Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال سیزدهم/ شماره ۴۰/ پائیز ۱۳۸۸/ صفحات ۲۹-۵۷

تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام (مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار تهران)

دکتر سعید راسخی*
امیر خانعلی‌پور**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۷/۶/۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۶/۱۶

چکیده

با توجه به اهمیت بازار سهام به عنوان ابزاری قدرتمند در جذب وجوه پس‌اندازکنندگان و هدایت آن به سمت سرمایه‌گذاران، همچنین، ضرورت و اهمیت مدل‌سازی نوسانات بازده، در این پژوهش برخی از ویژگی‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داده‌ایم. بدین منظور، با به‌کارگیری داده‌های ماهانه شاخص کل سهام در دوره زمانی ۱۳۷۰:۰۱ تا ۱۳۸۶:۰۶ از تکنیک واریانس ناهمسان شرطی استفاده کرده‌ایم. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که: ۱. توزیع بازدهی دارای چولگی مثبت بوده و بر این اساس، عاملان بازار وقوع بازدهی‌های منفی را محتمل‌تر می‌دانند، ۲. سری بازدهی فاقد توزیع نرمال و در مقایسه با منحنی نرمال کشیده‌تر است. بر اساس این نتیجه، عوامل بازار افزایش‌ها و کاهش‌های ناگهانی بازدهی را محتمل می‌دانند، ۳. ماه‌های سال به استثنای ماه‌های اردیبهشت، مرداد و آذر اثر معناداری بر بازدهی ندارند، ۴. فرضیه وجود کارایی اطلاعاتی رد می‌شود. لذا، تمام عاملان بازار به‌طور حرفه‌ای معامله نمی‌کنند و اطلاعات و اخبار نه به صورت آنی، بلکه با گذر زمان بر قیمت‌ها اثر می‌گذارد. در نتیجه، احتمال کسب سود و زیان نامتعارف در این بازار وجود دارد، ۵. تورم، توضیح‌دهنده معناداری برای نوسانات بازدهی نیست؛ هرچند این اثر مثبت برآورد شده‌است، ۶. نرخ برابری دلار به ریال اثر مثبت معناداری در ایجاد نوسانات بازدهی دارد. ضریب این متغیر احتمالاً به دلیل سهم ناچیز دلار در سبد دارایی سهامداران، کوچک برآورد شده‌است، ۷. فرض توزیع نرمال برای باقیمانده‌های مدل فرض مناسبی نیست. در مقابل، توزیع t و توزیع خطای عمومی با لحاظ کردن کشیدگی مازاد، فروض مناسب‌تری هستند.

طبقه بندی JEL: G11، G14.

واژگان کلیدی: کارایی اطلاعاتی، دنباله‌های سنگین، نوسانات خوشه‌ای، اثر اهرمی، اثرات تقویمی، توزیع خطاها، اثر ژانویه، بازار بورس اوراق بهادار تهران.

*استادیار و عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران srasekhi@umz.ac.ir
** کارشناس ارشد اقتصاد amir_khanalipour@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

ساختار مالی کشورها تحت تأثیر بازارهای پولی و مالی است. در کشورهای توسعه‌یافته، بازار سرمایه محور تأمین مالی بوده و نظام مالی مبتنی بر اوراق بهادار، بر بازار حاکم است. در مقابل، در کشورهای در حال توسعه، بازار پول نقش محوری را بر عهده دارد. در این چارچوب، شرکت‌ها برای تأمین نیازهای مالی خود تا حدود زیادی به نظام بانکی وابسته هستند. بدین ترتیب، احتمالاً یکی از دلایل پایین بودن رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، عدم توجه کافی به بازارهای مالی است؛ چون نقش اساسی بازارهای مالی، تسهیل فرآیند جذب سپرده‌های پس‌اندازکنندگان و جریان آن به سمت سرمایه‌گذاران است.

دلایل متعددی برای مدل‌سازی نوسانات در بازار سهام وجود دارد. افزایش نوسانات ممکن است باعث افزایش ریسک سرمایه‌گذاری و هزینه نگهداری سرمایه و بنابراین، باعث کاهش سرمایه‌گذاری شود. برای مدیریت صحیح ریسک نگهداری دارایی‌های مختلف باید اطلاعات کافی درباره افزایش یا کاهش ارزش سبد دارایی وجود داشته باشد. همچنین، سرمایه‌گذاران برای اجتناب از ضرر و زیان احتمالی ناشی از نوسانات آتی باید نسبت به چگونگی اثرگذاری نوسانات دوره جاری بر نوسانات دوره‌های آتی آگاهی داشته باشند. بخش مدیریت دارایی بنگاه‌ها نیز ممکن است به مدل‌سازی نوسانات بپردازد تا پیش از ایجاد نوسان شدید بازدهی، تمام یا بخشی از دارایی را به‌فروش برساند. همچنین، کارگزاران می‌توانند بر اساس مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات، نرخ کارمزد مناسب را تعیین کنند. از سوی دیگر، نوسانات بازده سهام ممکن است به حرکت سیستم مالی آسیب برساند و از روش‌های مختلف نظیر مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری بر عملکرد و رشد اقتصادی اثر منفی بگذارد.[۱] با توجه به اهمیت بازارهای مالی در ایجاد جریان مالی میان پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران، و ضرورت مدل‌سازی نوسانات بازده سهام، در این پژوهش به بررسی ویژگی‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم. ویژگی‌های مختلفی در مطالعات نظری و تجربی برای بازارهای بورس اوراق بهادار مورد بررسی قرار گرفته که در این رابطه می‌توان به وجود دنباله‌های سنگین[۲]، نوسانات خوشه‌ای[۳]، اثر اهرمی[۴]، اثرات تقویمی[۵] و اثر متغیرهای کلان بر نوسانات بازده سهام اشاره کرد. در این مقاله ضمن ارایه مبانی نظری، ویژگی‌های یادشده را برای بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌دهیم. همچنین، وجود کارایی اطلاعاتی به شکل خفیف[۶] نیز در این بازار را مورد کنکاش قرار خواهیم داد. گفتنی است که این پژوهش به دلایل مختلف از جمله بررسی کارایی اطلاعات در بازار سهام، توجه به کشیدگی مازاد و توزیع خطاها و توجه به متغیرهای تورم و نرخ ارز در توضیح نوسانات بازار سهام، متمایز از مطالعات مشابه است.

۱. برای مطالعه بیشتر به پوتربا(Poterba, 2000) و آرستیس و دیگران(Arestis et al, 2001) مراجعه کنید.

2. Thick tail
3.Volatility clustering
4.Leverage effect
5.Calendar effects
6.Weak information efficiency

www.SID.ir

Archive of SID

این مقاله در سه بخش ارایه شده‌است: پس از مقدمه، بخش **نخست** را به روش‌شناسی پژوهش اختصاص داده‌ایم. در این بخش، مبانی نظری و تجربی و همچنین، مدل‌های مختلف الگوی واریانس ناهمسان شرطی را ارایه کرده‌ایم. در بخش **دوم**، پس از بیان ویژگی‌های آماری داده‌ها، ویژگی‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و بخش **سوم** را به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص داده‌ایم.

۱. روش‌شناسی پژوهش

۱-۱. مبانی نظری و تجربی

بلرسلو، انگل و نلسون(۱۹۹۴)[1] ویژگی‌های اساسی بازار سهام را در پنج مورد خلاصه می‌کنند: وجود دنباله سنگین، وجود نوسانات خوشه‌ای، اثر اهرمی، اثرات تقویمی و متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر در نوسانات بازدهی. همچنین، کارایی اطلاعاتی از مباحث مهم در بازار سهام است. در ادامه، این ویژگی‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

الف) وجود دنباله‌های سنگین در بازدهی[2]

اولین بار باچیلر(۱۹۹۰)[3] مدل گام تصادفی[4] را برای قیمت‌های بازار سهام پیشنهاد کرد. بر این اساس، بازده سهام یک متغیر تصادفی با توزیع نرمال است؛ ولی این فرض در دهه ۱۹۶۰ که برای اولین بار وجود دنباله‌های سنگین بازدهی‌ها مشخص شد، مورد تردید قرار گرفت. به‌طور مشخص، نخستین بار مندلبروت(۱۹۶۳)[5] و سپس فاما(۱۹۶۵)[6] و مندلبروت و تیلور(۱۹۶۷)[7] مطرح کردند که سری بازدهی تمایل به توزیع قله‌ای(لپتوکورتیک)[8] دارد. به بیان دیگر، عاملان بازار، افزایش یا کاهش‌های شدید بازدهی را محتمل می‌دانند.

ب) وجود نوسانات خوشه‌ای

نوسانات خوشه‌ای بر متغیربودن واریانس بازدهی در طول زمان دلالت دارد. ممکن است سری بازدهی در دوره‌های مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارد. یعنی، در برخی دوره‌ها دارای نوسان کم، و دوره‌های دیگر دارای نوسان زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار می‌رود که واریانس متغیر تصادفی بازدهی ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. وجود نوسانات خوشه‌ای را مندلبروت(۱۹۶۳) این‌گونه بیان می‌کند که: "این تمایل وجود دارد که تغییرات بزرگ با تغییرات بزرگ و در همان جهت، و تغییرات کوچک نیز با تغییرات کوچک و در همان جهت همراه باشند."[9]

1.Bollerslev, Engel and Nelson (1994)
2.Ibid (1994)
3.Bachelier (1990)
4.Random walk
5.Mandelbrot (1963)
6.Fama (1965)
7.Mandelbrot and Taylor (1967)
8.Leptokurtic
9.Bollerslev, Engel and Nelson (1994)

www.SID.ir

Archive of SID

در ایران، مشیری و مروت(۱۳۸۴) به بررسی وجود فرآیند آشوبی در شاخص بازدهی کل قیمت سهام بازار بورس تهران پرداخته‌اند. بدین منظور، آنان از شاخص کل قیمت سهام روزانه و هفتگی- به صورت درصد تغییر در شاخص‌های قیمت- در دوره زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۲ و آزمون‌های آشوبی BDS، شبکه عصبی و بزرگترین نمای لیاپانوف استفاده کرده‌اند. آنها در پژوهش خود، آزمون‌های BDS و شبکه عصبی، وجود فرآیند غیرخطی در پسماندهای مدل‌های ARMA را نشان دادند؛ در حالی که وجود فرآیند غیرخطی در پسماندهای مدل GARCH را تأیید نکردند. همچنین، بر اساس آزمون بزرگترین نماهای لیاپانوف، وجود آشوب در شاخص‌های بازدهی قیمت کل سهام و ناکارایی بازار سهام مورد تأیید قرار گرفت.

ج) اثر اهرمی

اثر اهرمی به رابطه منفی بازدهی سهام با ریسک سهام دلالت دارد. یعنی اگر بازدهی سهام افزایش یابد، میزان نوسان بازدهی سهام کاهش می‌یابد و بر عکس. اثر اهرمی ابتدا توسط بلک(۱۹۶۷)[1] مطرح شد.[2] نکته مهم در این نظریه، نامتقارن بودن نوسانات نسبت به افزایش و کاهش بازده سهام است. به بیان دیگر، شوک‌های منفی اثر بیشتری در مقایسه با شوک‌ها و اخبار مثبت بر جای می‌گذارند. بر خلاف مطالعات متعدد در کشورهای توسعه‌یافته که اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات را مورد تأیید قرار داده‌اند، در ایران، مهرآرا و عبدلی(۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های روزانه بازدهی در محدوده زمانی ۱۲ فروردین ۱۳۷۸ تا ۱۶ اردیبهشت ۱۳۸۲ و به کمک تکنیک واریانس ناهمسان شرطی، به شواهدی مبنی بر نامتقارن‌بودن نوسانات نسبت به تکانه‌های مثبت و منفی برای بازار سهام تهران دست نیافتند. در مقابل، ابونوری و موتمنی(۱۳۸۶) با استفاده از سری زمانی روزانه شاخص بازار سهام تهران برای دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۸۵ وجود اثر اهرمی و نامتقارن بودن نوسانات سهام نسبت به اخبار خوب و بد را مورد تأیید قراردادند. نکته حائز اهمیت در مطالعات داخلی، عدم توجه کافی به توزیع بازدهی و کشیدگی مازاد آن نسبت به توزیع نرمال است که می‌تواند باعث نتایج متفاوت شود.

د) اثرات تقویمی

زمانی که بازار بسته است، اطلاعات روی هم انباشته می‌شوند و زمانی که بازار باز می‌شود این اطلاعات انباشته قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.[3] برای مثال، اگر اطلاعات با تواتر معینی انباشته شوند آنگاه واریانس بازدهی پس از دو روز تعطیل می‌بایست دو برابر واریانس بازدهی در طول دو روز متوالی باشد که بازار باز است.[4] مطالعات متعدد نشان داده‌اند که بازدهی‌های سهام(به ویژه بازدهی‌های سهام شرکت‌های کوچک) تمایل دارند در ماه‌های نخست سال در مقایسه با ماه‌های دیگر بیشتر باشند. به

1. Black (1976)
2.Bollerslev, Engel and Nelson (1994)
۳.فاما(Fama, 1965) و فرنچ و رول(French and Roll, 1986) به صورت نظری و تجربی این موضوع را مطرح کردند.
۴.گفتنی است که اثرات تقویمی برای دوره‌های هفتگی، دو هفتگی و ماهانه نیز قابل بررسی است. برای مطالعه بیشتر به بلرسلو، انگل و نلسون(۱۹۹۴) مراجعه نمایید.

www.SID.ir

Archive of SID

همین دلیل، این اثر به اثر ژانویه[1] یا اثر ماهانه معروف است. واچل(۱۹۴۲)[2] بر اساس فرضیه *انتقال ضرر مالیاتی*[3] معتقد است که سرمایه‌گذاران با نزدیک‌شدن به پایان سال، با فروش سهامی که در طول سال کاهش قیمت داشته‌است، از مالیات خود می‌کاهند که این باعث کاهش قیمت‌های سهام می‌شود. ولی با پایان سال، فشار فروش به تدریج کمترشده و قیمت‌های سهام به سطوح تعادلی خود بر می‌گردند. نتیجه این عمل، بالا بودن بازدهی در ماه(های) اولیه سال است.[4]

ه)متغیرهای کلان اقتصادی به مثابه منبع ایجاد نوسانات بازدهی

گرچه در نحوه مدل‌سازی نوسانات بازار سهام تقریباً توافق کلی وجود دارد، ولی به نظر می‌رسد در شناسایی تمامی عوامل موجد این نوسانات اتفاق نظری وجود نداشته‌باشد. نخستین بار شوورت(۱۹۸۹)[5] ارتباط میان نوسانات بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی را مورد آزمون قرار داد. بر اساس این مطالعه، متغیرهایی نظیر تورم و رشد اقتصادی و همچنین نوسانات آنها توضیح‌دهنده ضعیفی برای نوسانات بازدهی بازار سهام محسوب می‌شوند.[6] دیویس و کوتان(۲۰۰۳)[7] نیز به نتیجه مشابهی دست پیدا کردند.

برخی از پژوهشگران انتشار اخبار و برخی دیگر اطلاعات پیش‌بینی نشده را از علل ایجاد نوسانات می‌دانند.[8] برخی پژوهشگران نیز معتقدند حجم معاملات[9]، تغییر در تابع مطلوبیت سرمایه‌گذاران و عادات آنها، همچنین تغییر در سیاست‌های کلان اقتصادی و وقوع بحران‌های اقتصادی و سیاسی منشأ ایجاد نوسانات هستند.[10] همچنین، هامیلتون و لین(۱۹۹۶)[11] دریافتند که سیکل‌های تجاری از عوامل مهم نوسانات در بازار سهام امریکا می‌باشند. به‌طوری‌که نوسانات بازار سهام به هنگام بروز رکود اقتصادی بیشتر است. متغیرهای تأثیرپذیر از سیاست‌های پولی نظیر نرخ بهره و تورم نیز بر نوسانات بازار سهام مؤثرند.[12]

و) بازار سهام و کارایی اطلاعات

1.January effect
2.Wachtel (1942)
3.Tax Loss Selling
4.Mehmet (2008)
5.Schwert (1989)
6.Engel and Rangel (2006)
7.Davis and Kutan (2003)

۸.از گروه اول می‌توان به مطالعات فلمینگ و دیگران(Fleming et al, 1999) و بالدوزی و دیگران(Balduzzi et al, 2001) و از گروه دوم می‌توان به مطالعه انگل و دیگران(Engel, 1993) نام برد.

۹.البته نجارزاده و زیوردار(۱۳۸۵) نشان می‌دهند که حجم معاملات توضیح دهنده اثرات GARCH در بازدهی بازار سهام تهران نیست.

۱۰.در این ارتباط می‌توان به مطالعه دارات و دیگران (Darrat et al, 2003) اشاره کرد.

11.Hamilton and Lin (1996)
12.Engel and Rangel (2006)

www.SID.ir

Archive of SID

پس از مطالعه اولیه فاما(۱۹۷۰)[1]، مطالعات نظری و تجربی متعددی درباره کارایی بازار سهام صورت گرفت. وی اظهار می‌کند که: "به‌طور متوسط، چشم هم چشمی و رقابت شدید بین سرمایه‌گذاران علت اصلی منعکس‌شدن *آنی* اخبار جدید در قیمت‌های جاری است". فرضیه بازار کارا(EMH)[2] بر این موضوع دلالت دارد که قیمت جاری اوراق بهادار به‌طور کامل تحت تأثیر اطلاعات و اخبار قرار گرفته و در این شرایط، نمی‌توان از طریق رانت اطلاعاتی به سود غیرمتعارف دست یافت. فرم خفیف کارایی بازار نیز بر این امر دلالت دارد که تغییر قیمت‌های اوراق بهادار به مثابه گام تصادفی عمل کرده و مستقل از عملکرد گذشته خودش است. پس، نباید در نمودار همبستگی نگار سری بازدهی در هیچ وقفه‌ای خودهمبستگی مشاهده شود.[3] در این شرایط، دلیلی برای افزایش و کاهش شدید قیمت‌ها و درنتیجه، کسب سود یا زیان نامتعارف وجود ندارد. نتیجه فرضیه بازار کارا این شعار است که "به قیمت‌ها اعتماد کن!". چون در دوره جاری قیمت‌ها نسبت به تمامی اطلاعات و اخبار منتشر شده به‌سرعت واکنش نشان داده‌است. در یک بازار ناکارا از لحاظ اطلاعاتی، سرمایه‌گذاران در تعیین میزان سرمایه‌گذاری بهینه دچار مشکل هستند. چون در این شرایط، اطلاعات مربوط با شرکت‌ها با کندی جریان دارد. در فرضیه بازارهای کارآ، فرض می‌شود سرمایه‌گذاران آگاه، مجرب و توانا به‌طور پیوسته درگیر تحلیل اخبار و اطلاعات هستند. در مقابل، اگر عموم سرمایه‌گذاران مهارت کافی در تحلیل نوسانات را نداشته باشند، خود این امر باعث ناکارایی اطلاعاتی در بازار بورس و کسب سودهای هنگفت خواهد شد.

باتلر و دیگران(۱۹۹۲)[4] با بررسی کارایی بازار سهام عربستان و کویت به این نتیجه رسیدند که از لحاظ اطلاعاتی، بازار سهام عربستان ناکارا و بازار سهام کویت کارا هستند. آنتونیو و ارگول(۱۹۹۷)[5] بازار اوراق بهادار استانبول را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که این بازار در گذشته‌های دور ناکارا بوده ولی میزان کارایی پس از اجرای سیاست‌های آزادسازی بهبود یافته است. حسن و دیگران(۲۰۰۳)[6] نیز با بررسی بورس اوراق بهادار کویت، ناکارایی این بازار را تأیید کردند. اگرچه به عقیده آنان، این کارایی پس از دهه ۱۹۹۰ میلادی بهبود یافته است. محمد(۲۰۰۸) نیز با استفاده از تحلیل سری زمانی، فرضیه فرم خفیف بازار کارآ را برای بورس اوراق بهادار استانبول مورد آزمون و تأیید قرار داد.

در ایران، عبده تبریزی و جوهری(۱۳۷۵) پس از محاسبه بازدهی کل به روش لگاریتم تفاضلی شاخص کل قیمت سهام، از مدل‌های توسعه‌یافته التون، گروبر و پدبرگ(EGP)[7] برای آزمون کارایی شاخص قیمت استفاده کردند. نتایج آزمون‌های آنان دلالت بر ناکارایی شاخص بورس اوراق بهادار تهران دارد. همچنین، بر اساس مطالعه کیمیاگری و تیژری(۱۳۸۵) بازار بورس اوراق بهادار تهران احتمالاً در شکل ضعیف ناکارا است.

1.Fama (1970)
2.Efficient Market Hypothesis (EMH)
3.Mehmet (2008)
4.Butler et al (1992)
5.Antoniou and Ergul (1997)
6.Hassan et al (2003)
7.Elton, Gruber and Padberg (EGP)

www.SID.ir

Archive of SID

۱-۲. معرفی مدل

طبق تعریف، نرخ بازدهی مرکب به صورت زیر محاسبه می‌شود:[1]

$$r_t = Ln\left(\frac{P_t + D_t}{P_{t-1}}\right)\times 100$$

که در آن، r_t نرخ بازدهی مرکب در دوره t، P_t و P_{t-1} شاخص قیمت سهام به ترتیب در پایان و در شروع دوره t و D_t سود نقدی سهام در طول یک دوره است. بدین ترتیب، بازدهی سهام از دو عامل تأثیر می‌پذیرد: الف) افزایش قیمت سهام، که ناشی از عواملی همچون تغییرات کمی و کیفی سرمایه‌گذاری جدید و تورم است. ب) سود نقدی، که در این رابطه، شرکتی که سود نقدی کمتری پرداخت می‌کند، وجوه آن را صرف سرمایه‌گذاری جدید یا افزایش نقدینگی می‌کند که در نهایت باعث رشد بیشتر قیمت سهام آن شرکت می‌شود.

طبق فرض، سری r_t از دو بخش قابل پیش‌بینی و غیرقابل پیش‌بینی تشکیل شده‌است. به بیان دیگر:

$$r_t = \mathrm{E}\left(r_t|\Omega_{t-1}\right)+\varepsilon_t$$

که در آن، E عملگر میانگین شرطی، Ω_{t-1} مجموعه اطلاعات قابل دسترس در زمان t و جمله ε_t جزء غیر قابل پیش‌بینی است. میانگین شرطی در یک فرآیند ARMA(m,n) به صورت زیر شکل می‌گیرد:

$$\mathrm{E}\left(r_t|\Omega_{t-1}\right)\equiv\sum_{i=1}^{m}c_i r_{t-i}+\sum_{j=1}^{n}\kappa_j\varepsilon_t$$

وجود خودهمبستگی سریالی در سری بازدهی به معنای قابل پیش‌بینی بودن این سری توسط مقادیر گذشته خود و نشان‌دهنده ناکارایی بازار سهام است. بخش غیرقابل پیش‌بینی(ε_t) نیز می‌تواند تحت فرآیند واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیونی(ARCH)[2] به صورت زیر شکل بگیرد:

$$\varepsilon_t = z_t\sigma_t \qquad z_t \approx iid(0,1)$$

که در آن، z_t متغیری تصادفی است که به‌طور مستقل و همانند iid[3] با میانگین صفر و واریانس واحد توزیع شده‌است. واریانس شرطی ε_t نیز برابر σ_t^2 است که متغیر در طول زمان، مثبت و قابل اندازه‌گیری بر اساس مجموعه اطلاعات در دسترس در زمان t (Ω_{t-1}) است.

گفتنی است که انگل(۱۹۸۲)[4] مدل ARCH(q) را برای محاسبه واریانس شرطی معرفی کرد و آن را تابعی خطی از مجذور شوک‌های دوره‌های گذشته به صورت زیر در نظر گرفت:[5]

1.Andersen and Bollerslev(1998), Engel and Rangel (2006), Bollerslev, Engle and Nelson (1994)
2.Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)
3.Independently and identically distributed (iid)
4.Engel (1982)
5.Engel (2004)

www.SID.ir

Archive of SID

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-i}^2$$

برای مثبت بودن واریانس، باید داشته باشیم:

$$a_0 > 0 \ , \quad a_i \geq 0 \quad (i = 1,2,...,q)$$

مطالعات تجربی بعدی نشان دادند که برای تصریح مناسب الگوی ARCH(q) باید وقفه‌های بالایی از q لحاظ شود. برای حل این مشکل، بلرسلو(۱۹۸۶)[1] یکی از شاگردان برجسته انگل به معرفی مدل واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیونی تعمیم یافته(GARCH)[2] پرداخت. در این مدل، واریانس شرطی تابع خطی از وقفه‌های آن نیز در نظر گرفته می‌شود. تصریح GARCH(p,q) به شکل زیر است:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

شرط کافی برای مثبت بودن واریانس شرطی به صورت زیر است:

$$a_0 \rangle 0. \quad , a_i \geq 0, \ \beta_j \geq 0 \quad i = 1,2,....,q, \quad j = 1,.....p$$

ولی همان‌گونه که تراسویرتا(۲۰۰۶)[3] مطرح می‌کند شرط لازم و کافی برای مثبت بودن واریانس شرطی در وقفه‌های بالاتر از یک بسیار پیچیده است.[4] همچنین، برای آنکه الگوی GARCH شناسا[5] باشد، باید حداقل یکی از ضرایب ARCH موجود و مثبت باشد. افزون بر این، الگوی GARCH(q,p) یک فرآیند پایای ضعیف[6] است اگر و فقط اگر $\sum_{i=1}^{q} a_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_j < 1$ باشد. در این شرایط و با توجه به واریانس غیرشرطی $\sigma^2 = \frac{a_0}{1 - \sum_{i=1}^{q} a_i - \sum_{j=1}^{p} \beta_j}$، شوک‌ها اثر پایداری بر واریانس شرطی نخواهند داشت. در غیر این صورت، مدل GARCH انباشته در واریانس(IGARCH)[7] بوده و شوک‌ها اثر ماندگاری بر واریانس شرطی خواهند گذاشت.[8]

مدل GARCH به خوبی بسیاری از ویژگی‌های بازارهای مالی از قبیل دنباله های سنگین و نوسانات خوشه‌ای در سری بازدهی را نشان می‌دهد. ولی این مدل، دارای یک محدودیت مهم است و آن اینکه واریانس شرطی تنها به مقدار و اندازه شوک‌ها(ε_t) و نه علامت آن بستگی دارد. در حالی که ممکن است هدف، مطالعه رفتار بازار در قبال اثر اهرمی باشد. اثر اهرمی، دلالت بر گرایش نامتقارن نوسانات

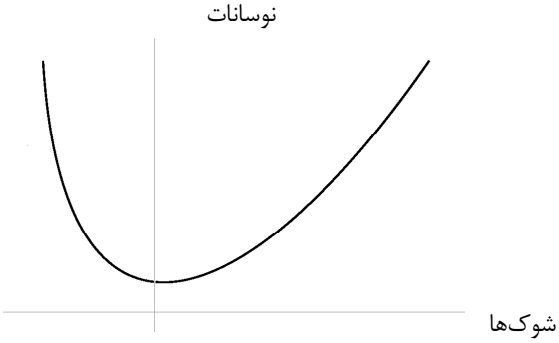
1.Bollerslev (1986)
2.Generalized ARCH (GARCH)
3.Terasvirta (2006)
۴.این شرایط برای GARCH(2,2) به تفصیل توسط هی و تراسویرتا(He and Terasvrta, 1999) بررسی شده است.
5.Identified
6. Weakly Stationary
7.Integrated GARCH (IGARCH)
۸.شایان ذکر است که مدل GARCH حالت خاصی از مدل ARCH با بینهایت وقفه($ARCH(\alpha)$)است.

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت به اخبار و شوک‌ها دارد. به‌طوری‌که اخبار و شوک‌های منفی($\varepsilon_t\langle 0$) در مقایسه با اخبار و شوک‌های مثبت($\varepsilon_t\rangle 0$) دارای نوسانات بیشتری در بازدهی هستند. نمودار ۱ اثر نامتقارن شوک‌ها بر نوسانات را به تصویر می‌کشد.

نمودار۱. اثر نامتقارن شوک‌ها بر نوسانات



در این صورت، مدل GARCH فاقد کارایی لازم در بررسی این ویژگی بازار سهام خواهد بود. برای کنترل اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات، الگوهای نامتقارن GARCH معرفی شده‌اند که مشهورترین آنها الگوی EGARCH(p,q) یا GARCH نمایی[1] است که توسط نلسون(۱۹۹۱)[2] معرفی شده‌است. تصریح الگوی EGARCH(p,q) به صورت زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

سمت چپ معادله به صورت لگاریتمی بوده و مبین این نکته مهم است که واریانس شرطی مثبت بوده و نیازی به ایجاد محدودیت در ضرایب ندارد. همچنین، فرضیه وجود اثر اهرمی با $\gamma_k\langle 0$ آزمون می‌شود. شایان ذکر است که تصریح الگوی معرفی شده توسط نلسون حالت خاصی از الگوی زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} - \left(\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right) \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

اگر توزیع ε_t نرمال فرض شود، الگوی EGRACH به صورت زیر تصریح می‌شود:[3]

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

1. Exponential Garch (EGARCH)
2.Nelson (1991)
۳. البته مدل‌های نامتقارن دیگری نظیر مدل GARCH آستانه‌ای(Threshold GARCH) معرفی شده‌اند. برای مطالعه بیشتر درباره مدل‌های مختلف گارچ به بلرسلو و دیگران(Bollerslev et al, 1994) و تراسویرتا(Terasvirta, 2006) مراجعه نمایید.

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طور که اشاره شد، انگل(۱۹۸۲) به هنگام معرفی الگوی ARCH، توزیع شوک‌ها را نرمال در نظر گرفت. در حالی که به دلیل ویژگی‌های خاص سری بازدهی، بلرسلو(۱۹۸۷) توزیع t را با درجه - آزادی $\nu > ۲$ به شکل زیر پیشنهاد کرد:

$$D(z_t;\nu)=\frac{\Gamma((\nu+۱)/۲)}{\Gamma(\nu/۲)\sqrt{\pi(\nu-۲)}}\left(۱+\frac{z_t^{۲}}{\nu-۲}\right)^{-\frac{\nu+۱}{۲}}$$

که در آن $\Gamma(.)$ تابع گاما است.[۱] توزیع t به صورت متقارن حول صفر، برای $\nu > ۴$ توزیع می‌شود و کشیدگی شرطی $3(\nu-2)(\nu-4)^{-1}$ دارد که بیشتر از ارتفاع توزیع نرمال ۳ است. از سوی دیگر، نلسون(۱۹۹۱) به هنگام معرفی مدل EGARCH از توزیع خطای عمومی(GED)[۲] به شکل زیر استفاده نمود:

$$D(z_t;\nu)=\frac{\nu\exp\left(-۰.۵\left|z_t/\lambda\right|^{\nu}\right)}{۲^{(۱+۱/\nu)}\Gamma\left(\nu^{-۱}\right)\lambda} \qquad , \quad \nu>۰$$

که ν پارامتر کشیدگی و $\lambda\equiv\sqrt{۲^{-۲/\nu}\Gamma\left(\nu^{-۱}\right)\Gamma\left(۳\nu^{-۱}\right)}$ است. برای $\nu = ۲$، z_t توزیع نرمال دارد. همچنین، توزیع z_t برای $\nu < ۲$ و $\nu > ۲$ به ترتیب دارای دنباله سنگین تر و لاغرتر از توزیع نرمال است.

در بیشتر موارد برای برآورد مدل‌های ARCH از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود. با فرض توزیع همانند و مستقل z_t و تابع چگالی احتمال $D(z_t;\nu)$، تابع لگاریتم درستنمایی $\{y_t(\theta)\}$ برای نمونه‌ای با T مشاهده به صورت زیر است:

$$L_T(\{y_t\};\theta)=\sum_{t=۱}^{T}\left[\ln[D(z(\theta);\nu)]-\frac{۱}{۲}\ln\left(\sigma_t^{۲}(\theta)\right)\right]$$

که در آن، θ نشانگر بردار پارامترها بوده که باید برای میانگین شرطی، واریانس شرطی و تابع چگالی احتمال برآورد شوند. با حداکثر کردن رابطه بالا، برآوردکننده حداکثر درستنمایی($\widehat{\theta}$) برآورد می‌شود. برآورد تابع حداکثر درستنمایی با فرض توزیع نرمال، t و توزیع خطای عمومی به ترتیب صورت زیر است:

$$L_T(\{y_t\};\theta)=-\frac{۱}{۲}\left[T\ln(۲\pi)+\sum_{t=۱}^{T}z_t^{۲}+\sum_{t=۱}^{T}\ln\left(\ln\left(\sigma_t^{۲}\right)\right)\right]$$

$$L_T(\{y_t\};\theta)=T\left[\ln\Gamma\left(\frac{\nu+۱}{۲}\right)-\ln\Gamma\left(\frac{\nu}{۲}\right)-\frac{۱}{۲}\ln[\pi(\nu-۲)]\right]-\frac{۱}{۲}\sum_{t=۱}^{T}\left[\ln(\sigma_t^{۲})+(۱+\nu)\ln\left(۱+\frac{z_t^{۲}}{\nu-۲}\right)\right]$$

$$L_T(\{y_t\};\theta)=\sum\left[\ln\left(\frac{\nu}{\lambda}\right)-\frac{۱}{۲}\left|\frac{z_t}{\lambda}\right|^{\nu}-(۱+\nu^{-۱})\ln(۲)-\ln\Gamma\left(\frac{۱}{\nu}\right)-\frac{۱}{۲}\ln(\sigma_t^{۲})\right]$$

۱.تابع گاما به صورت $\Gamma(\nu)=\int_{۰}^{\infty}e^{-x}x^{\nu-۱}dx$ است.

2.General Error Distribution(GED)

www.SID.ir

Archive of SID

برای انتخاب مدل مناسب از معیارهای آکائیک، شوارتز و مقدار لگاریتم درستنمایی استفاده می‌شود. مشخصاً مدل مناسب، مقادیر آکائیک و شوارتز را حداقل و مقدار لگاریتم درستنمایی را حداکثر کند.

۲. ویژگی آماری داده‌ها و یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، نرخ بازدهی سهام را از رابطه زیر محاسبه کرده‌ایم:[۱]

$$r_t = Ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)\times ۱۰۰$$

در این پژوهش، از داده‌های ماهانه شاخص کل قیمت در دوره زمانی۱۳۷۰:۰۱ تا ۱۳۸۶:۰۶ شامل ۱۹۸ مشاهده استفاده کرده‌ایم. این داده‌ها از گزارش‌های ماهانه و سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران[۲] و همچنین، سایت مدیریت پژوهش توسعه و مطالعات اسلامی[۳] تهیه شده است. افزون بر این، نرخ تورم(rcpi) را از گزارش‌های آماری ماهانه بانک مرکزی و نرخ برابری دلار امریکا به ریال(usd) با تواتر روزانه از سایت بانک مرکزی[۴] جمع‌آوری کرده‌ایم. سری بازدهی نرخ ارز($rusd$) نیز از طریق رابطه زیر محاسبه شده‌است:

$$rusd_t = Ln\left(\frac{usd_t}{usd_{t-1}}\right)\times ۱۰۰$$

همان‌طور که جدول ۱ نشان می‌دهد، سری بازدهی کل ماهانه دارای میانگین ۱/۹۶٪ ، میانه ۰/۹۶ و انحراف معیار ۶/۲ است. اگر انحراف معیار غیرشرطی بازدهی به عنوان معیار تغییرپذیری بازدهی در نظر گرفته شود(سونماز ساریال، ۲۰۰۷)، مشاهده می‌شود که در بازار بورس اوراق بهادار تهران میزان تغییرپذیری بالایی وجود دارد. می‌توان این امر را برخواسته از بی‌ثباتی‌های سیاسی-اقتصادی کشور دانست. بیشترین میزان بازدهی ماهانه برابر ۳۰/۷۲۹۹۹ مربوط به ماه ۱۳۷۳:۹ و کمترین میزان آن ۲۲/۸۸۴۱- مربوط به ماه ۱۳۸۱:۰۶ است.

نکته قابل توجه، وجود چولگی مثبت در این سری است که نشان می دهد عاملان بازار، بازدهی‌های منفی را محتمل‌تر می‌دانند!. نکته جالب توجه دیگر، کشیدگی بالای بازده کل است که ۹/۳۲ به‌دست

۱.شایان ذکر است که اولاً در نظر نگرفتن سود نقدی سهام، اثر معناداری بر بازده سهام ندارد. برای مطالعه بیشتر به ابونوری و موتمنی(۱۳۸۵) و فیشه و دیگران(Fishe et al, 1993) مراجعه نمایید. ثانیاً مطالعات تجربی متعددی از رابطه یادشده برای محاسبه بازدهی سهام استفاده کرده‌اند که می‌توان به مشیری و مروت(۱۳۸۴)، کشاورز و مهدوی(۱۳۸۴)، مهرآرا و عبدلی(۱۳۸۵)، ابونوری و موتمنی(۱۳۸۵ و ۱۳۸۶) و عبده تبریزی و دیگران(۱۳۷۵) اشاره کرد. ثالثاً، مشاهدات مربوط به بازده نقدی تنها از فروردین سال ۱۳۷۷ محاسبه شده و در دسترس است، در حالی که به‌کارگیری مدل GACRH نیازمند تعداد بالایی از مشاهدات است. برآوردهای انجام شده توسط مطالعه حاضر نشان می‌دهد با لحاظ نمودن سود نقدی در محاسبه نرخ بازدهی، واریانس بازدهی منفی می‌شود.

2. www.irbourse.net
3. www.irds.ir
4. www.cbi.ir

www.SID.ir

Archive of SID

آمده‌است. این کشیدگی مازاد به این مفهوم است که در مقایسه با توزیع نرمال، احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی سری بازدهی تخصیص می‌یابد. به بیان دیگر، عوامل بازار افزایش‌ها و کاهش‌های شدید و ناگهانی را محتمل‌تر می‌دانند. مقدار بالای آماره جارگ-برا نیز فرض نرمال بودن توزیع بازده را رد می‌کند.

جدول -۱. توصیف آماری داده‌های پژوهش

	Mean	Median	St.D	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
R	۱/۹۶	۰/۹۶	۶/۲۰	۱/۱۶	۹/۳۲	۳۷۲/۶۲
Rcpi	۱/۵۱	۱/۳۱	۲/۰۴	۱/۵۶	۱۶/۶۹	۱۴۹۶/۰۰۹
Rusd	۱/۰۰۹	۰/۰۰۰	۱۰/۱۹	۱۳/۲۲	۱۷۸/۰۵	۲۴۱۶۲۰/۷

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

همچنین، بر اساس نمودار ۱ که چارک‌ها برای سری بازدهی ماهانه را به تصویر می‌کشد، فرض توزیع نرمال برای بازدهی رد می‌شود.[۱] در مقابل، توزیع‌های t و خطای عمومی(GED) برای سری بازدهی با کشیدگی بالاتر از نرمال مناسب‌تر به نظر می‌رسند. تنها در بازدهی‌های بسیار بالا و بسیار پایین توزیع سری بازدهی از توزیع t و توزیع خطای عمومی منحرف می‌شود. این یافته با نتایج مطالعات دیگر سازگار است. به‌طورمشخص، فاما(۱۹۶۵) برای توزیع روزانه و ماهانه شاخص داو جونز[۲] و شاخص بازار بورس نیویورک(NYSE)[۳] نشان می‌دهد که این شاخص‌ها دارای چولگی و کشیدگی مازاد هستند و از توزیع نرمال انحراف معناداری دارند. کمپبل و دیگران(۱۹۹۷)[۴] نیز برای شاخص روزانه بازار سهام آمریکا چولگی منفی، کشیدگی مازاد و انحراف از توزیع نرمال را بدست آوردند. سونماز ساریال(۲۰۰۷) نیز برای کشورهای کانادا و ترکیه به موارد مشابه دست‌یافت. یافته‌های وی برای کانادا نشان‌دهنده چولگی منفی و برای کشور ترکیه چولگی مثبت را نشان می‌دهد.

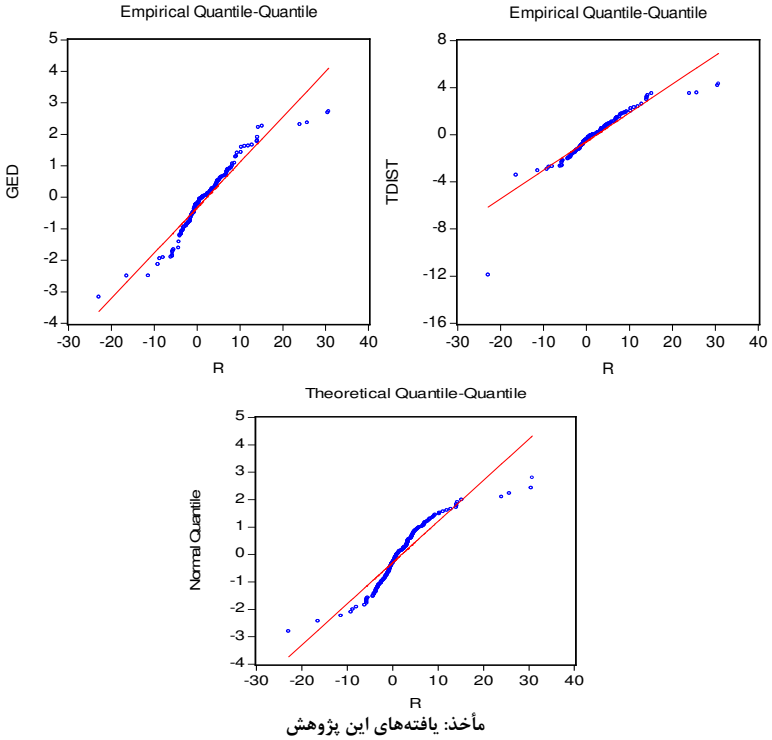
۱.شایان ذکر است که اولاً شکل توزیع بازدهی سهام مثل هر توزیع آماری متأثر از مشاهدات است. ثانیاً نتیجه به‌دست‌آمده در این پژوهش با نتایج مطالعات تجربی دیگر سازگار است.

2.Dow Jones
3. New York Stock Exchange(NYSE)
4.Campbell et al (1997)

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۱. نمودار چارک‌ها برای سری بازدهی ماهانه



مأخذ: یافته‌های این پژوهش

بر اساس نمودار هبستگی نگار سری بازدهی و با توجه به آماره Q لجانگ-باکس(Q_{LB}) می‌توان به وجود خودهمبستگی در سری بازدهی پی برد.[۱] نتایج این آزمون برای وقفه‌های ۱، ۶، ۱۲ و ۲۴ در جدول ۲ ارایه شده‌است. این نتایج نشان‌دهنده وجود خودبستگی در سری بازدهی است.

همچنین، وجود خودهمبستگی در سری مجذور بازدهی برای تمامی وقفه‌ها مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. این آزمون نیز از طریق آماره Q^2 لجانگ-باکس(مندرج در جدول ۲) انجام می‌گیرد. این یافته چندان هم دور از انتظار به نظر نمی‌رسید. وجود خودهمبستگی در مجذور سری بازدهی در واقع، اساس شکل‌گیری و معرفی مدل ARCH است و این امر از مشاهده نمودار سری بازدهی نیز نمایان می‌شود.

۱.آماره لجانگ-باکس بر اساس رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$Q_{LB} = T(T+2)\sum_{j=1}^{k}\frac{\hat{\rho}_j^2}{T-j}$$

که در آن $\hat{\rho}_j$ ضریب خودهمبستگی برآورد شده و T تعداد مشاهدات است. آماره Q_{LB} دارای توزیع χ^2_k (کای دو با درجه‌آزادی k) می‌باشد. این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همزمان تمام ضرایب خودهمبستگی تا وقفه kام را آزمون می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲. آماره Q_{LB} برای وقفه‌های مختلف سری بازدهی و مجذور آن

بازدهی	$Q(۱) = ۰.۹۴۷۲$ [۰.۳۳۰]	$Q(۶) = ۳۳.۵۲۵$ [۰.۰۰۰]	$Q(۱۲) = ۴۷.۰۵۲$ [۰.۰۰۰]	$Q(۲۴) = ۷۲.۰۹۳$ [۰.۰۰۰]
مجذور بازدهی	$Q^۲(۱) = ۲۴.۱۱۲$ [۰.۰۰۰]	$Q^۲(۶) = ۲۷.۳۵۳$ [۰.۰۰۰]	$Q^۲(۱۲) = ۳۵.۶۴۵$ [۰.۰۰۰]	$Q^۲(۲۴) = ۴۱.۷۵۶$ [۰.۰۱۴]

- اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال است.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

نکته دیگر منتج از نمودار بازدهی، وجود آشفتگی و نوسانات خوشه‌ای و همچنین بازدهی‌هایی با دنباله سنگین از نمودار ۲ است. به‌طوری‌که بازدهی‌های بزرگ با بازدهی‌های بزرگ و در همان جهت همراه هستند و بر عکس. بدین ترتیب، بازدهی‌ها به صورت همانند و مستقل از هم توزیع نشده‌اند. همچنین، وجود پایایی سری بازدهی نیز از نمودار سری بازدهی مشهود است. این ادعا نیز از طریق آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس-پرون مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد.[۱]

آزمون ARCH LM Test نیز برای آزمون وجود q امین مرتبه ARCH از طریق برازش مجذور باقیمانده‌های فرآیند ARMA روی یک مقدار ثابت و q وقفه از مجذورات باقیمانده‌ها انجام می‌گیرد. برای آزمون فرضیه صفر مبنی بر نبود اثرات ARCH تا وقفه q ام در باقیمانده‌ها، آماره زیر محاسبه می‌شود:

$$e_t^۲ = \beta_۰ \left(\sum_{s=۱}^{q} \beta_s e_{t-s}^۲ \right) + V_t$$

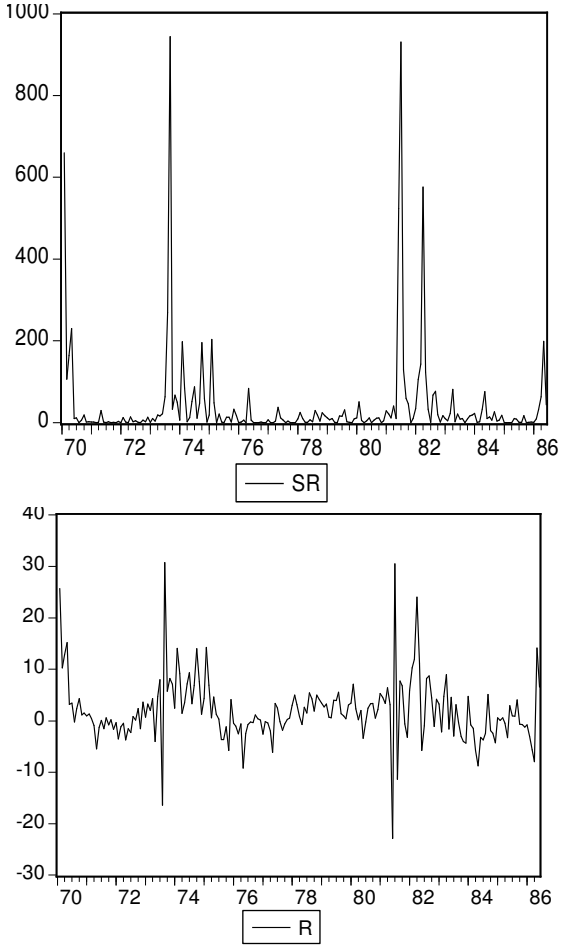
که در آن، e_t باقیمانده‌های حاصل از فرآیند ARMA است. آماره‌های F و $Obs * R^۲$ به ترتیب نشانگر معناداری کل رگرسیون و آماره آزمون ضریب لاگرانژ(LM) معرفی‌شده توسط انگل (۱۹۸۲) است که دارای توزیع کای دو با درجه آزادی q ($\chi_q^۲$) است.

۱. نتایج مربوطه به دلیل حجم مطالب ارایه نشده است.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۲. نمودار بازدهی (R) و مجذور بازدهی(SR)



مأخذ:یافته‌های این پژوهش

مطابق هر دو آماره، فرضیه صفر رد شده و وجود اثرات ARCH در باقیمانده‌ها مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. نتایج برای وقفه‌های ۱، ۱۲ و ۲۴ در جدول ۳ ارایه شده‌است.

جدول۳. نتایج آزمونARCH LM TEST

F-stat	۴۳.۳۱[.۰۰۰](q = ۱)	۳.۹۶[.۰۰۰](q = ۱)	۱.۸۰[.۰۱۷](q = ۲۴)
Obs*R-squ	۳۵.۷۴[.۰۰۰](q = ۱)	۴۰.۰۴[.۰۰۰](q = ۱)	۳۹.۱۷[.۰۲۶](q = ۲۴)

اعداد داخل براکت نشان‌دهنده سطح احتمال و اعداد داخل پرانتز نشانگر تعداد وقفه‌ها است.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش

www.SID.ir

Archive of SID

تا اینجا، ویژگی‌های کشیدگی مازاد در سری بازدهی و وجود نوسانات خوشه‌ای در آنها مورد تأیید آماری قرار گرفت. در ادامه، ویژگی‌های دیگر ارایه شده توسط بلرسلو و دیگران(۱۹۹۴) آزمون می‌شود. در این رابطه، باید چند موضوع مهم مورد بررسی قرارگیرد: انتخاب معادله میانگین شرطی مناسب، انتخاب مدل مناسب ARCH، انتخاب وقفه‌های مناسب برای مدل و در نهایت، انتخاب فرض مناسب برای باقیمانده‌های مدل. در انتخاب معادله شرطی، با توجه به وجود خودهمبستگی در سری بازدهی، باید این همبستگی توسط الگوی ARMA رفع شود. در ادامه، مدلی مناسب‌تر است که مقدار آماره آکائیک و شوارتز آن حداقل و مقدار لگاریتم درستنمایی آن حداکثر شود. از سوی دیگر، این احتمال وجود دارد که بازدهی با ماه‌های سال نیز همبستگی داشته باشد و بازدهی برای ماه‌های مختلف یکسان نباشد. بنابراین، ماه‌های سال نیز به صورت متغیر مجازی وارد معادله میانگین شرطی می‌شوند. در این صورت، معادله میانگین شرطی به شکل زیر در می‌آید:

$$r_t = ARMA(m,n) + d۱ + d۲ + d۳ + d۴ + d۵ + d۶ + d۷ + d۸ + d۹ + d۱۰ + d۱۱ + d۱۲$$

که در آن، di متغیر مجازی است که برای ماه i ام مقدار یک و برای سایر ماه‌های سال مقدار صفر را اختیار می‌کند. در ادامه، مدل‌های مختلف GARCH(1,1)، GARCH(1,2)، GARCH(2,1)، GARCH(2,2)، EGARCH(1,1)، EGARCH(1,2)، EGARCH(2,1)، EGARCH(2,2)، TGARCH(1,1)، TGARCH(1,2)، TGARCG(2,1)، TGARCH(2,2) برای معادلات میانگین شامل AR(1)، AR(2)، ARMA(1,1)، ARMA(1,2)، ARMA(2,1) و ARMA(2,2) و با فرض توزیع نرمال، توزیع t و توزیع خطای عمومی(GED) با پارامتر ثابت برای باقیمانده‌های مدل واریانس ناهمسانی‌برآوردشده وآماره‌های آکائیک،شوارتزوهمچنین‌مقدارلگاریتم درستنمایی آنها ثبت‌شده‌است.[۱]

از **۲۱۶** مدل برآوردشده تنها در ۳ مدل، استفاده از فرض نرمال بر اساس آماره‌های یادشده نسبت به فروض رقیب مناسب‌تر به نظر می‌رسد و در ۲۱۳ مدل دیگر، توزیع t یا توزیع خطای عمومی(GED) که کشیدگی مازاد توزیع باقیمانده‌ها نسبت به توزیع نرمال را لحاظ می‌کنند، نسبت به توزیع نرمال ارجحیت دارند. به‌طوری‌که برای هر ۲۱۶ مدل یادشده و بر اساس آزمون‌های تشخیص، فرض نرمال بودن بر اساس آماره جارگ-برا رد می‌شود. به عنوان نمونه برای مدلARMA(1,1)-EGARCH(1,1) مقدار کشیدگی باقیمانده‌ها برابر۵/۱۷ است و بسیار بیشتر از ارتفاع توزیع نرمال۳ می‌باشد. بنابراین، همان طور که پیش‌بینی می‌شد، فرض توزیع نرمال برای باقیمانده‌ها مناسب به نظر نمی‌رسد و وجود این کشیدگی مازاد، موضوعی‌است که‌درمطالعات‌داخلی‌توجه‌کافی‌به آن نشده‌است ومی‌تواند به نتایج غیر واقعی منجر شود. کمترین مقدار آکائیک و بیشترین میزان لگاریتم درستنمایی مربوط به مدل ARMA(1,1)-EGARCH(1,1) است. نتایج مربوطه در جدول ۵ آمده است. همان‌طور که از اطلاعات جدول ۵ و نتایج برآوردمدل‌برتر نمایان است، درمعادله میانگین بازده‌ماه‌های اردیبهشت، مرداد و آذر به طور معناداری‌مخالف صفر هستند. این میزان برای ماه‌های اردیبهشت و آذر مثبت (به ترتیب ۱/۴۷۶ و

۱.نتایج آماره‌ها را در جدول ۴ در پیوست مقاله ارایه کرده‌ایم.

www.SID.ir

Archive of SID

۱/۷۰۷)، و برای ماه مرداد منفی(۲/۸۶۷-) برآورد شده و بر این موضوع دلالت دارد که شاخص کل در ماه‌های اردیبهشت و آذر به طور معنادار و متفاوت از سایر ماه‌های سال، روند افزایشی و در ماه تیر روند کاهشی به خود می‌گیرد. به بیان دیگر، بهترین ماه برای خرید، ماه تیر و بهترین ماه برای فروش، ماه‌های اردیبهشت و آذر است. همین طور، به نظر می‌رسد اثر موسوم به اثر ژانویه نیز در این بازار مشاهده نمی‌شود. چون متوسط بازدهی اولین ماه یعنی فروردین در مقایسه با سایر ماه‌های سال، بیشترین مقدار را اختیار نمی‌کند.

گفتنی است که ضریب متغیر دامی برای تیر ماه- احتمالاً به دلیل بسته شدن نماد و توقف خرید و فروش سهام- معنادار برآورد نشده ولی برای مرداد ماه منفی و معنادار بدست آمده‌است. این یافته می‌تواند نشان دهنده اثر تشکیل مجمع باشد. به عبارت دقیق‌تر، در تیر ماه، نماد شرکت‌هایی که وارد مجمع شده‌اند، بسته می‌شود و سود نقدی میان صاحبان سهام تقسیم می‌شود. به نظر می‌رسد این موضوع(توزیع سود نقدی بین سهامداران) اثر منفی بر نرخ بازدهی سهام دارد. چون پس از توزیع سود نقدی این احتمال وجود دارد که سهامداران مبادرت به فروش سهام خود نموده و تقاضای سهام نیز کاهش یابد. همچنین، قیمت جدید در مرداد ماه و به هنگام باز شدن نمادها برابر با قیمت پیش از بسته شدن نمادها منهای سود نقدی تقسیم شده‌است. بدین ترتیب پس از باز شدن نمادها، قیمت سهام کاهش می‌یابد که این باعث کاهش نرخ بازده سهام می‌شود.

همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد، بازاری از لحاظ اطلاعاتی کاراست که قیمت‌ها و در نتیجه، بازدهی قابل پیش‌بینی نباشد. این مورد با فرضیه غیرمعنادار بودن ضرایب الگوی ARMA آزمون می‌شود. همان‌گونه که اطلاعات جدول ۵ نشان می‌دهد، ضریب جمله بازدهی در وقفه اول برابر ۰/۸۲۸و به طور معناداری مخالف صفر است. به بیان دیگر، تقریباً ۸۳٪ از بازدهی دوره جاری را می‌توان توسط بازدهی دوره قبل توضیح داد. این یافته نشانگر ناکارایی اطلاعاتی در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. رد فرضیه کارایی اطلاعاتی به این مفهوم است که جریان اطلاعات جدید در بازار به تدریج در قیمت‌ها منعکس می‌شود. این امر می‌تواند به دلیل عدم دسترسی به موقع به اطلاعات شرکت‌ها باشد. همچنین، عدم کارایی اطلاعاتی می‌تواند به دلیل حرفه‌ای نبودن معامله‌گران باشد. به‌طوری‌که آنان نسبت به اطلاعات جدید رسیده به‌سرعت واکنش نشان نمی‌دهند. بنابراین، بر خلاف بازارهای کارآ، در بازار بورس اوراق بهادار تهران کسب سودهای و زیان‌های غیر متعارف دور از ذهن نیست.

بر اساس معادله واریانس شرطی نیز می‌توان عنوان کرد که با توجه به معنادارنبودن ضریب γ ، وجود اثر اهرمی در بازار بورس اوراق بهادار تهران بر خلاف مطالعات مربوط به کشورهای توسعه یافته، تأیید نمی‌شود. لذا، اخبار و شوک‌های مثبت و منفی با بزرگی یکسان اثر متفاوتی بر نوسانات شرطی ندارد. این امر نیز می‌تواند گویای ناکارایی و جوان بودن بازار سهام تهران و غیر حرفه‌ای بودن معامله‌گران باشد. همچنین، ضریب β که نشانگر میزان پایداری شوک‌ها است، ۰/۸۴۳ برآورد شده‌است. مقدار بالای این ضریب نشان‌دهنده این نکته است که شوک‌های وارده و نوسانات ناشی از آن ماندگاری و پایداری زیادی دارد. با این وجود، اثر این شوک‌ها میرا است و در دوره‌های بعدی به آرامی از بین می‌رود. همچنین، مقدار پارامتر کشیدگی توزیع ۳/۷۳۸ برآورد شده که بیشتر از ارتفاع منحنی نرمال ۳ است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۵. نتایج برآورد مدل ARMA(1,1)-EGARCH(1,1) با فرض توزیع T

معادله میانگین						
D1	**D2**	**D3**	**D4**	**D5**	**D6**	**D7**
۱.۳۳۱	۱.۴۷۶	۰.۹۸۹	۰.۰۱۵	−۲.۸۶۷	۰.۷۷۶	۰.۶۹۶
[۰.۰۹۶]*	[۰.۰۶۲]	[۰.۳۴۱]	[۰.۹۸۵]	[۰.۰۰۰]	[۰.۳۲۹]	[۰.۴۶۳]
D8	**D9**	**D10**	**D11**	**D12**	**AR(1)**	**MA(1)**
۱.۳۵۵	۱.۷۰۷	۱.۰۸۷	۰.۱۹۷	۰.۷۹۴	۰.۸۲۸	−۰.۵۲۴
[۰.۰۹۶]	[۰.۰۴۳]	[۰.۱۹۸]	[۰.۸۲۳]	[۰.۳۳۰]	[۰.۰۰۰]	[۰.۰۰۰]

معادله واریانس				
	ω	α	γ	β
	−۰.۰۴۱	۰.۶۸۸	−۰.۰۳۹	۰.۸۴۳
	[۰.۸۴۶]	[۰.۰۰۰]	[۰.۷۰۲]	[۰.۰۰۰]

T-DOF	۳.۷۳۸ [۰.۰۰۰]				
Akaike	5.600656	**Schwarz**	5.918433	**Log like**	-524.7443

*اعداد داخل براکت نشان‌دهنده سطح احتمال است.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

آزمون‌های تشخیص نشانگر تصریح مناسب مدل برآورد شده‌است. نمودار همبستگی نگار سری باقیمانده‌های استاندارد شده و مجذور آن نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی سریالی در سری استاندارد شده و مجذور آن است. آزمون ARCH Lm Test نیز برای وقفه‌ای مختلف آزمون شده که نشان دهنده باقی نماندن اثرات ARCH در باقیمانده‌ها است. نتایج این آزمون برای وقفه‌های ۱، ۱۲ و ۲۴ در جدول ۶ آمده است.

جدول۶.نتایج آزمونARCH LM TEST

F-stat	۰.۰۱۹۵[۰.۸۸](q = ۱)	۰.۲۶۵[۰.۹۹](q = ۱۲)	۰.۱۴۹[۰.۹۹](q = ۲۴)
Obs*R-squ	۰.۰۱۹۷[۰.۸۸](q = ۱)	۳.۳۶۲[۰.۹۹](q = ۱۲)	۴.۰۸۰[۰.۹۹](q = ۲۴)

اعداد داخل براکت و پرانتز به ترتیب نشان‌دهنده سطح احتمال و تعداد وقفه‌ها است.

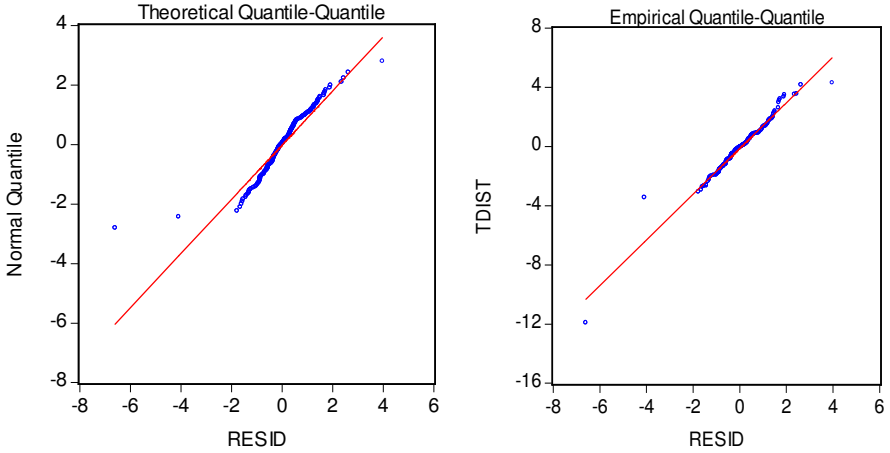
مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

آماره جارگ- برا نیز قویاً نرمال بودن باقیمانده‌ها را رد می‌کند. نکته جالب توجه، مقدار ۱۲/۴۸ برای پارامتر کشیدگی است که نشان‌دهنده کشیدگی بالای باقیمانده‌ها است. نمودارهای چارک‌ها برای باقیمانده‌های استاندارد شده نشان‌دهنده مناسب نبودن توزیع نرمال در مقابل توزیع t است و تنها در شوک‌های بسیار بالا و پایین، انحراف جزئی از توزیع t مشاهده می‌شود(نمودار ۳).

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار۳. نمودار چارک‌ها برای باقیمانده‌های استانداردشده



مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

در این قسمت از پژوهش، به این پرسش پاسخ می‌دهیم که آیا تورم و بازدهی نرخ ارز توضیح دهنده نوسانات بازدهی بازار سهام هستند یا خیر؟ به نظر می‌رسد با افزایش نرخ تورم، سرمایه‌ها به سمت دارایی‌های واقعی نظیر طلا، ارز و مسکن حرکت کرده و این باعث کاهش تقاضای سهام شده و در نتیجه نوسان در بازار سهام کاهش می‌یابد.[۱] ولی از سوی دیگر، افزایش تورم می‌تواند با اثرگذاری مثبت بر بازده سهام باعث جلب سرمایه گذاران و افزایش تقاضای سهام و بنابراین افزایش نوسان بازده سهام شود.[۲] همچنین، با توجه به اینکه ارز در ایران یک دارایی محسوب می‌شود نوسان در بازار ارز بر ترکیب عاملان اقتصادی تأثیر می‌گذارد، به همین دلیل ارز به‌عنوان یک دارایی جایگزین برای دارایی‌های مالی و واقعی مطرح است(کشاورز و مهدوی، ۱۳۸۴). بدین ترتیب افزایش نرخ ارز می‌تواند باعث نوسانات بیشتر بازده سهام شود و آن در شرایطی است که مردم برای حفظ قدرت خرید پول ملی اقدام به خرید سهام نمایند.[۳]

در ابتدا، به دلیل وجود همبستگی سریالی در سری تورم و نرخ ارز به تبعیت از سونماز سریال(۲۰۰۷)، از میانگین متحرک ۳ ماهه آنها مطابق رابطه زیر استفاده می‌شود:

۱. برای مطالعه بیشتر درباره اثر متغیرهای پولی بر نوسانات بازده سهام به کشاورز و مهدوی (۱۳۸۴) مراجعه نمایید.

۲.البته پژوهشگران درباره رابطه میان تورم و بازده سهام اتفاق نظر ندارند. برخی از پژوهشگران معتقدند تورم اثر مثبت بر بازدهی سهام دارد و بر این اساس، سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌تواند در حفظ قدرت خرید مؤثر باشد. در مقابل، گروه دیگر از پژوهشگران نشان داده‌اند که سرمایه‌گذاری در سهام نمی‌تواند تورم را پوشش دهد(عزیزی، ۱۳۸۳).

۳. البته می‌توان ارتباط معکوسی نیز میان نوسانات بازده و نرخ ارز در نظر گرفت و آن در شرایطی است که به دلیل کاهش یا ثبات نرخ ارز، تقاضای سفته بازی در بازار سهام افزایش یابد. با همین استدلال، کشاورز و مهدوی(۱۳۸۴) رابطه میان نوسانات بازده سهام و نرخ ارز را منفی برآورد کرده‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

$$d۳rcpi_t = \frac{rcpi_{t-۱} + rcpi_{t-۲} + rcpi_{t-۳}}{۳} \quad , \quad d۳rusd_t = \frac{rusd_{t-۱} + rusd_{t-۲} + rusd_{t-۳}}{۳}$$

نتایج برآورد الگوی ARMA(1,1)-EGARCH(1,1) با فرض توزیع t برای باقیمانده‌های مدل در جدول ۷ ارایه شده‌است. نتایج معادله میانگین تفاوت زیادی با مدل برآورد شده بدون توجه به اثر تورم و نرخ ارز ندارد.

جدول ۷. نتایج مدل ARMA(1,1)-EGARCH(1,1) با فرض توزیع T و اثر نرخ ارز و نرخ تورم بر نوسانات

معادله میانگین						
D1	**D2**	**D3**	**D4**	**D5**	**D6**	**D7**
۲.۴۲۰	۲.۵۰۵	۲.۰۹۳	۱.۳۸۷	−۲.۴۸۷	۱.۳۹۰	۲.۱۳۳
[۰.۰۶۲]*	[۰.۰۲۱]	[۰.۲۴۵]	[۰.۲۲۷]	[۰.۰۲۳]	[۰.۲۵۰]	[۰.۰۸۲]
D8	**D9**	**D10**	**D11**	**D12**	**AR(1)**	**MA(1)**
۱.۵۸۸	۲.۵۰۷	۱.۷۳۰	۱.۴۳۲	۱.۳۲۸	۰.۹۳۸	−۰.۷۴۷
[۰.۱۲۷]	[۰.۰۳۴]	[۰.۱۳۶]	[۰.۱۸۰]	[۰.۲۲۶]	[۰.۰۰۰]	[۰.۰۰۰]
معادله واریانس						
ω	α	γ	β	$rcpi$	$rusd$	
−۰.۲۰۹	۰.۵۵۵	−۰.۰۴۱	۰.۸۹۰	۰.۰۵۸	۰.۰۱۹	
[۰.۳۰۲]	[۰.۰۰۰]	[۰.۷۱۴]	[۰.۰۰۰]	[۰.۰۴۶]	[۰.۰۴۸]	
T-DOF	۴.۴۲۵					
	[۰.۰۴۸]					
Akaike 5.616299		**Schwarz** 6.006795		**Log like** -450.7691		

*اعداد داخل براکت نشان‌دهنده سطح احتمال است.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

از میان ماه‌های سال، ضرایب ماه‌های اردیبهشت، مرداد و آذر معنادار برآورد شده‌است. در مجموع، متوسط بازدهی در ماه‌های مختلف سال صرف نظر از این سه ماه، تفاوت معناداری با یکدیگر ندارد. بهترین ماه برای خرید، ماه مرداد و بهترین ماه برای فروش، ماه های اردیبهشت و آذر است. همچنین، وجود اثر ژانویه نیز در این بازار به تأیید نمی‌رسد. افزون بر این، ضریب منفی و معنادار متغیر دامی مرداد ماه می‌تواند نشان دهنده اثر تشکیل مجمع باشد. همچنین، با توجه به معناداری ضرایب ARMA در معادله میانگین، فرضیه وجود کارایی اطلاعاتی در بازار بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود. چون قیمت از طریق قیمت دوره قبل قابل پیش‌بینی است. به بیان دیگر، در هر دوره، اطلاعات جدید به‌سرعت و به طور آنی تأثیر خود را بر قیمت‌ها نمی‌گذارد. نبود کارایی اطلاعات می‌تواند ناشی از نبود تقارن و شفافیت اطلاعات، کندی جریان اطلاعات، جوان و نوپا بودن بازار سهام، نبود مهارت کافی

www.SID.ir

Archive of SID

سهامداران در تحلیل نوسانات و اخبار و حرفه‌ای نبودن عاملان بازار باشد. در این چارچوب به نظر می‌رسد، شفاف‌سازی و امکان دسترسی سریع و بدون واسطه به اطلاعات مربوط به شرکت‌ها، ایجاد شرایط برای دسترسی همگان به صورت همزمان به اخبار و اطلاعات، تشویق عاملان بازار برای افزایش توان حرفه‌ای خود، آموزش کافی سهامداران جهت انجام معاملات و نهایتاً تنوع بخشی و به‌کارگیری تکنیک‌های مختلف معاملات سهام همچون اختیار و سلف در کاراتر شدن بازار مؤثر خواهند بود.

با توجه به معنادار نبودن ضریب γ ، فرضیه وجود اثر اهرمی در بازار بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود. لذا، اخبار و شوک‌های مثبت و منفی با بزرگی یکسان اثر متفاوت معناداری بر نوسانات بجا نمی‌گذارند. مقدار بزرگ ضریب β که برابر ۰/۸۹۰ برآورد شده‌است، نشانگر ماندگاری شوک‌ها در طول دوره‌های مختلف است. البته به نظر می رسد اثر این شوک‌ها بر نوسانات دائمی نبوده و با گذر زمان از بین می رود. از سوی دیگر، با توجه به ضریب $rcpi$ ، تورم اثر مثبت بر نوسانات بازدهی دارد ولی این اثر معنادار نیست. همچنین، بازدهی نرخ برابری دلار به ریال اثر مثبت بر نوسانات دارد. بدین ترتیب، با افزایش نرخ برابری دلار به ریال، ریسک ناشی از نگهداری اوراق بهادار افزایش می‌یابد. مقدار پایین این ضریب(۰/۰۱۹)، نشان‌دهنده این موضوع است که بازدهی نرخ ارز اثر قابل توجهی بر نوسانات ندارد، هر چند که این اثر مثبت برآورد شده‌است. این نتیجه قابل توجیه است چون دلار سهم بسیار ناچیزی در سبد دارایی‌های فعالان بازار سهام به خود اختصاص می‌دهد. اثر غیر معنادار تورم و اثر ناچیز نرخ ارز بر نوسان بازده سهام با یافته کشاورز و مهدوی (۱۳۸۴) سازگار است. به بیان دیگر، بر خلاف کشورهای توسعه‌یافته، در ایران بازار سهام کانالی برای ساز و کار سرایت سیاست پولی نیست. این موضوع می‌تواند به دلیل نقش کم بانک مرکزی در اعمال سیاست پولی، اتکای ساختار بخش مالی به نظام بانکی، عدم آگاهی و استقبال مردم از بازار سرمایه و تنوع نداشتن اوراق بهادار باشد(همان منبع، ۱۳۸۴).

شایان ذکر است که آزمون‌های تشخیص نشانگر تصریح مناسب مدل برآورد شده‌است و می‌توان به نتایج آن اعتماد کرد. بر اساس نمودار همبستگی‌نگار سری باقیمانده‌های استاندارد شده و مجذور آن دال بر نبود خودهمبستگی سریالی به ترتیب، میان باقیمانده‌های استاندارد شده و مجذور آن برای تمامی وقفه‌های۱ تا ۳۶ می باشد. آزمون ARCH LM Test نیز نشانگر باقی‌نماندن اثرات ARCH برای وقفه‌های مختلف است. بر اساس آماره جارگ- برا، نرمال بودن جملات خطا قویاً رد می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

۳. نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص کل بازار سهام در دوره زمانی ۱۳۷۰:۰۱ تا ۱۳۸۶:۰۶ و با به‌کارگیری مدل واریانس ناهمسان شرطی، برخی ویژگی‌های مهم بازار سهام از جمله وجود دنباله‌های سنگین، نوسانات خوشه‌ای، اثرات اهرمی و تقویمی را برای بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار داده‌ایم. همچنین، فرضیه وجود کارایی اطلاعاتی در این بازار آزمون نموده‌ایم.

در بررسی اولیه، مشخص شد که بازدهی سهام فاقد توزیع نرمال، و در مقایسه با آن دارای کشیدگی بیشتری است. بدین ترتیب، عاملان بازار افزایش‌ها و کاهش‌های شدید در بازده را محتمل می‌دانند. همچنین، وجود چولگی مثبت در سری بازدهی نشان می‌دهد که عاملان بازار کاهش در بازدهی را محتمل‌تر از افزایش آن تلقی می‌کنند.

در ادامه، به منظور برآورد مدل و تعیین فرض مناسب برای توزیع باقیمانده‌های مدل(اخبار و شوک‌ها)، مدل‌های متعدد ARMA-GARCH با وقفه‌های مختلف و لحاظ نمودن توزیع‌های نرمال، t و خطای عمومی(GED) شامل **۲۱۶** معادله را برآورد نموده‌ایم. بر اساس آماره‌های آکائیک، شوارتز و لگاریتم درستنمایی، مدل ARMA(1,1)-EGARCH(1,1) با فرض توزیع t انتخاب شد. نتایج الگوی برآوردشده نشان می‌دهد که *اولاً* بهترین ماه برای خرید مرداد ماه، و بهترین ماه برای فروش ماه‌های اردیبهشت و آذر است. در ضمن، به نظر می‌رسد شواهدی مبنی بر وجود اثر موسوم به اثر ژانویه در بازار بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. *ثانیاً*، با توجه به معنادار بودن ضریب AR(1) در معادله میانگین شرطی، فرضیه وجود کارایی اطلاعاتی و به‌ویژه شکل فرم خفیف کارایی اطلاعات در بازار بورس تهران رد می‌شود. به این مفهوم که اطلاعات و اخبار رسیده به سرعت و به طور آنی در قیمت‌ها اثر نمی‌گذارد و این تأثیرگذاری با وقفه صورت می‌گیرد. این موضوع می‌تواند به دلیل جوان و نوپا بودن بازار سهام و حرفه‌ای نبودن عاملان بازار باشد که نسبت به اخبار رسیده به سرعت واکنش لازم را نشان نداده و منتظر عملکرد سایرین هستند. بنابراین، در این بازار کسب سودها و زیان‌های نامتعارف دور از انتظار نیست. به عنوان توصیه سیاستی در این مورد می‌توان به ضرورت شفاف‌سازی اطلاعات و اخبار مربوط به شرکت‌ها و امکان دسترسی سریع و بدون واسطه و ایجاد شرایطی برای دسترسی همگان به صورت همزمان به اطلاعات و از همه مهم‌تر، تشویق عاملان بازار برای افزایش توان حرفه‌ای خود و آموزش کافی به آنها به‌منظور انجام معاملات ذکر کرد. همچنین، بر اساس یافته‌های این پژوهش، توزیع نرمال برای باقیمانده‌ها با توجه به سنگینی دنباله‌ها و کشیدگی مازاد آنها، فرض مناسبی به نظر نمی‌رسد.

به‌طور مشخص از **۲۱۶** معادله برآورد شده تنها ۳ معادله با فرض توزیع نرمال دارای مقدار آکائیک کمتر و لگاریتم درستنمایی بیشتر هستند. نمودار چارک‌ها نیز نشانگر این مطلب است. افزون بر این، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بر خلاف یافته‌های مطالعات مربوط به کشورهای توسعه‌یافته، اثر اهرمی در بازار بورس اوراق بهادار تهران وجود نداشته و شوک‌ها و اخبار مثبت و منفی با بزرگی یکسان اثر همسانی بر نوسانات دارند. این یافته می‌تواند به‌دلیل عملکرد غیرحرفه‌ای عاملان بازار باشد. در نهایت، تورم فاقد قدرت توضیح‌دهندگی نوسانات بازدهی است. در مقابل، نرخ برابری دلار به ریال اثر

www.SID.ir

Archive of SID

مثبت و معنادار بر نوسانات بازدهی دارد. کوچک بودن ضریب بازدهی متغیر نرخ ارز در معادله واریانس احتمالاً به دلیل ناچیز بودن حجم دلار در سبد دارایی‌های معامله‌گران بازار است. اثر غیر معنادار تورم و اثر ناچیز نرخ ارز بر نوسان بازده سهام نشان می‌دهد که بر خلاف کشورهای توسعه‌یافته، در ایران بازار سهام کانالی برای ساز و کار سرایت سیاست پولی نیست. این موضوع می‌تواند به دلیل نقش کم بانک مرکزی در اعمال سیاست پولی، اتکای ساختار بخش مالی به نظام بانکی، نبود آگاهی و استقبال مردم از بازار سرمایه و تنوع نداشتن اوراق بهادار در اقتصاد ایران باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

ابونوری، اسمعیل. موتمنی، مانی.(۱۳۸۵). بررسی همزمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران.*مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۶، ۱۱۷-۱۰۱.

ابونوری، اسمعیل و موتمنی، مانی .(۱۳۸۶). بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران. *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۵۰، ۱۱-۱.

عبده تبریزی، حسین و جوهری، هادی .(۱۳۷۵). بررسی کارآمدی شاخص بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، سال سوم، شماره ۱۱ و ۱۲.

عزیزی، فیروزه.(۱۳۸۳). آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۱ و ۱۲، ۱۵۶-۱۴۳.

کشاورز حداد، غلامرضا و مهدوی، امید .(۱۳۸۴). آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای سیاست پولی است. *تحقیقات اقتصادی*، ۱۷۰-۱۴۷.

کیمیاگری، علی محمد و تیژری، مهتاب .(۱۳۸۵). ارائه مدلی جهت آزمون و ارتقاء کارایی بازار سهام. *تحقیقات مالی*، ۲۲، ۸۷-۶۷.

مشیری، سعید و مروت، حبیب .(۱۳۸۴). بررسی وجود فرآیند آشوبی در شاخص بازدهی کل قیمت سهام بازار بورس تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵، ۶۴-۴۷.

مهرآرا، محسن و عبدلی، قهرمان .(۱۳۸۵). نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶، ۲۵-۴۰.

نجارزاده، رضا و زیودار، مهدی .(۱۳۸۵). بررسی رابطه تجربی حجم معاملات و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات اقتصادی*، ۷۴، ۲۹۹-۲۷۳.

Antoniou, A. and Nuray Ergul. (1997). Market Efficiency, Thin Trading and Non-linear Behavior: Evidence from an Emerging Market. European Financial Management, 3(2): 175-190.

Arestis, P., P.O. Demetriades and K.B. Luintel .(2001). Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets. Journal of Money, Credit and Banking, 33(2): 16-41.

Balduzzi, P., E. Elton and T. Green .(2001). Economic News and Bond Prices: Evidence from the US Treasury Market. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 36: 523-543.

Bollerslev, T .(1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31: 307.327.

Bollerslev, T.(1987). A Conditional Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. Review of Economics and Statistics, 69: 542-547.

www.SID.ir

Archive of SID

Bollerslev, T., R. F. Engle and D. B. Nelson .(1994). ARCH Models in R. F. Engle and D. L. McFadden (eds.): Handbook of Econometrics, Vol. 4, North Holland, Amsterdam.

Butler, K.C. and S.J. Malaikah .(1992). Efficiency and Inefficiency in Thinly Traded Stock Markets: Kuwait and Saudi Arabia. Journal of Banking and Finance, 16: 197-210.

Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and A. Craig Mackinlay (1997). The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, Princeton, New Jersy, USA.

Darrat, AF. , S. Rahman, and M. Zhong .(2003). Intraday Tradin Volume and Return Volatility of DGIA Stcok: a Note. Journal of Banking and Finance, 27(10): 2035-2043.

Davis, N. and Ali. M. Kutanm .(2003). Inflation and Output as Predictor of Stock Return and Volatility: International Evidence. Applied Economics, 13: 693-700.

Engel, R. F. and Jose, G. Rangel.(2006). The Spline GARCH Model for Uncontional Volatility and its Global Macroeconomic Causes, Working Paper, New York University.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50: 987-1007.

Engle, R. F.(2004). Risk and volatility: Econometric Models and financial Practice. American Economic Review, 94: 405-420.

Engle, R. F. and V. K. Ng .(1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. Journal of Finance, 48: 1749-77.

Fishe, R., T. Gonsnell and D. Lasser .(1993). Good News, bad News, Volume and the Monday Effect. Journal of Business Finance and Accounting, 20: 881-892.

Fleming, M. and E. Remolona .(1999). Price Formation and Liquidity in the U.S Treasury Market: The Response to Public Information. Journal of Finance, 54: 1901-1915.

French, K. R. and R. Roll .(1986). Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders. Journal of Financial Economics, 17: 5-26.

Hamilton, J., and G. Lin .(1996). Stock Market Volatility and the Business Cycle. Journal of Applied Econometrics, 5: 573-593.

Hasssan K. M., W. S. Al-Sultan and A. J. Al-Saleem .(2003). Stock Market Efficiency in the Golf Cooperation Council countries (GCC): The Case of Kuwait Stock Exchange. Scientific Journal of Administrative Development, 1(1): 1-21.

www.SID.ir

Archive of SID

He, C. and T. Teräsvirta .(1999). Properties of the autocorrelation function of squared observations for second order GARCH processes under two sets of parameter constraints. Journal of Time Series Analysis, 20: 23-30.

Mehmet Aga.(2008). Efficient Market Hypothesis and Emerging Capital Markets: Empirical Evidence from Istanbul Stock Exchange. International Research of Finance and Economics, 13: 131-144.

Nelson, D. B .(1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach Econometrica, 59: 347- 370.

Officer, R. F. (1973). The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange. Journal of Business, 46: 434-453.

Poterba, J. M. (2000). Stock Market Wealth and Consumption. Journal of Economic Perspectives, 14(2): 99-118.

Sonmaz Saryal, Fatma .(2007). Does Inflation Have an Impact on Conditional Sock Market Volatility?. International Research Journal of Finance and Economics, 11: 123-133.

Terasvirta, Tim .(2006). An Introduction to Univariate GARCH Models. SSE/EFI Working Papers in Economics and Finance, No. 646.

Wachtel, S..(1942). Certain Observations on Seasonal Movement in Stock Prices. Journal of Business, April, 184-193.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول-۴. مقادیر آکائیک، شوارتز و لگاریتم درستنمایی در ۲۱۶ معادله برآورد شده

با فرض توزیع GED			با فرض توزیع t			با فرض توزیع نرمال			
Log Like	SC	AC	Log Like	SC	AC	Log Like	SC	AC	
-546.515	6.0345	5.7502	-640.823	6.9968	6.7125	-555.539	6.0996	5.8320	AR(1)-GARCH(1,1)
-546.281	6.0590	5.7580	-632.067	6.9344	6.6333	-553.980	6.1004	5.8161	AR(1)-GARCH(2,1)
-546.277	6.0590	5.7579	-634.267	6.9568	6.6558	-552.392	6.0944	5.8101	AR(1)-GARCH(1,2)
-546.309	6.0862	5.7685	-627.716	6.9169	6.5991	-552.293	6.1204	5.8193	AR(1)-GARCH(2,2)
-544.410	6.0399	5.7389	-543.974	6.0355	5.7344	-554.779	6.1188	5.8345	AR(1)-EGARCH(1,1)
-548.534	6.1089	5.7912	-543.966	6.0623	5.7445	-554.514	6.1430	5.8420	AR(1)-EGARCH(2,1)
-544.734	6.0702	5.7524	-543.981	6.0625	``5.7447	-554.191	6.1394	5.8387	AR(1)-EGARCH(1,2)
-542.402	6.0733	5.7388	-543.974	6.0893	5.7548	-553.591	6.1605	5.8428	AR(1)-EGARCH(2,2)
-546.494	6.0612	5.7601	-640.556	7.0210	6.7200	-555.020	6.1213	5.8369	AR(1)-TGARCH(1,1)
-546.192	6.0021	5.7673	-631.670	6.9573	6.6395	-549.632	6.0932	5.7922	AR(1)-TGARCH(2,1)
-546.179	6.0849	5.7671	-633.824	6.9792	6.6615	-551.083	6.1080	5.8070	AR(1)-TGARCH(1,2)
-545.321	6.0133	5.7588	-627.127	6.9378	6.6033	-545.715	6.0802	5.7624	AR(1)-TGARCH(2,2)
-539.967	6.0249	5.7227	-636.005	7.0099	6.7077	-547.341	6.0735	5.7881	AR(2)-GARCH(1,1)
-533.874	5.9894	5.6705	-627.238	6.9470	6.6281	-539.792	6.0231	5.7209	AR(2)-GARCH(2,1)
-539.436	6.0465	5.7276	-629.407	6.9692	6.6503	-539.673	6.0577	5.7356	AR(2)-GARCH(1,2)
-539.713	6.0763	5.7406	-622.830	6.9288	6.5931	-541.411	6.0967	5.7478	AR(2)-GARCH(2,2)
-537.795	6.0296	5.7107	-535.244	6.0035	5.6846	-546.931	6.0963	5.7942	AR(2)-EGARCH(1,1)
-537.396	6.0526	5.7169	-535.210	6.0302	5.6945	-544.935	6.1029	5.7839	AR(2)-EGARCH(2,1)
-537.658	6.0553	5.7196	-535.162	6.0297	5.6940	-546.870	6.1227	5.8038	AR(2)-EGARCH(1,2)
-536.923	6.0748	5.7223	-534.993	6.0550	5.7025	-542.932	6.1094	5.7737	AR(2)-EGARCH(2,2)
-539.814	6.0503	5.7314	-635.705	7.0338	6.7149	-546.981	6.0968	5.7947	AR(2)-TGARCH(1,1)
-532.453	6.0019	5.6662	-626.814	6.9697	6.6340	-534.402	6.9948	5.6759	AR(2)-TGARCH(2,1)
-539.183	6.0709	5.7352	-628.936	6.9914	6.6558	-539.198	6.0431	6.7242	AR(2)-TGARCH(1,2)
-533.061	6.0352	5.6827	-622.219	6.9496	6.5971	-538.778	6.0667	5.7311	AR(2)-TGARCH(2,2)
-540.406	5.9991	5.6980	-640.837	7.0239	6.7228	-548.100	6.0505	5.7663	ARMA(1,1)-GARCH(1,1)
-540.550	6.0275	5.7097	-632.025	6.9609	6.6431	-546.335	6.0596	5.7585	ARMA(1,1)-GARCH(2,1)

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول-۴. مقادیر آکائیک، شوارتز...

-540.210	6.0240	5.7062	-634.208	6.9832	6.6654	-544.243	6.0382	5.7372	ARMA(1,1)-GARCH(1,2)
-540.310	6.0519	5.7174	-627.620	6.9429	6.6084	-557.778	6.2033	5.8855	ARMA(1,1)-GARCH(2,2)
-538.472	6.0063	5.6885	-524.744	5.9184	5.6007	-547.263	6.0690	5.7680	ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)
-547.346	6.1237	5.7892	-535.726	6.0052	5.6707	-537.053	6.1918	5.6740	ARMA(1,1)-EGARCH(2,1)
-538.100	6.0294	5.6949	-535.707	6.0050	5.6705	-547.581	6.0992	5.7814	ARMA(1,1)-EGARCH(1,2)
-537.710	6.0524	5.7011	-534.949	6.0242	5.6729	-545.373	6.1036	5.7691	ARMA(1,1)-EGARCH(2,2)
-540.361	6.0255	5.7078	-640.837	7.0239	6.7228	-547.303	6.0694	5.7684	ARMA(1,1)-TGARCH(1,1)
-534.651	5.9942	5.6597	-632.025	6.9609	6.6431	-539.220	6.0139	5.6961	ARMA(1,1)-TGARCH(2,1)
-539.406	6.0427	5.7082	-634.208	6.9832	6.6654	-540.996	6.1320	5.7142	ARMA(1,1)-TGARCH(1,2)
-539.178	6.0673	5.7161	-627.620	6.9429	6.6084	-543.482	6.0843	5.7498	ARMA(1,1)-TGARCH(2,2)
-540.532	6.0273	5.7095	-639.903	7.0413	6.7235	-547.013	6.0665	5.7654	ARMA(1,2)-GARCH(1,1)
-534.550	5.9932	5.6587	-631.086	6.9782	6.6437	-544.658	6.0694	5.7516	ARMA(1,2)-GARCH(2,1)
-540.110	6.0499	5.7154	-633.248	7.0003	6.6658	-543.523	6.0578	5.7400	ARMA(1,2)-GARCH(1,2)
-540.098	6.0767	5.7255	-626.646	6.9599	6.6086	-542.841	6.0778	5.7433	ARMA(1,2)-GARCH(2,2)
-538.405	6.0325	5.6980	-535.733	6.0052	5.6707	-545.707	6.0801	5.7623	ARMA(1,2)-EGARCH(1,1)
-537.316	6.0483	5.6971	-535.693	6.0318	5.6805	-545.555	6.1055	5.7710	ARMA(1,2)-EGARCH(2,1)
-537.937	6.0547	5.7034	-535.686	6.0317	5.6805	-547.392	6.1242	5.7897	ARMA(1,2)-EGARCH(1,2)
-537.601	6.0782	5.7102	-534.638	6.0479	5.6800	-532.770	6.0019	5.6507	ARMA(1,2)-EGARCH(2,2)
-540.367	6.0525	5.7180	-639.554	7.0646	6.7301	-546.108	6.0842	5.7664	ARMA(1,2)-TGARCH(1,1)
-531.774	5.9918	5.6406	-630.608	7.0003	6.6491	-589.122	6.5500	6.2155	ARMA(1,2)-TGARCH(2,1)
-537.881	6.0241	5.7029	-632.731	7.0219	6.6707	-539.805	6.0468	5.7123	ARMA(1,2)-TGARCH(1,2)
-537.674	6.0489	5.7110	-625.985	6.9800	6.6121	-535.749	6.0323	6.6811	ARMA(1,2)-TGARCH(2,2)
-536.714	6.0185	5.6996	-636.068	7.0376	6.7186	-544.562	6.0720	5.7699	ARMA(2,1)-GARCH(1,1)
-535.467	6.0328	5.6971	-627.251	6.9742	6.6385	-542.335	6.0762	5.7573	ARMA(2,1)-GARCH(2,1)
-536.539	6.0438	5.7081	-629.403	6.9962	6.6605	-541.113	6.0637	5.7447	ARMA(2,1)-GARCH(1,2)
-536.285	6.0682	5.7168	-622.794	6.9555	6.6030	-540.637	6.0858	5.7501	ARMA(2,1)-GARCH(2,2)
-534.684	6.0248	5.6891	-531.723	5.9944	5.6587	-543.733	6.0905	5.7716	ARMA(2,1)-EGARCH(1,1)

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول-۴. مقادیر آکائیک، شوارتز...

-533.729	6.0420	5.6895	-531.975	6.0240	5.6715	-548.484	6.1663	5.8306	ARMA(2,1)-EGARCH(2,1)
-534.950	6.0545	5.7021	-531.660	6.0208	5.6683	-542.505	6.1050	5.7693	ARMA(2,1)-EGARCH(1,2)
-533.293	6.0646	5.6953	-531.561	6.0468	5.6776	-539.033	6.0964	5.7439	ARMA(2,1)-EGARCH(2,2)
-558.926	6.2734	5.9377	-635.724	7.0611	6.7254	-543.450	6.0876	5.7687	ARMA(2,1)-TGARCH(1,1)
-528.261	5.9859	5.6334	-626.777	6.9963	6.6439	-533.173	6.0093	5.6736	ARMA(2,1)-TGARCH(2,1)
-536.524	6.0707	5.7182	-628.889	7.0180	6.6655	-540.086	6.0802	5.7445	ARMA(2,1)-TGARCH(1,2)
-534.489	6.0768	5.7076	-622.135	6.9758	6.6065	-537.683	6.0826	5.7301	ARMA(2,1)-TGARCH(2,2)
-528.398	5.9603	5.6246	-635.570	7.0595	6.7238	-529.020	5.9396	5.6207	ARMA(2,2)-GARCH(1,1)
-526.875	5.9517	5.6192	-626.741	5.9960	6.6435	-528.897	5.9654	5.6297	ARMA(2,2)-GARCH(2,1)
-528.375	5.9871	5.6346	-628.858	7.0177	6.6652	-536.954	6.0480	5.7123	ARMA(2,2)-GARCH(1,2)
-547.386	6.2091	5.8399	-622.241	6.9769	6.6076	-533.815	6.0429	5.6904	ARMA(2,2)-GARCH(2,2)
-533.652	6.0412	5.6887	-531.707	6.0213	5.6688	-543.522	6.1154	5.7797	ARMA(2,2)-EGARCH(1,1)
-533.078	6.0624	5.6931	-531.926	6.0505	5.6813	-541.913	6.1259	5.7735	ARMA(2,2)-EGARCH(2,1)
-534.565	6.0776	5.7084	-525.034	5.9799	5.6106	-544.548	6.1530	5.8005	ARMA(2,2)-EGARCH(1,2)
-533.277	6.0715	5.7054	-531.543	6.0737	5.6876	-539.896	6.1323	5.7630	ARMA(2,2)-EGARCH(2,2)
-536.352	6.0689	5.7164	-635.222	5.0830	6.5305	-538.047	5.9567	5.6210	ARMA(2,2)-TGARCH(1,1)
-535.434	6.0865	5.7173	-626.268	7.0182	6.6649	-536.122	6.1460	5.7936	ARMA(2,2)-TGARCH(2,1)
-525.844	5.9882	5.6189	-628.343	7.0394	6.6702	-541.779	6.1246	5.7721	ARMA(2,2)-TGARCH(1,2)
-531.594	6.0742	5.6881	-621.585	6.9972	6.6111	-536.812	6.1007	5.7314	ARMA(2,2)-TGARCH(2,2)

www.SID.ir