز بیش از کشیدگی توزیع نرمال نشان می دهند. توزیع آن ها در نمودار (۳) نشان داده شده است.



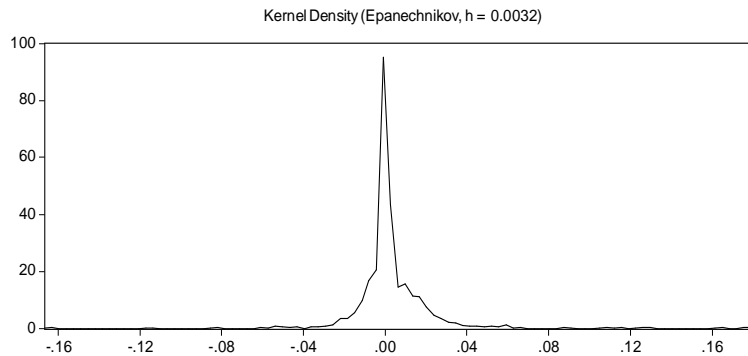
نمودار ۳- الف- توزیع تلاطم تحقق یافته ی هفتگی



نمودار ۳- ب- توزیع انحراف معیار تحقق یافته ی هفتگی

سوم این که توزیع بازده های هفتگی سهام تقریباً متقارن است، ولی آزمون نرمال بودن توزیع بازده ها نشان می دهد که توزیع بازده ها نیز نرمال نیست و دمب آن باریک است. نمودار (۴) نشان می دهد که توزیع بازده های هفتگی دارای کشیدگی بلند و دمب آن مسطح است.

1- Kurtosis Coefficient.



نمودار ۴- توزیع بازده هفتگی سهام سیمان تهران

۴-۱- برآوردها و تحلیل نتایج

در این بخش ابتدا به بررسی کلی تلاطم تحقق یافته اشاره کرده و سپس به تخمین مدل‌های ARIMA می‌پردازیم. آزمون ریشه‌ی واحد حاکی از نبود ریشه‌ی واحد در سری بازده است، بنابراین $d=0$ و در نتیجه مدل به صورت ARMA می‌باشد. با توجه به نمودار (۲) که واریانس تحقق یافته را نشان می‌دهد، به نظر می‌رسد که تلاطم در اوایل دوره‌ی نمونه به طور متوسط بالاتر از تلاطم موجود در طی پایان دوره‌ی نمونه می‌باشد. به طور کلی از سال ۱۳۷۰ الی سال ۱۳۷۵ افزایش تدریجی تلاطم مشخص است. بدین مفهوم که چندین شکست ساختاری در طی این دوره روی داده است. اما از سال ۱۳۷۵ به بعد تلاطم به صورت نزولی کاهش یافته و در این دوره شکست ساختاری مشاهده نمی‌شود.

$$s_t^2 = -0.0002 + 0.584 |r_{t-1}| + 0.0002 I[r_{t-1} < 0] \\ \begin{pmatrix} -1/26 \\ 0/2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 8/14 \\ 0/000 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0/99 \\ 0/320 \end{pmatrix} \\ + 0.0482 |r_{t-1}| I[r_{t-1} < 0] \\ \begin{pmatrix} 3/72 \\ 0/000 \end{pmatrix} \quad (9)$$

اگر $\phi(L) = 1 - \phi_1 L$ باشد، با جای گذاری μ_t در رابطه‌ی (۷) و بعد از اعمال عملیات ریاضی، رابطه‌ی فوق به صورت معادله (۱۰) خلاصه می‌شود:

$$s_t^y = \alpha_0 + p(t) + \phi_1 s_{t-1}^y + \beta_1 |r_{t-1}| + \beta_2 I[r_{t-1} < 0] + \beta_3 |r_{t-1}| I[r_{t-1} < 0] + \varepsilon_t \quad (10)$$

این مدل به ARMA-SCXRL مشهور است. در این قسمت مدل‌های متفاوتی نظیر مدل اثرات اهرمی (L)، بازده‌های وقفه‌ای (R) و شکست ساختاری (SC) را به صورت جداگانه برآورد کرده و مورد بحث قرار می‌دهیم. هم‌چنین با توجه به نمودار (۲) - (الف)، برای تخمین و پیش‌بینی بهتر تلاطم، از پنج متغیر مجازی روزهای هفته استفاده می‌شود. بنابراین رابطه‌ی (۱۰) در نهایت به صورت زیر بیان می‌شود:

$$s_t^y = \alpha_0 + p(t) + \phi_1 s_{t-1}^y + \beta_1 |r_{t-1}| + \beta_2 I[r_{t-1} < 0] + \beta_3 |r_{t-1}| I[r_{t-1} < 0] + \delta_1 dum_{1t} + \delta_2 dum_{2t} + \delta_3 dum_{3t} + \delta_4 dum_{4t} + \delta_5 dum_{5t} + \varepsilon_t \quad (11)$$

که در آن متغیرهای مجازی روزهای کاری هفته از شنبه تا چهارشنبه است. نتایج جدول (۲) اشاره می‌کند که در مدل‌های مربوط به بازده‌های تأخیری رابطه‌ی معنی‌داری بین r_{t-1} و S_t^y وجود دارد، یعنی افزایش یا کاهش بازده دوره گذشته با افزایش تلاطم رابطه‌ی مستقیمی دارد. هم‌چنین شواهد موجود، اثر اهرمی را رد می‌کند. بدین معنی که تأثیر اخبار خوب و اخبار بد بر بازار سهام شرکت سیمان تهران از تقارن برخوردار است. به عبارت دیگر تأثیر اندازه‌ی تکانه‌های مثبت و منفی در بازار سهام یکسان می‌باشد. این نتیجه متفاوت از ماهیت بورس کشورهای توسعه یافته است، زیرا در کشورهای توسعه یافته تأثیر اخبار خوب و بد بر بازار بورس از عدم تقارن دارد، این نتیجه‌ی غیرمتعارف می‌تواند به دلایل زیر باشد:

اول) دخالت دولت در تعیین قیمت سیمان، نقش به‌سزایی در تلاطم بازار سیمان دارد

دوم) تلاطم قیمت در بورس تهران با توجه تنظیم و مداخلات دولتی نمی‌تواند از یک دامنه‌ی مشخصی بالاتر رود.

۱- با توجه به نمودار ۲ قسمت (الف)، مشاهده می‌شود که در طی دوره‌ی ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ چند تلاطم شدید اتفاق افتاده است. این موضوع نشان دهنده‌ی این است که ظاهراً در آن سال‌ها این نوسانات به‌علت خاصی رخ داده است که متأسفانه مسئولان شرکت سیمان تهران از علت این نوسانات اطلاعی نداشتند.

جدول ۲- برآورد مدل‌های تلاطم تحقق یافته و آماره‌های آزمون- معادله‌ی ۱۱

	ARMA-X	ARMA-XR	ARMA-XRL	ARMA-SCX	ARMA-SCXR	ARMA-SCXRL
α_0	۰.۰۲۶۲ (۰.۰۰۰)	۰.۰۲۵۹ (۰.۰۰۰)	۰.۰۲۶۲ (۰.۰۰۰)	۰.۰۲۶۵ (۰.۰۰۰)	۰.۰۲۶۲ (۰.۰۰۰)	۰.۰۲۶۵ (۰.۰۰۰)
β_1	-	۰.۰۰۶۲ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۶۱ (۰.۰۰۰)	-	۰.۰۰۵۰ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۶۲ (۰.۰۰۰)
β_2	-	-	-۵E۲.۱ (۰.۵۲۰)	-	-	-۵E۱.۹۳ (۰.۵۸۰)
β_3	-	-	-۰.۰۰۴۸ (۰.۰۱۸)	-	-	۰.۰۰۵۱ (۰.۰۱۳)
$\hat{\phi}_1$	۰.۰۳۳۷ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۴۷ (۰.۰۰۷)	۰.۰۱۴۳ (۰.۰۱۰)	۰.۰۳۱۷ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۷۹ (۰.۰۰۱)	۰.۰۱۶۳ (۰.۰۰۴)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	۰.۰۰۳۲ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۳۲ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۳۳ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۳۲ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۳۲ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۳۲ (۰.۰۰۰)
R^2	۰.۰۹۸۵ (۰.۰۰۰)	۰.۰۹۸۶ (۰.۰۰۰)	۰.۰۹۸۷ (۰.۰۰۰)	۰.۰۹۸۵ (۰.۰۰۰)	۰.۰۹۸۵ (۰.۰۰۰)	۰.۰۹۸۵ (۰.۰۰۰)
dum۱	-۰.۰۱۰۷ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۱۰۲ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۱۰۵ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۱۰۹ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۱۰۴ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۱۰۷ (۰.۰۰۰)
dum۲	۰.۰۰۶۸ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۶۷ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۶۴ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۶۵ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۶۶ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۶۲ (۰.۰۰۰)
dum۳	-۰.۰۰۸۲ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۸۵ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۸۵ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۸۱ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۸۳ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۸۴ (۰.۰۰۰)
dum ۴	-۰.۰۰۳۹ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۴۱ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۴۱ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۴۰ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۴۱ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۴۱ (۰.۰۰۰)
dum ۵	-۰.۰۰۳۱ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۲۹ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۳۰ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۳۲ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۳۰ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۳۰ (۰.۰۰۰)
MA(۱)	-	۰.۰۸۷۵ (۰.۰۱۹)	-۰.۱۲۰۰ (۰.۰۰۱)	-	-	-
MA(۴)	-	-	-	-	-	-
MA(۶)	۰.۰۵۸۰ (۰.۱۰۵)	-	-	-	-	-
MA(۹)	۰.۱۲۱۹ (۰.۰۰۰)	۰.۱۰۵۰ (۰.۰۰۲)	۰.۱۱۴۴ (۰.۰۰۱)	-	-	-
MA(۱۲)	۰.۰۶۰۱ (۰.۰۸۰)	-	-	-	-	-
MA(۳۱)	۰.۰۸۹۲ (۰.۰۱۱)	۰.۱۰۱۰ (۰.۰۰۳)	۰.۱۲۰۳ (۰.۰۰۰)	-	-	-
MA(۳۶)	-	-۰.۰۷۰۴ (۰.۰۴۴)	-	-	-	-
AIC	-۰.۰۷۸۵ (۰.۰۲۵)	۰.۰۸۷۶ (۰.۰۱۲)	-۰.۰۶۶۲ (۰.۰۶۷)	-	-	-
LM _{SC} (۳)	-۱۲.۸۱۱ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۸۵۵ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۸۷۹ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۷۹۷ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۸۲۹ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۸۳۲ (۰.۰۰۰)
LM _{SC} (۱)	-۱۲.۷۴۱ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۷۷۶ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۷۹۳ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۷۲۷ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۷۵۴ (۰.۰۰۰)	-۱۲.۷۴۵ (۰.۰۰۰)
LM _{SC} (۵)	۰.۱۸۹۳ (۰.۶۶۳)	۰.۷۲۴۴ (۰.۳۹۴)	۰.۳۹۳ (۰.۵۳۰)	۱.۰۹ (۰.۲۹۴)	۹.۷۴ (۰.۰۰۱)	۱۰.۹۰ (۰.۰۰۱)
LM _{SC} (۱۰)	۰.۳۶۴۶ (۰.۸۷۳)	۰.۷۰۵۴ (۰.۶۱۹)	۰.۷۲۸۰ (۰.۶۰۲)	۰.۸۶۸۵ (۰.۵۰۱)	۲.۶۸ (۰.۰۲۰)	۲.۹۹ (۰.۰۱۱)
ARCH LM	۱.۷۸ (۰.۰۵۹)	۰.۹۶۴ (۰.۴۷۳)	۰.۶۱۸۱ (۰.۷۹۹)	۱.۷۳ (۰.۰۶۹)	۲.۰۳ (۰.۰۲۷)	۲.۳۴ (۰.۰۰۹)
	۲۰.۴۲۰ (۰.۰۰۰)	۱۱.۰۰۳ (۰.۰۰۰)	۷.۱۱۶ (۰.۰۰۷)	۱۸.۳۵۴ (۰.۰۰۰)	۱۴.۴۱۰ (۰.۰۰۰)	۱۳.۰۰۳ (۰.۰۰۰)

منبع: تخمین پارامتری مدل‌های ARMA برای تلاطم تحقق یافته‌ی هفتگی قیمت سهام سیمان تهران برای دوره‌ی ۱۳۷۰/۱/۱۰ الی ۱۳۸۵/۰۷/۲۶.

با توجه به شش مدل تخمین زده شده مشاهده می‌شود که مدل ARMA-XRL کم‌ترین مقدار را برای معیارهای آکایک و شوارتز داراست. هم‌چنین مدل از R^2 بسیار مناسب، یعنی ۹۸.۷٪ برخوردار می‌باشد. با توجه به مقدار $LM_{SC}(1)$ ، $LM_{SC}(5)$ و $LM_{SC}(10)$ مقدار P-در ستون ARMA-XRL، مشاهده می‌شود که مدل با مشکل خودهمبستگی مواجه نیست. سرانجام این که آزمون وجود اثرات ARCH نشان داد که رفتار بازدهی قیمت سهام سیمان تهران دارای اثرات ARCH است.

۴-۲- برآورد تلاطم با استفاده از مدل‌های غیرخطی

در این بخش ابتدا مدل‌های GARCH (1,1)، GARCH (1,1)-C و مدل ریسک‌متریک، که تلاطم گذشته را با کاهش نمایی وزنی به کار می‌گیرد، برآورد می‌شوند، سپس دقت پیش‌بینی‌های به دست آمده از این مدل‌ها، با دقت پیش‌بینی‌های حاصل از مدل ARMA مربوط به مدل‌سازی واریانس تحقق یافته مقایسه می‌شود. دوره‌ی پیش‌بینی نمونه از ۱۳۷۰/۰۱/۰۳ الی ۱۳۸۵/۰۷/۲۶ است. برای اهداف مقایسه‌ای، پیش‌بینی‌ها به وسیله‌ی چند مدل انجام می‌شود که داده‌های هفتگی در برآورد آن‌ها به کار می‌روند، هم‌چنین تلاطم را به‌عنوان متغیر تحقق یافته تعریف می‌کنیم.

$$\sigma_t^2 = \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) r_{t-1}^2 \quad (12)$$

مدل‌های نامتقارن انگل (۱۹۹۰) ARCH (AARCH) و سنتانا (۱۹۹۵) ARCH، درجه‌ی دو (QARCH)^۱، دو نمونه از چنین مدل‌هایی هستند که می‌توانند به صورت ساده و به صورت زیر نوشته شوند:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (14)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta \varepsilon_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (15)$$

1- Sentana's Quadratic ARCH.

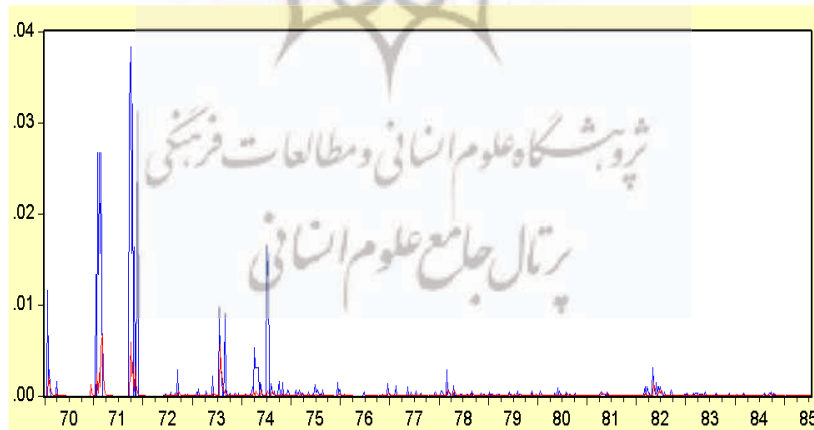
به طوری که ψ_{t-1} ، مجموعه اطلاعات حاوی اطلاعات روزانه‌ی بیش از t روز است و u_t جزء خطای توزیع نرمال شرطی با میانگین صفر و واریانس σ_t^2 است. مقدار منفی δ بدین معناست که اخبار خوب، تلاطم را کم‌تر از اخبار بد، افزایش می‌دهد و این به علت وجود شکل توان دوم ε_{t-1} است.

۴-۲-۱- برآورد مدل ریسک متریک

مدل ریسک متریک تعمیم یافته با مؤلفه‌های میانگین متحرک (برای افزایش دقت پیش بینی) به صورت ذیل تخمین زده می‌شود:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & 0.3692\sigma_{t-1}^2 + 0.1826\varepsilon_{t-1}^2 - 0.1362\varepsilon_{t-1} + 0.3809\varepsilon_{t-2} + 0.0631\varepsilon_{t-5} \\ & (0/000) \quad (0/000) \quad (0/003) \quad (0/000) \quad (0/047) \\ & - 0.0823\varepsilon_{t-6} + 0.0940\varepsilon_{t-7} + 0.2001\varepsilon_{t-8} - 0.1069\varepsilon_{t-9} - 0.1557\varepsilon_{t-29} \\ & (0/011) \quad (0/007) \quad (0/000) \quad (0/001) \quad (0/000) \\ & + 0.1277\varepsilon_{t-33} + 0.1167\varepsilon_{t-34} + 0.2778\varepsilon_{t-35} \\ & (0/000) \quad (0/000) \quad (0/000) \end{aligned}$$

تمام ضرایب معنی دار و همبستگی نگار^۱ مدل نشان دهنده‌ی نبودن مشکل خودهمبستگی است. سرانجام نمودار (۶)، پیش‌بینی حاصل از این مدل را نشان می‌دهد.



نمودار ۶- پیش‌بینی مدل ریسک متریک

۱- به دلیل محدودیت تعداد صفحات، آرایه‌ی آن امکان پذیر نبود، در صورت نیاز قابل آرایه است.

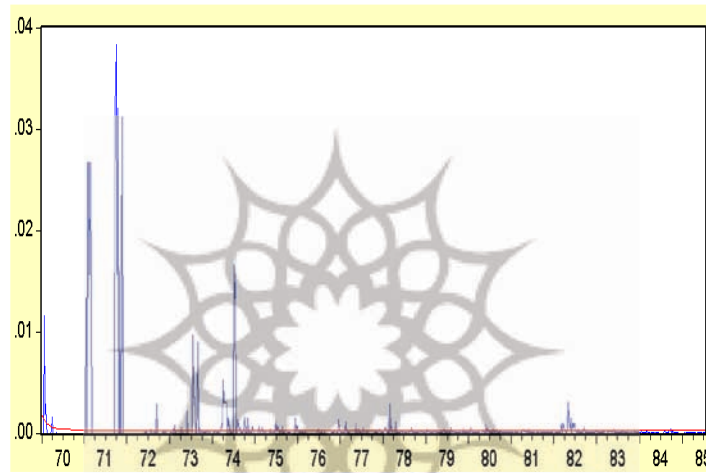
۴-۲-۲- مدل $GARCH(1,1)$

برای مدل برآورد شده‌ی $GARCH(1,1)$ داریم:

$$\sigma_t^2 = 4.51E-5 + 0.1125\varepsilon_{t-1}^2 + 0.7546\sigma_{t-1}^2 \quad (17)$$

(۰/۰۰۰) (۰/۰۰۰) (۰/۰۰۰)

که تمام ضرایب معنی دار و همبستگی نگار پسماندهای آن نیز نشانگر نبود مدل مشکل خود همبستگی است. نمودار (۷)، پیش‌بینی مقادیر برازش شده را ارائه می‌دهد:



نمودار ۷- پیش‌بینی مدل $GARCH(1,1)$

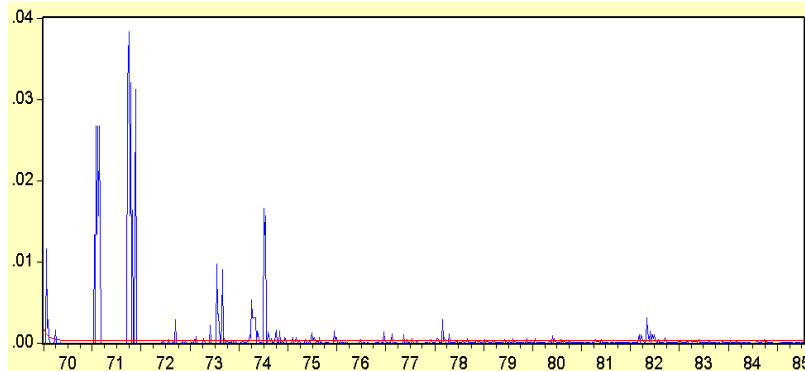
۴-۲-۳- مدل $GARCH(1,1)-C$

نتایج مدل برآورد شده‌ی $GARCH(1,1)-C$ به شکل (۱۸) است:

$$\sigma_t^2 = q_t - 0.2372(\varepsilon_{t-1}^2 + q_{t-1}) + 0.8294(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (18)$$

(۰/۰۰۶) (۰/۰۰۰)

تمام ضرایب معنی دار بوده و آزمون‌های مشخص‌نمایی نیز نشانگر نوفه‌ی سفید بودن اجزای پسماند است. نمودار (۸)، پیش‌بینی حاصل از این برازش را نشان می‌دهد.



نمودار ۸- پیش‌بینی مدل GARCH (1,1)-C

۴-۲-۴ دقت پیش‌بینی مدل ARMA-XRL

جدول (۲)، برآوردهای مدل ARMA-XRL را نشان می‌دهد، که در آن تمام ضرایب به جز ضریب $[I_{t-1}]$ ، معنی‌دار بوده و پسماندهای مدل نوفه سفید است. نمودار (۹)، پیش‌بینی مدل ARMA-XRL را نشان می‌دهد.



منبع: نمودارهای (۶)، (۷)، (۸) و (۹)، پیش‌بینی‌های واریانس تحقق یافته‌ی قیمت هفتگی سهام سیمان تهران را با استفاده از مدل‌های ریسک‌متریک، GARCH (1,1)، GARCH (1,1)-C و ARMA-XRL طی دوره‌ی ۱۳۷۰/۰۱/۰۳ تا ۱۳۸۵/۰۷/۲۶ نشان می‌دهد، که از نتایج محاسبات تحقیق هستند

نمودار ۹- پیش‌بینی مدل ARMA-XRL

نمودار (۶)، نشان می‌دهد که مدل ریسک‌متریک نتوانسته است نوسانات را با دقت بالا پیش‌بینی کند، هم‌چنین طبق تعریف مدل، مجموع ضرایب σ_{t-1}^2 و r_{t-1}^2 باید عدد صحیح یک باشد. آزمون والد^۲، فرضیه‌ی یک بودن مجموع ضرایب σ_{t-1}^2 و r_{t-1}^2 را P- مقدار برابر با صفر رد می‌کند. نتایج نمودار (۶) و جدول (۳) حاکی از نامناسب بودن مدل ریسک‌متریک برای پیش‌بینی تلاطم است.

هم‌چنین با توجه به نمودارهای (۷) و (۸) که پیش‌بینی مدل‌های GARCH(۱,۱) و GARCH(۱,۱)-C را نشان می‌دهند، ملاحظه می‌شود که این مدل‌ها فقط یک نوسان کوچک را در ابتدای دوره پیش‌بینی کرده و سرانجام تا آخر دوره‌ی پیش‌بینی، یک عدد ثابت را برای دوره‌های متوالی پیش‌بینی می‌کنند. نمودار (۹)، نشان می‌دهد که مدل ARMA-XRL تمام نوسانات دوره‌ی پیش‌بینی را به‌طور مناسب پیش‌بینی کرده است، بنابراین هم‌چنان که قبلاً اشاره شده، مدل ARMA-XRL مناسب‌ترین مدل برای تخمین و پیش‌بینی تلاطم در بازدهی سهام شرکت سیمان است. این مدل‌ها در بخش بعدی به‌صورت مشروح با یکدیگر مقایسه می‌شوند.

۴-۳ - پیش‌بینی با استفاده از انحراف معیار

نتایج پیش‌بینی‌ها برای واریانس لگاریتمی از نظر کیفی مشابه هستند به‌علاوه پیش‌بینی‌ها برای h هفته‌ی بعد محاسبه می‌شوند، یعنی:

$$\hat{S}_{i+h|t} = \sqrt{\sum_{j=1}^h \hat{S}_{t+j|t}^2} \quad (19)$$

تعدادی از معیارهای اندازه‌گیری عملکرد پیش‌بینی‌های دوره‌ی نمونه، برای ارزیابی و مقایسه‌ی مدل‌های متعدد به‌کار بسته می‌شوند. دقت پیش‌بینی، تک‌تک آن‌ها با رگرسیون انحراف معیار معین h هفته برای پیش‌بینی ارزیابی می‌شود.

$$\hat{S}_{i+h|t+1} = \sqrt{\sum_{j=1}^h \hat{S}_{t+j}^2} = b_0 + b_1 \hat{S}_{i+h|t} + v_t \quad (20)$$

۱- در نمودارهای (۶)، (۷)، (۸) و (۹)، پیش‌بینی‌ها در خلال سوم فروردین ماه هزار و سیصد و هفتاد تا بیست و ششم مهرماه هزار و هشتاد و پنج می‌باشد. خطوط پر رنگ (آبی رنگ)، تلاطم تحقق یافته و خطوط نقطه چین (قرمز رنگ) پیش‌بینی مدل‌ها را نشان می‌دهند.

جایی که b_0 و b_1 برای پیش‌بینی کارا و بدون تورش در نظر گرفته می‌شوند، پیش‌بینی‌ها از دو مدل مختلف به‌طور مستقیم با مفاهیمی از رگرسیون مقایسه می‌شود.

$$S_{i+h|t+1} = \sqrt{\sum_{j=1}^h S_{t+j}^2} = b_0 + b_1 \hat{S}_{i+h|t,(1)} + b_2 \hat{S}_{i+h|t,(2)} + v_t \quad (21)$$

به‌طوری که $\hat{S}_{t+h|t,(i)}$ پیش‌بینی مدل $i = 1, 2$ برای تلاطم از $t+1$ به $t+h$ می‌باشد که در پایان هفته t ام به‌دست می‌آید. به‌طور کلی معین کردن یک معیار برای بررسی دقت پیش‌بینی که در کل قابل قبول باشد، غیر ممکن است و این مسأله در مفهوم تلاطم غیرخطی حادث می‌شود، بنابراین علاوه بر خطاهای مشاهده شده و محاسبه شده، خطای پیش‌بینی مجذور میانگین $(MSPE = (1/R) \sum_{i=1}^R (s_{t+h|t+1} - \hat{s}_{t+h|t})^2)$ به‌طوری که R تعداد پیش‌بینی‌ها می‌باشد) و خطای میانگین مطلق $(MAE = (1/R) \sum_{i=1}^R |s_{t+h|t+1} - \hat{s}_{t+h|t}|)$ ، سرانجام خطای میانگین را گزارش می‌کنیم $(ME = (1/R) \sum_{i=1}^R (s_{t+h|t+1} - \hat{s}_{t+h|t}))$. نتایج پیش‌بینی‌های یک هفته بعد، از مدل‌های ریسک‌متریک، $GARCH(1,1)$ ، $GARCH(1,1) - C$ و $ARMA$ با استفاده از رابطه‌ی (۳۴) و (۳۵)، در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳- نتایج برآورد انواع مدل‌ها برای پیش‌بینی یک هفته به جلو

	b.	b ₁	b ₂	R ²	ME	MSPE	MAE
Riskmetrics	۰.۱۲۴۸ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۰۸۳ (۰.۶۲۵)		۰.۹۷۶	۰.۰۰۳۶	۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۹۱
GARCH(۱,۱)	۰.۱۱۰۸ (۰.۰۰۰)	۰.۷۷۸۷ (۰.۱۴۸)		۰.۹۷۶	-۰.۰۰۸۴	۰.۰۰۰۵	۰.۰۱۶۱
GARCH(۱,۱) - C	۰.۱۰۶۷ (۰.۰۰۰)	۱.۰۵۰۷ (۰.۱۳۲)		۰.۹۷۶	-۰.۰۰۷۵	۰.۰۰۰۵	۰.۰۱۵۵
ARMA - X	۰.۱۲۴۶ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۰۰ (۰.۱۹۳)		۰.۹۷۶	-۰.۰۰۴۰	۰.۰۰۰۴	۰.۰۱۱۰
ARMA - XR	۰.۱۲۴۶ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۹۶ (۰.۲۰۰)		۰.۹۷۶	-۰.۰۰۳۷	۰.۰۰۰۴	۰.۰۱۰۷
ARMA - XRL	۰.۱۲۴۶ (۰.۰۰۰)	۰.۰۰۹۹ (۰.۱۹۰)		۰.۹۷۷	-۰.۰۰۴۰	۰.۰۰۰۴	۰.۰۱۰۷
ARMA - SCX	۰.۱۲۴۶ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۰۵ (۰.۱۶۳)		۰.۹۷۷	-۰.۰۰۳۹	۰.۰۰۰۴	۰.۰۱۰۹
ARMA - SCXR	۰.۱۲۴۷ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۰۲ (۰.۱۷۴)		۰.۹۷۱	-۰.۰۰۳۶	۰.۰۰۰۴	۰.۰۱۰۷
ARMA - SCXRL	۰.۱۲۱۱ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۰۳ (۰.۲۰۱)		۰.۹۷۶	-۰.۰۰۳۶	۰.۰۰۰۴	۰.۰۱۰۷
ARMA - XRL + Riskmetrics	۰.۱۲۴۰ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۷۳ (۰.۰۲۷)	۰.۰۲۲۳ (۰.۲۱۶)	۰.۹۷۷			
GARCH(۱,۱)	۰.۱۰۹۹ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۵۱ (۰.۰۳۸)	۰.۷۷۸۴ (۰.۰۰۰)	۰.۹۷۷			
GARCH(۱,۱) - C	۰.۱۰۵۷ (۰.۰۰۰)	۰.۰۱۴۸ (۰.۰۴۲)	۱.۰۵۲۱ (۰.۰۰۰)				

جدول (۳)، نتایج یافته‌های تحقیق را نشان می‌دهد. در مدل‌های ریسک‌متریک، GARCH(۱,۱)، GARCH(۱,۱) - C و ARMA، R² رگرسیون برابر ۹۷.۶٪ می‌باشد، ولی نتایج معیارهای MAE، MSPE و ME حاکی از برتری مدل‌های غیرخطی ARMA به مدل‌های GARCH(۱,۱)، GARCH(۱,۱) - C و ریسک‌متریک می‌باشد، به طوری که در مدل GARCH(۱,۱)، MSPE و MAE، ۰.۰۰۰۵ و ۰.۰۱۶۱ به ۰.۰۰۰۴

و ۰.۰۱۰۷ کاهش یافته و این در حالی است که ME از ۰.۰۰۰۸۴- به ۰.۰۰۰۴۰- افزایش یافته است. بهترین عملکرد پیش‌بینی را مدل ARMA-XRL در بین مدل‌های ARMA انجام داده است، زیرا با وجود برابر بودن R^2 رگرسیون و معیارهای MSPE و ME (به ترتیب ۰.۰۰۰۰۴ و ۰.۰۰۰۰۴-)، مقدار معیار MAE در مدل‌های ARMA-X از ۰.۰۱۱۰ به ۰.۰۱۰۷ در مدل ARMA-XRL کاهش جزئی یافته است، یعنی اثر بازده‌های تأخیری و اهرمی سبب بهبود مدل در پیش‌بینی می‌شود. در جدول (۳) عملکرد مدل‌های ARMA-XRL که منجر به شکست ساختاری می‌شود نیز آورده شده، در حالی که R^2 رگرسیون به ۹۷.۷٪ افزایش یافته است، ولی نتایج معیارهای MAE و ME نشان دهنده‌ی این است که شکست ساختاری منجر به بهبود پیش‌بینی تلاطم یک هفته بعد در بازار سهام نمی‌شود.



جدول ۴- نتایج برآورد انواع مدل‌ها برای پیش‌بینی دو هفته به جلو

	b_0	b_1	b_2	R^2	ME	MSPE	MAE
Riskmetric	۰.۱۳۱۱ (۰.۰۰۰)	۰.۱۲۸۳ (۰.۰۰۳)		۰.۸۸۸	۰.۰۰۷۳	۰.۰۰۱۲	۰.۰۱۵۷
GARCH(1,1)	۰.۱۵۶۶ (۰.۰۰۰)	-۰.۶۱۹۰ (۰.۳۴۰)		۰.۸۸۷	-۰.۰۱۷۱	۰.۰۰۱۷	۰.۰۳۰۳
GARCH(1)-C	۰.۱۶۲۴ (۰.۰۰۰)	-۰.۸۱۰۸ (۰.۳۳۶)		۰.۸۸۷	-۰.۰۱۵۲	۰.۰۰۱۷	۰.۰۲۸۹
ARMA - X	۰.۱۱۴۳ (۰.۰۰۰)	۰.۲۹۵۰ (۰.۰۰۰)		۰.۹۰۰	-۰.۰۰۸۲	۰.۰۰۰۷	۰.۰۱۷۱
ARMA - XR	۰.۱۱۳۹ (۰.۰۰۰)	۰.۲۸۸۵ (۰.۰۰۰)		۰.۹۰۰	-۰.۰۰۷۵	۰.۰۰۰۶	۰.۰۱۶۲
ARMA - XRL	۰.۱۱۴۸ (۰.۰۰۰)	۰.۲۹۱۹ (۰.۰۰۰)		۰.۹۰۰	-۰.۰۰۷۷	۰.۰۰۰۶	۰.۰۱۶۲
Riskmetric	۰.۱۱۵۰ (۰.۰۰۰)	۰.۲۹۵۶ (۰.۰۰۰)	-۰.۰۱۶۹ (۰.۷۲۱)	۰.۹۰۰			
GARCH(1,1)	۰.۱۳۴۷ (۰.۰۰۰)	۰.۳۰۱۰ (۰.۰۰۰)	-۰.۵۰۷۸ (۰.۰۴۷)	۰.۹۰۱			
GARCH(1,1)-C	۰.۱۳۸۰ (۰.۰۰۰)	۰.۳۰۰۶ (۰.۰۰۰)	-۰.۶۲۱۱ (۰.۰۴۹)	۰.۹۰۱			

جدول ۵- نتایج برآورد انواع مدل‌ها برای پیش‌بینی سه هفته به جلو

	b_0	b_1	b_2	R^2	ME	MSPE	MAE
Riskmetrics	۰.۴۳۷۹ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۴۹۵ (۰.۰۰۰۰)		۰.۹۶۷	۰.۰۱۱۰	۰.۰۰۲۲	۰.۰۲۰۸
GARCH(۱,۱)	۰.۴۶۲۱ (۰.۰۰۰۰)	-۰.۳۱۷۱ (۰.۱۰۴)		۰.۹۶۵	-۰.۰۲۵۶	۰.۰۰۳۵	۰.۰۴۳۸
GARCH(۱,۱) - C	۰.۴۶۲۶ (۰.۰۰۰۰)	-۰.۳۴۲۱ (۰.۲۳۵)		۰.۹۶۵	-۰.۰۲۲۸	۰.۰۰۳۴	۰.۴۱۶
ARMA - X	۰.۳۹۲۰ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۹۴۰ (۰.۰۰۰۰)		۰.۹۷۳	-۰.۰۱۲۳	۰.۰۰۱۱	۰.۰۲۳۰
ARMA - XR	۰.۳۹۱۱ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۹۶۸ (۰.۰۰۰۰)		۰.۹۷۳	-۰.۰۱۱۲	۰.۰۰۰۹	۰.۰۲۱۱
ARMA - XRL	۰.۳۹۰۶ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۹۷۱ (۰.۰۰۰۰)		۰.۹۷۳	-۰.۰۱۱۵	۰.۰۰۰۹	۰.۰۲۱۱
ARMA - XRL +	۰.۳۹۱۹ (۰.۰۰۰۰)	۰.۲۱۰۹ (۰.۰۰۰۰)	-۰.۰۵۸۹ (۰.۰۱۴)	۰.۹۷۳			
Riskmetrics GARCH(۱,۱)	۰.۴۰۵۴ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۹۳۰ (۰.۰۰۰۰)	-۰.۲۴۳۳ (۰.۰۸۷)	۰.۹۷۳			
GARCH(۱,۱) - C	۰.۴۰۷۸ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۹۳۲ (۰.۰۰۰۰)	-۰.۳۰۱۶ (۰.۱۴۲)	۰.۹۷۳			

منبع: جداول (۳)، (۴) و (۵) تخمین‌های از انحراف معیار تحقق‌یافته

$$s_{t+h|t+1} = \left(\sum_{j=1}^h s_{t+j}^2 \right)^{1/2} = b_0 + b_1 \hat{s}_{t+h|t} + v_t$$

$$(s_{t+h|t+1}) = \left(\sum_{j=1}^h s_{t+j}^2 \right)^{1/2} = b_0 + b_1 \hat{s}_{t+h|t,(1)} + b_2 \hat{s}_{t+h|t,(2)} + v_t$$

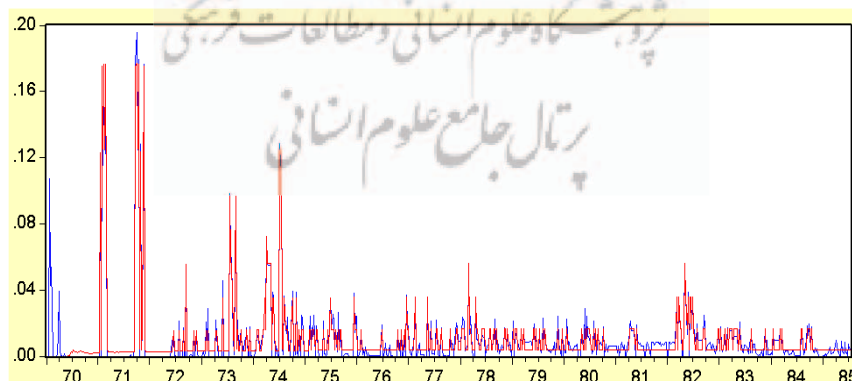
برای پیش‌بینی یک، دو و سه هفته‌ی آینده با دوره‌ی بررسی از ۱۳۷۰/۰۱/۰۳ تا ۱۳۸۵/۰۷/۲۶ از قیمت هفتگی سیمان تهران است.

نتایج رگرسیون‌های در برگیرنده‌ی مدل ARMA - XRL با مدل‌های ریسک‌متریک، GARCH(۱,۱) و GARCH(۱,۱) - C در جدول (۳)، نتایج جالبی را نشان می‌دهد، که ضمن معنی‌دار بودن تمام ضرایب در مدل ترکیب شده ARMA - XRL با مدل‌های GARCH(۱,۱) و GARCH(۱,۱) - C، R^2 رگرسیون به

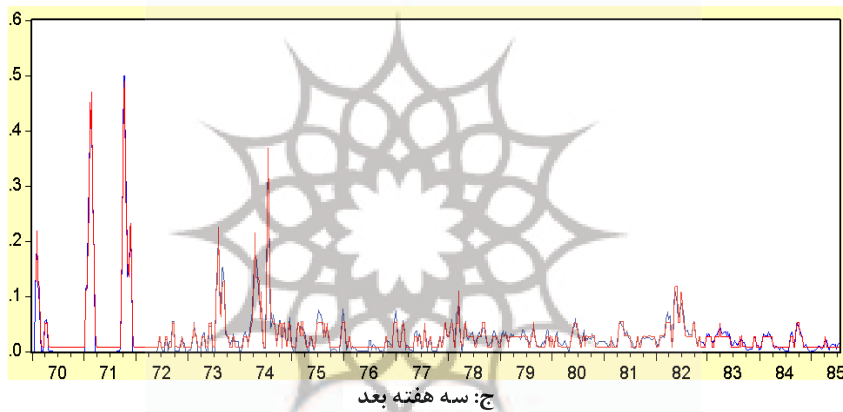
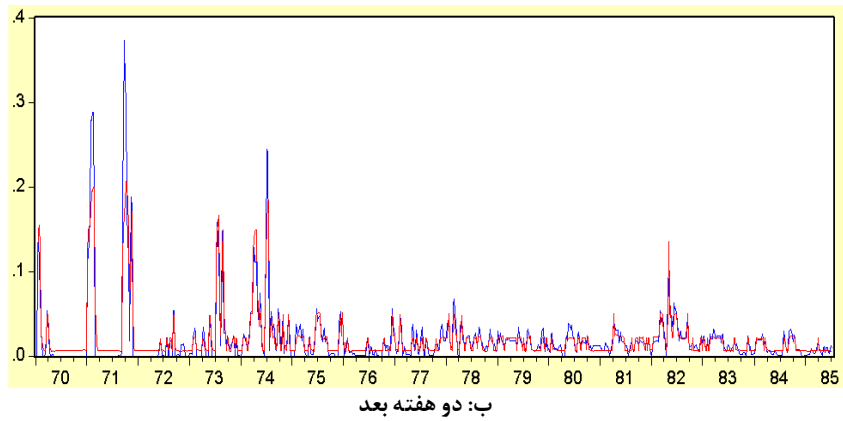
۹۷.۷٪ افزایش یافته است. هم‌چنین این نتایج نشان می‌دهد که مدل ترکیبی ARMA – XRL با مدل ریسک‌متریک سبب بهبود پیش‌بینی تلاطم نمی‌شود. نتایج جداول (۴) و (۵) که پیش‌بینی‌های دو و سه هفته بعد را انجام می‌دهند، به‌طور واضح‌تر نتایج قبلی را تأیید می‌کنند. در جدول (۴) ضمن معنی‌دار نبودن ضریب b_1 در مدل $GARCH(1,1)$ ، R^2 رگرسیون از ۸۸.۷٪، به ۹۰٪ در مدل ARMA – XRL افزایش یافته است. آمارها نشان می‌دهد که MAE و MSPE از ۰.۰۳۰۳ و ۰.۰۰۱۷ به ۰.۰۱۶۲ و ۰.۰۰۰۶ و کاهش یافته در حالی که میزان معیار ME از ۰.۰۱۷۱ به ۰.۰۰۷۷ افزایش رسیده است.

نتایج ترکیب مدل ریسک‌متریک، $GARCH(1,1)$ ، $GARCH(1,1) - C$ یافته‌های قبلی را نیز تأیید می‌کند، بدین معنی که ضمن نامناسب بودن ترکیب مدل با ARMA – XRL و مدل ریسک‌متریک، ترکیب این مدل با مدل $GARCH(1,1)$ و $GARCH(1,1) - C$ سبب بهبود پیش‌بینی تلاطم بازار سهام می‌شود، به‌طوری‌که R^2 رگرسیون از ۹۰٪ در مدل ARMA – XRL به ۹۰.۱٪ در مدل ترکیبی ARMA – XRL با $GARCH(1,1)$ افزایش می‌یابد.

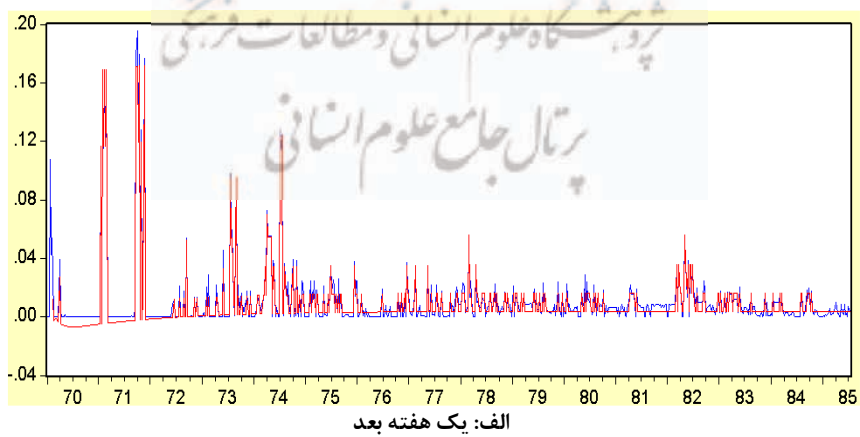
نمودار (۱۰)، پیش‌بینی انحراف معیار یک، دو و سه هفته بعد را نشان می‌دهد. این پیش‌بینی‌ها از مدل ARMA – XRL تخمین زده شده است. نمودار (۱۰) نیز نتایج یافته‌های تحقیق را تأیید می‌کند، یعنی این که مدل ARMA – XRL مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی است.

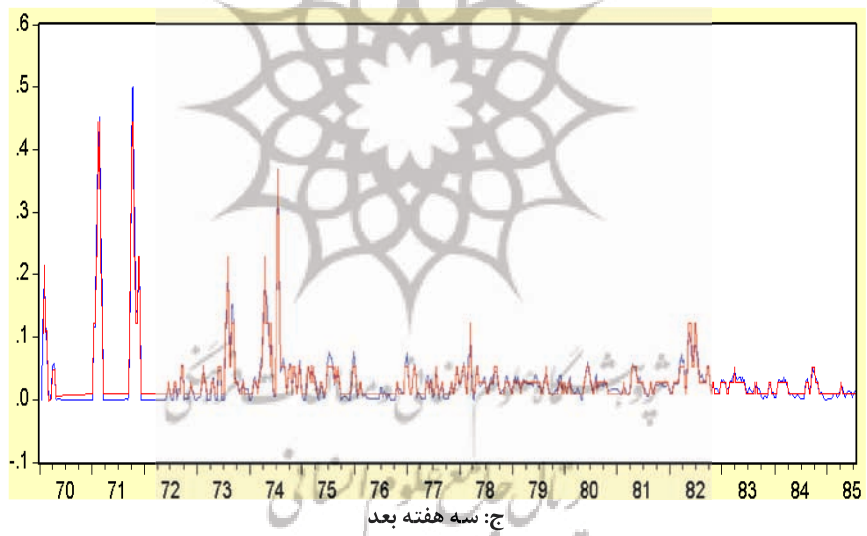
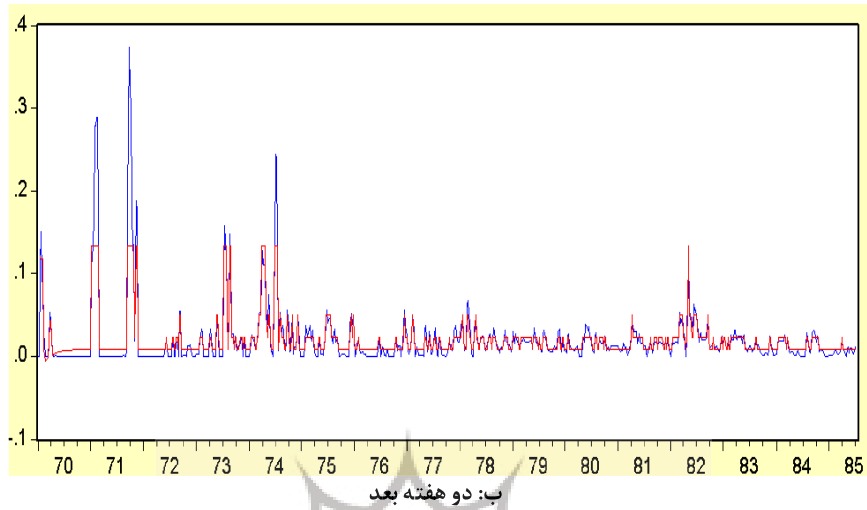


الف: یک هفته بعد



نمودار ۱۰- پیش بینی های تلاطم تحقق یافته ی مدل ARMA - XRL





منبع: نمودارهای (۱۰) و (۱۱)، پیش‌بینی تلاطم تحقق‌یافته یک، دو و سه هفته به جلوی مدل‌های ARMA- $GARCH(1,1)$ و XRL را طی دوره‌ی ۱۳۷۰/۰۱/۰۳ الی ۱۳۸۵/۰۷/۲۶ از قیمت هفته‌ای سهام سیمان تهران نشان می‌دهد.

نمودار ۱۱- پیش‌بینی‌های تلاطم تحقق‌یافته‌ی مدل $GARCH(1,1)$

نمودار (۱۱) ، پیش‌بینی انحراف معیار یک، دو و سه هفته‌ی آینده را با استفاده از مدل $GARCH(1,1)$ نشان می‌دهد. همان‌گونه که قبلاً نیز اشاره شد، این مدل پیش‌بینی دقیقی از تلاطم را نمی‌دهد. این امر را می‌توان در نمودار (۱۱) مشاهده کرد. پیش‌بینی مقادیر منفی برای انحراف معیار در ابتدای دوره‌ی تخمین حاکی از عملکرد ضعیف مدل فوق در تلاطم سهام سیمان است.

۵- نتیجه‌گیری

در این پژوهش به ارزیابی مدل‌های مختلف برای تخمین و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در قیمت سهام سیمان تهران پرداختیم. سرانجام نشان داده شد که این تحقیق مدل غیرخطی $ARMA$ را برای تخمین و پیش‌بینی تلاطم‌های تحقق‌یافته پیشنهاد می‌کند. با استفاده از این الگو می‌توان تأثیر بازده‌های وقفه‌ای، اثرات اهرمی و هم‌چنین شکست ساختاری را بهتر از سایر مدل‌ها تبیین کرد. تخمین‌ها نشان می‌دهند که تأثیر اخبار خوب و اخبار بد متقارن است. به عبارت دیگر، تأثیر تکانه‌های منفی و تکانه‌های مثبت بر تلاطم بازار سهام سیمان تهران یکسان می‌باشد. این نتیجه در تعارض با رفتار سایر بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته است. هم‌چنین نشان داده شد که شکست ساختاری تأثیری در بهبود تخمین تلاطم در بازدهی قیمت سهام سیمان تهران ندارد، به این مفهوم که شکست ساختاری علاوه بر این که تخمین و پیش‌بینی تلاطم را بهبود نمی‌بخشد، منجر به کاهش دقت تخمین و پیش‌بینی تلاطم نیز می‌شود.

نتایج پیش‌بینی‌های یک، دو و سه هفته بعد نشان می‌دهد که از میان الگوهای $GARCH(1,1) - C$ ، $GARCH(1,1)$ و ریسک متریک، مدل $ARMA - XRL$ مناسب‌ترین الگو برای پیش‌بینی می‌باشد. معیارهای $MSPE$ ، ME و MAE نیز این نتیجه مهم را تأیید می‌کنند. به عبارت دیگر، مدل $GARCH(1,1)$ و دیگر مدل‌ها نمی‌توانند پیش‌بینی دقیقی از تلاطم هفته‌های بعدی تلاطم بازدهی سهام سیمان تهران داشته باشد.

نتایج تخمین و پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که تلاطم در بازدهی بازار سهام سیمان تهران دیرپا نیست، بدین مفهوم که اثرات شوک‌ها در فاصله‌ی زمانی کوتاه مدت از بین

۱- در نمودارهای (۱۰) و (۱۱) پیش‌بینی‌ها در خلال سوم فروردین ماه هزار و سیصد و هفتاد تا بیست و ششم مهرماه هزار و هشتاد و پنج می‌باشد. خطوط پر رنگ (آبی رنگ) انحراف معیار تحقق‌یافته و خطوط نقطه چین (قرمز رنگ) پیش‌بینی مدل‌ها می‌باشد.

می‌رود. هم‌چنین نتایج پیش‌بینی‌های دوره‌های اخیر (یک، دو و سه هفته آینده) نشان می‌دهد که تلاطم در بازدهی سهام سیمان تهران نسبت به دوره‌ی ۱۳۷۵-۱۳۷۰ به‌شدت کاهش یافته است، لذا سرمایه‌گذار می‌تواند با قبول ریسک ناچیز، بازار سهام سیمان تهران را در سبب دارایی خود قرار دهد.

فهرست منابع

- ۱- ابونوری، اسمعیل. ایزدی، رضا (۱۳۸۵). ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای ARCH و GARCH، دانشگاه تهران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۲، صفحات ۱۹۰-۱۶۳.
- ۲- مهرآرا، محسن. عبدلی، قهرمان (۱۳۸۵). نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران، دانشگاه علامه‌ی طباطبائی، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۲۶، صفحات ۴۰-۲۵.
- 3- Andersen, T.G. and T. Bollerslev and S. Lange (1999), Forecasting financial market volatility: Sample frequency vis-a-vis forecast horizon, *Journal of Empirical Finance* 6.457-477.
- 4- Andersen T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold and P. Labys (2000), The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility, *Journal of the American Statistical Association* 96, 42-55.
- 5- Andersen T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold and P. Labys (2001), The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility, *Journal of the American Statistical Association* 96, 42-55.
- 6- Andersen, T.G., T. Bollerslev and F.X. Diebold (2002), Parametric and Nonparametric volatility measurement, forthcoming in Ait-Sahalia and L.P. Hansen (eds.), *Handbook of Financial Econometrics*, Amsterdam: North Holland.
- 7- Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold and P. Labys (2003), Modeling and Forecasting Realized Volatility, *Econometrica* 71, 579-625.
- 8- Andreou, E., and E. Ghysels (2000): "Rolling-sample Volatility Estimators: Some New Theoretical, Simulation and Empirical Results," University of North Carolina, Chapel Hill.
- 9- Andreou E. and E. Ghysels (2002), Detecting Multiple Breaks in Financial Market Volatility Dynamics, *Journal of Applied Econometrics* 17, 579-600.
- 10- Areal, N.M.P.C. and S.J. Taylor (2000), The Realized Volatility of FTSE-100 Futures Prices, *Journal of Futures Markets* 22, 627-48.

- 11- Berkowitz, J. (2000), Testing Density Forecasts with Applications to Risk Management, *Journal of Business & Economic Statistics* 19, 465–474.
- 12- Bollerslev T. and J.H. Wright (2001), High-Frequency Data, Frequency Domain Inference, and Volatility Forecasting, *Review of Economics and Statistics* 83, 596–602.
- 13- Engle, R.F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation,” *Econometrica*, 50, 987-1008.
- 14- Granger, C.W.J. and Ramanathan, R. (1984), Improved Methods of Combining Forecasts, *Journal of Forecasting*, 3, 197–204.
- 15- Hansen, C.S. (1999), The relationship between implied and realized volatility in the Danish option and equity markets, School of Economics and Management University of Aarhus.
- 16- Hol, E. and S.J. Koopman (2002), Stock Index Volatility Forecasting with High Frequency Data, Discussion Paper No. 2002-068/4, Tinbergen Institute.
- 17- Kokoszka, P. and R. Leipus (2000), “Change-point estimation in ARCH models”, *Bernoulli*, 6, 1-28.
- 18- Lavielle, M. and E. Moulines (2000), “Least-squares Estimation of an Unknown Number of Shifts in Time Series”, *Journal of Time Series Analysis*, 20, 33-60.
- 19- Maheu, J.M. and T.H. McCurdy (2002), Nonlinear Features of Realized FX Volatility, *Review of Economics and Statistics* 84 668–681.
- 20- Martens, M and D. V. Dijk and M.de Pooter (2003), Modeling and Forecasting S&P 500 Volatility: Long memory, Structural Breaks and Nonlinearity, *Journal of Econometric Institute Erasmus University Rotterdam*.
- 21- Mills, T.C. (1999). *The Econometric Modeling of Financial Time Series*, 2nd Edition, Cambridge University Press.
- 22- Mittnik, S and H. Claessen (2004), Forecasting Stock Market Volatility and the Informational Efficiency of the DAX Index Options Market, Center For Financial studies.
- 23- Oomen, R.C.A. (2002), Modeling Realized Variance when Returns are Serially Correlated, working paper, University of Warwick.
- 24- Weller, P.A. and Neely, C.J. (2001), Predicting Exchange Rate Volatility: Genetic Programming vs. GARCH and RiskMetrics, The Federal Reserve Bank Of St. Louis.
- 25- Yahyazadehfar, M. Abounoori, E. Shababi, H. (2006), Days-of –Week Effect on Tehran Stock Exchange Returns: An Empirical Analysis, *Journal of Economics University of Tehran*, No 16, 149-164.