مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره هفدهم / زمستان ۱۳۹۲

بررسی ارتباط علّی و همزمان بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده بورس اوراق بهادار تهران: کاربردی از مدل‌های چندگانه VAR-GRJ-GARCH و GRJ-GARCH-DCC

منصور کاشی[۱]
رضا روشن[۲]
محمد دنیائی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۲/۴/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۲/۸/۲۴

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی ارتباط علی و همزمان بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده با استفاده از مدل‌های چندگانه VAR-GRJ-GARCH و GRJ-GARCH-DCC پرداخته است. برای تخمین ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات، به جای رویه یک مرحله‌ای از رویه دو مرحله‌ای استفاده شد که بر مشکلات عددی معین که اغلب در تخمین مدل‌های چندگانه GARCH پیش می‌آید، غلبه خواهد کرد. در ابتدا و برای پاسخ به فرضیه اول، با استفاده از مدل VAR (نه بطور استاندارد)، شواهدی از علیت مثبت حجم معاملات به بازده سهام آشکار گردید. بررسی فرضیه های دوم و سوم به ترتیب موید این مطلب است که علیت دو طرفه بین بازده سهام و حجم معاملات و علیتی مثبت از نوسان بازده به حجم معاملات وجود دارد. نتیجه فرضیه چهارم که با کاربرد پسماندهای مدل VAR در مدل دو متغیره واریانس شرطی می‌باشد، در سطح ۱۰٪ نشان از معناداری علیتی مثبت از حجم معاملات گذشته به نوسان بازده دارد. در بررسی وجود ارتباط همزمان بین بازده و حجم معاملات، نتایج مدل AR(1)-MGRJ-GARCH(1,1)-DCC، ضریب همبستگی مثبت و معنادار را در سطح ۱٪ نشان می‌دهد. یافته‌های تحقیق در مورد فرضیه ششم (رابطه همزمان بازده سهام و حجم معاملات تابع تلاطمات خصوصی‌سازی در بورس اوراق بهادار است)، نشان می‌دهد که به ترتیب با افزایش یا کاهش خصوصی‌سازی در دوره های مورد بررسی که مطابق داده‌های انتشار یافته سازمان خصوصی‌سازی است، ارتباط همزمان بازده سهام - حجم معاملات افزایش یا کاهش پیدا نمی‌کند و حتی در اکثر دوره ها، ارتباط همزمان این دو متغیر از معناداری لازم برخوردار نیست. در نهایت، یافته‌ها قویاً از وجود توزیع های غیر نرمال در بازار اوراق بهادار تهران حمایت می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: بازده سهام، حجم معاملات، نوسان بازده، ارتباط علی و همزمان، MGRJ-GARCH، VAR، DCC.

۱- کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی- مالی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
۲- دکتری اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
۳- دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) Donyaei911@st.atu.ac.ir

۱- مقدمه

در بررسی مطالعات تجربی و نظری پیشین بندرت بازده سهام و حجم معاملات را به عنوان یک سیستم مشترک مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند؛ درصورتی‌که، تخمین جزئی سیستم این نوع متغیرها، پویایی واقعی را پنهان و منجر به تخمین اریب و ناکارامد در بازار می‌شود و از سوی دیگر، برای تخمین روابط همزمان و علی بین متغیرها، استفاده از تخمین رویه‌ی دو مرحله‌ای به جای یک مرحله‌ای، بر مشکلات عددی معین[۱] که اغلب در تخمین مدل‌های چندگانه GARCH (MGARCH)[۲] پیش می‌آید، غلبه خواهد کرد. بر این مبنا، بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده متفقاً و همزمان توسط پویایی های بازار تعیین می‌شوند و ارتباط آنها غیر قابل اجتناب است؛ به طوریکه، مطالعه‌ی مشترک بازده سهام، نوسان بازده و حجم معاملات، باعث بهبود در فهم بازارهای مالی می‌شود.

از این رو، در مطالعه حاضر یک سیستم دو متغیره از معادله‌ها برای تخمین رفتار پویایی بازده سهام و حجم معاملات، مورد استفاده قرار می‌گیرد. بعبارتی، هدف از انجام این پژوهش، بررسی ارتباط علی و همزمان بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده و همچنین بررسی روند خصوصی‌سازی در اصل ۴۴ قانون اساسی در بورس اوراق بهادار در جهت ارتباط همزمان بین بازده و حجم معاملات می‌باشد. در راستای نیل به این امر و از آنجایی که روند خصوصی‌سازی عاملی در جهت گسترش مالکیت خصوصی و گسترش مالکیت فردی است و بالطبع، تغییر ساختار مالکیت از نظر وجود سهامداران حقوقی و حقیقی، تاثیراتی بر رفتار قیمت، نقد شوندگی و حجم معاملات سهام خواهد داشت، بررسی میزان و جهت این تاثیر می تواند اهمیت بسزایی به منظور درک بهتر حرکات قیمت سهام، انتخاب پرتفوی مناسب (در تحلیل خُردتر در سطح شرکت) و ... برای سهامداران بخصوص سهامدارن حقیقی فراهم می‌کند.

بر همین مبنا، بررسی نقش روند خصوصی‌سازی در نوسان پذیری قیمت و تغییرات حجم معاملات دارای سودمندی بالایی می‌باشد که در تحقیق حاضر، این روند، در حوزه‌ی ارتباط همزمان بین بازده شاخص کل و حجم معاملات بررسی شده است. از این رو، مسئله و سوال تحقیق این است که: آیا ارتباط علی و همزمان بین متغیرهای بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده وجود دارد؟ و آیا رابطه همزمان بازده سهام و حجم معاملات، تابع تلاطمات خصوصی‌سازی در بورس اوراق بهادار تهران است؟

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بررسی های تجربی بازارهای سهام، عمدتاً بر قیمت های سهام و رفتار آنها در طول دوره های زمانی تمرکز دارند. اطلاعات قابل دسترس شرکت ها یا بازارها و قیمت سهام، انتظارات سرمایه گذاران را از عملکرد آینده شرکت یا بازار منعکس می‌کند. بطوریکه تعبیر و تفسیر مختلف سرمایه گذاران نسبت به اطلاعات جدید (اخبار خوب و بد)، جهت قیمت ها را مشخص خواهد کرد؛ از سوی دیگر، همراه با قیمت ها، حجم معاملات و تغییرات حجم معاملات، مجموعه‌ی اطلاعات مربوطِ موجودِ بازار را انعکاس می‌دهد. بر خلاف قیمت های سهام، به روز شدن انتظارات سرمایه گذاران (دید مثبت یا منفی نسبت به بازار) همیشه منجر به افزایش حجم معاملات خواهد شد که در مجموع عکس العمل سرمایه گذاران را به اخبار نشان می‌دهد. بر این اساس و برای درک بهتر بازارهای سرمایه، مطالعات زیادی به بررسی ارتباط همزمان و علی بین بازده (تغییرات قیمت) و حجم معاملات پرداخته اند که در میان آنها، مدل‌های اپس[۳] (۱۹۷۵)، کوپلند[۴] (۱۹۷۶)، جنینگس و همکارن[۵] (۱۹۸۱) و کارپوف[۶] (۱۹۸۸)، همبستگی مثبتی بین حجم معاملات- بازده را توضیح دادند. همچنین، از عمده مقالاتی که به رابطه مثبت این دو متغیر دست یافتند، می توان به هریس[۷] (۱۹۸۷)، ریچاردسون و همکاران[۸] (۱۹۸۶) و جاین و جو[۹] (۱۹۸۸) اشاره کرد؛ درحالی‌که مطالعات کارپوف[۱۰] (۱۹۸۷) و کوساجیل و شاچمورو[۱۱] (۱۹۹۸)، شواهدی از رابطه‌ی مثبت بین بازده و حجم معاملات را در بازار آتی مشاهده نکردند.

آمیهود و همکاران[۱۲] (۲۰۰۵) به رابطه منفی بین بازده - حجم معاملات مورد انتظار دست یافتند که آن را می توان بر اساس نتایج وجود ریسک نقدینگی بهینه تفسیر کرد. اما در ارتباط علی بین بازده و حجم معاملات، مطالعات بسیاری مانند بررسی های کامپبِل[۱۳] (۱۹۹۳)، وانگ[۱۴] (۱۹۹۴) و بلوم و همکاران[۱۵] (۱۹۹۴) صورت گرفته است که از حجم معاملات به عنوان اطلاعات مربوط در جهت پیش بینی بازده سهام آتی، استفاده کردند. از مطالعات همگرا در این زمینه می توان به تحقیق لی و اسوامیناتهان[۱۶] (۲۰۰۰) و گروایس و دیگران[۱۷] (۲۰۰۱) اشاره نمود. در این چارچوب و در حوزه‌ی دیگر، برای ارتباط همزمان و علی بین نوسان بازده و حجم معاملات، از مطالعات لامورکوس و لاستراپس[۱۸] (۱۹۹۰) و گرلاچ و همکاران[۱۹] (۲۰۰۶) می توان نام برد که با کاربرد چارچوپ پویای مدرن به ارتباط همزمان و مثبت بین حجم معاملات و نوسان شرطی در بازده سهام امریکا پی برند. در مقابل، دارانت[۲۰] (۲۰۰۶) با تحقیق گسترده بر DJIA، ارتباط همزمانی را بین حجم معاملات و نوسان بازده مشاهده نکرد.

از لحاظ تئوریکال و با توجه به ادبیات موجود، اجماعی در مورد ارتباط بین حجم معاملات و نوسان بازده وجود دارد که به سه دسته: ۱- فرضیه ترکیب توزیع ها (MHD)[۲۱] (Clark, 1973;

(Epps and Epps, 1976; Tauchen and Pitts, 1983)؛ ۲- مدل‌های اختلاف عقیده[۲۲] (Harris and Raviv, 1993; Shalen, 1993; Kandel and Pearson, 1995) و ۳- مدل‌های اطلاعاتی نامتقارن- نامتجانس[۲۳] (Campbell et al., 1993 and Wang, 1994)، طبقه بندی شده و بر اساس فرضیه ورود متوالی اطلاعات[۲۴] (Copeland, 1976; Jennings et al., 1981; Smirlock and Starks, 1985)، می توان ارتباط پویایِ بین حجم معاملات و نوسان بازده را توضیح داد. به‌عنوان مثال، اسمیرلوک و استراکس[۲۵] (۱۹۸۸) وجود یک رابطه علی بین حجم معاملات و نوسان در سطح شرکت را یافتند؛ در همین راستا دارات و همکاران[۲۶] (۲۰۰۳)، با کاربرد داده‌های بین روزی پنج دقیقه‌ای برای ۳۰ سهام DJIA، به شواهدی از رابطه علی بین نوسان و حجم معاملات دست یافتند.

چوآنگ و همکاران[۲۷] (۲۰۱۲) نیز با بررسی ارتباط همزمان و علی بین حجم معاملات و بازده سهام و ارتباط علی بین حجم معاملات و بازده سهام در بین ۱۰ کشور آسیایی (هنگ هنگ، ژاپن، کره، سنگاپور، تایوان، چین، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایوان)، به وجود ارتباط همزمان بین بازده سهام و حجم معاملات و همچنین ارتباط علی بازده سهام و حجم معاملات معنادار در بین همه کشورها دست یافتند. همچنین، علیت دو طرفه مثبت بین بازده سهام و حجم معاملات در تایوان و چین و علیت دو طرفه مثبت بین حجم معاملات و نوسان بازده در ژاپن، کره، سنگاپور و تایوان به اثبات رسید. ضمن اینکه، آنها به وجود ارتباط همزمان مثبتی بین حجم معاملات و نوسان بازده در هنگ هنگ، سنگاپور، چین، اندونزی و تایلند پی بردند.

در بُعد تحقیقات داخلی، نجارزاده و زیودار (۱۳۸۵) به بررسی حجم معاملات و نوسان بازده به استناد فرضیه ترکیب توزیع ها پرداختند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که نوسانات بازده هنگامی که حجم معاملات به عنوان جایگزینی برای ورود اطلاعات در نظر گرفته می‌شود، از بین نمی رود و در نتیجه، فرضیه MHD رد می‌شود. آلودری و دیگران (۱۳۹۰) نیز به همین نتیجه در مورد فرضیه MHD در بازه زمانی ابتدای ۱۳۷۹ تا مهر سال ۱۳۹۰ دست یافتند. همچنین آنها به بررسی ارتباط پویا بین حجم معاملات و نوسان با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری پرداختند که نتایج نشان داد، حجم معاملات علت گرنجر بازده سهام است ولی بازده، علت گرنجر حجم معاملات نیست.

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی است؛ زیرا به بررسی علی و همزمان بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. همچنین، از جنبه اجرا و روش گردآوری داده‌ها، تحقیقی توصیفی- پیمایشی (از نوع مقطعی) می‌باشد. داده‌های آماری برای تحلیل فرضیات در مطالعه حاضر، شامل داده‌های متغیرهای شاخص کل و حجم معاملات روزانه

اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۴/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ و دوره های زمانی مختلف سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۴، ۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۱/۱۲/۱۵-۱۳۹۰ می‌باشد که از نرم‌افزار ره‌آوردنوین استخراج گردید.

برای تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش، با توجه به حجم وسیع داده‌ها و ضرورت پردازش آنها برای برآورد آمارهای توصیفی، پارامترهای مدل تحقیق و تجزیه و تحلیل و استنباط آماری از تکنیک های جاری اقتصادسنجی تحت نرم افزارهای Eviews، Oxmetric/G@rch استفاده گردید. بدین صورت که، ابتدا بدون توجه به روند خصوصی‌سازی، به بررسی فرضیات زیر پرداخته می‌شود:

۱) رابطه علی بین حجم معاملات و بازده وجود دارد.

۲) رابطه علی بین بازده و حجم معاملات وجود دارد.

۳) رابطه علی بین نوسان بازده و حجم معاملات وجود دارد.

۴) رابطه علی بین حجم معاملات گذشته و نوسان بازده وجود دارد.

۵) ارتباط همزمان بین بازده و حجم معاملات وجود دارد.

در ادامه، نقش روند خصوصی‌سازی نیز مورد توجه قرار گرفته و بصورت زیر مطرح می‌گردد:

۶) رابطه همزمان بازده سهام و حجم معاملات تابع تلاطمات خصوصی‌سازی در بورس اوراق بهادار است.

طبق فرضیه های ذکر شده و برای استنباط بهتر، تحقیق به دو بخش تقسیم بندی می‌شود؛ در بخش اول (فرضیات اول تا چهارم)، برای بررسی ارتباط علی بین حجم معاملات و بازده و همچنین ارتباط علی بین حجم معاملات و بازده سهام، معادلات میانگین شرطی بازده سهام و حجم معاملات به عنوان یک بردار خودرگرسیون (VAR)[۲۸] برای آزمون فرضیات اول تا سوم تعیین شده (برای سنجش ارتباط علی نوسان بازده به حجم معاملات، مربع باقیمانده های وقفه دار شده بازده سهام، به عنوان متغیر مستقل در درون معادله میانگین شرطی حجم معاملات به کار برده می‌شود) و در ادامه، برای پویایی های نوسان بازده مدل VAR، از مدل دو متغیره GRJ-GARCH استفاده می‌گردد؛ بطوریکه نوسانات بازده و حجم معاملات بطور متقابل، درون یک سیستم برای آزمون فرضیه چهارم تلفیق می‌شود (در این قسمت، برای سنجش ارتباط علی حجم معاملات گذشته به بازده سهام، حجم معاملات وقفه دار شده در درون معادله واریانس شرطی نوسان بازده، مورد بررسی قرار می‌گیرد).

در بخش دوم (فرضیه های پنجم و ششم)، به بررسی ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات پرداخته می‌شود. بدین صورت که، با در نظر گرفتن امکان اینکه متغیر حجم معاملات دارای همبستگی سریالی هستند، ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات بررسی می‌گردد؛ این

بخش با تعیین وجود خودهمبستگی سریالی متغیر حجم معاملات قابل بررسی است و در صورت وجود خودهمبستگی سریالی متغیر مذکور، رابطه‌ی همزمان حجم معاملات و بازده، در قالب معادله واریانس شرطی فرضیه سوم اما با حذف متغیره حجم معاملات گذشته که به عنوان متغیر مستقل برای سنجش فرضیه چهارم اضافه شده است، انجام می‌گیرد تا به استنباطی بدون اریب در مورد ارتباط همزمان این دو متغیر دست یافت. رابطه همزمان حجم معاملات و بازده نیز با استفاده از مدل قابل انعطاف DCC قابل انجام است که امکان همبستگی در طول زمان و همچنین همبستگی در واریانس و کواریانس شرطی را (به استناد فرضیه همبستگی ثابت در طول زمان) می‌دهد. این نوع مدل، انعطاف مدل‌های تک متغیر نوع GARCH را خواهد داشت؛ ضمن اینکه از پیچیدگی کمتری نسبت به مدل‌های سنتی چندگانه GARCH مانند مدل‌های خانواده BEKK[۲۹] دارد.

۴- مدل‌های پژوهش و نحوه ی اجرای آن

برای بررسی ارتباط علی بین حجم معاملات و بازده سهام، بازده سهام و حجم معاملات و جریان میان حجم معاملات و نوسان بازده وقفه دار شده، معادلات میانگین شرطی با مدل دو متغیره زیر، مدل سازی شدند:

$$R_t = \alpha_{R,0} + \sum_{a=1}^{A} \beta_{R,a} R_{t-a} + \sum_{b=1}^{B} \gamma_{R,b} V_{t-b} + \varepsilon_{R,t} \qquad (1)$$

$$V_t = \alpha_{V,0} + \sum_{c=1}^{C} \beta_{V,c} R_{t-c} + \sum_{d=1}^{D} \gamma_{V,d} V_{t-d} + \sum_{e=1}^{E} \varphi_{V,e} \varepsilon^2_{R,t-e} + \varepsilon_{V,t} \qquad (2)$$

که R_t بازده سهام در زمان t و V_t حجم معاملات در زمان t می‌باشند. طول وقفه در معادله ۱ و ۲ بر اساس معیار AIC انتخاب گردیده و خطاهای مربع وقفه دار شده از معادله بازده میانگین در معادله ۲ به عنوان مقیاسی از نوسان به کار گرفته شده‌اند. با در نظر گرفتن مطالعات لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰) و جونز و همکاران[۳۰] (۱۹۹۴)، این ساختار اجازه‌ی این مورد را می‌دهد که: آیا نوسان بازده وقفه دار شده باعث حجم معاملات می‌شود یا خیر؟[۳۱] همچنین مشخصات معادلات میانگین شرطی ۱ و ۲ یک شکل استاندارد از VAR نمی‌باشد، اما مبنای آزمون که تعیین ارتباط علی است، همان آزمون علیت گرنجر[۳۲] می‌باشد (Granger, 1969). به عنوان مثال، در معادله ۱، ضریب $\gamma_{R,b}$ ارتباط علی میان حجم معاملات وقفه دار و بازده سهام جاری را می سنجد و رد شدن فرضیه صفر (حجم معاملات، علیت گرنجر بازده سهام نیست؛ یعنی $\gamma_{R,b} = 0$ بواسطه همه bها)، نشان دهنده‌ی علیتی است که از حجم معاملات به بازده سهام روانه می‌شود. همچنین، پیرو چوریدا و اسوامیناتهان[۳۳] (۲۰۰۰)، تحقیق حاضر به بررسی اینکه: آیا جمع ضرایب $\gamma_{R,b}$ در معادله

۱ بزرگ تر از صفر است یا خیر؟، می پردازد. بنابراین نه فقط علیت گرنجر، بلکه نشان[۳۴] (یا اثر خالص[۳۵]) علیت گرنجر نیز آزمون می گردد. در معادله ۲، ارتباط علی بین بازده سهام وقفه دار و حجم معاملات جاری و جریان میان نوسان بازده وقفه دار شده و حجم معاملات، به طور مشابه معادله ۱ آزمون می‌شود.

برای مدل سازی پویایی های دومین گشتاور بازده و حجم معاملات و ارتباط همزمان و علی میان نوسان بازده جاری و حجم معاملات وقفه دار شده، به ترتیب از مدل دو متغیره GARCH همبستگی شرطی پویا (DCC)[۳۶] انگل[۳۷] (۲۰۰۲) و از خصوصیات مدل GJR-GARCH که توسط گلوستن و دیگران[۳۸] در سال ۱۹۹۳ مطرح شد، استفاده می‌شود. خصوصیات مدل GJR-GARCH این امکان را می‌دهد که بین نوسانات شوک های منفی و مثبت پیشین، تفاوت قائل شد؛ به عبارت بهتر، اثر نامتقارن واریانس شرطی لحاظ می گردد. فرایند GJR-GARCH برای بازده و حجم معاملات به صورت زیر تعریف می‌شود[۳۹]:

$$\sigma_{R,t}^2 = \omega_R + \sum_{n=1}^{N} \delta_{R,n}\sigma_{R,t-n}^2 + \sum_{o=1}^{O} \kappa_{R,o}\left(\varepsilon_{R,t-o}\right)^2 + \lambda_R S_{R,t-1}^{-}\left(\varepsilon_{R,t-1}\right)^2 + \sum_{l=1}^{L} \theta_{R,l} V_{t-l}, \qquad (3)$$

$$\sigma_{V,t}^2 = \omega_V + \sum_{p=1}^{P} \delta_{V,p}\sigma_{V,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q} \kappa_{V,q}\left(\varepsilon_{V,t-q}\right)^2 + \lambda_V S_{V,t-1}^{-}\left(\varepsilon_{V,t-1}\right)^2 \qquad (4)$$

که $\sigma_{R,t}^2$ و $\sigma_{V,t}^2$ واریانس شرطی بازده سهام و حجم معاملات در زمان t هستند و متغیرهای دامی $S_{R,t-1}^{-}$ و $S_{V,t-1}^{-}$ ارزش یک را می‌گیرند اگر: $\varepsilon_{R,t-1} < 0$ و $\varepsilon_{V,t-1} < 0$؛ در غیر این صورت، این مقادیر صفر در نظر گرفته می‌شوند. باید توجه داشت مدل‌های نوع GARCH، مدل‌های قابل انعطاف تری هستند که این امکان را فراهم می‌کند که اثرات مختلف ARCH و GARCH را بر بازده سهام و حجم معاملات را داشت. اثر نامتقارن اخبار منفی توسط λ_R و λ_V در معادلات ۳ و ۴ ارائه شده‌اند. برای مثال اگر $\lambda_R > 0$ باشد، شوک بازده منفی اثر بزرگتری بر واریانس بازده سهام از شوک بازده مثبت خواهد داشت. پارامتر λ_V در معادله‌ی ۴ به طور مشابه می تواند تعبیر و تفسیر شود. به علاوه، برای جستجوی رابطه‌ی علی بین حجم معاملات و نوسان بازده، حجم معاملات وقفه دار شده در معادله ۳ وارد می‌شود. بنابراین پارامتر $\theta_{R,l}$ می‌تواند برای آزمون اثر حجم معاملات وقفه دار شده بر نوسان جاری مورد استفاده قرار گیرد.

مدل چندگانه GARCH همبستگی شرطی پویا (MGARCH-DCC)

مدل DCC توسط انگل در سال ۲۰۰۲ به شرح زیر تعریف شد:

$$y_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t \qquad (5)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (6)$$

که $y_t = (y_{it}....y_{nt})'$ یک بردار $n\times1$ است، $\varepsilon_t = (\varepsilon_{it},...,\varepsilon_{nt})'$ بردار $n\times1$ خطاها می‌باشد و $\mu_t(\theta) = (\mu_{it},....,\mu_{it})'$ بردار $n\times1$ میانگین شرطی y_t است که می تواند به صورت یک فرایند ARMA در نظر گرفته شود:

$$\Psi_i(L)(y_{it} - \mu_{it}) = \Theta_i(L)\varepsilon_t \qquad (7)$$

$$\mu_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^{n_1} \delta_{ji}\chi_{j,t} \qquad (8)$$

که L عملگر وقفه است. تعریف دیگر عبارات ریاضی معادلات بالا، به شرح ذیل است:

$D_t = diag(h_{iit}^{1/2}...h_{nnt}^{1/2})'$ یک ماتریس قطری جذر واریانس شرطی است که در آن h_{iit} هر نوع مدل GARCH (در پژوهش حاضر مدل GRJ-GARCH) تک متغیره را می تواند در بر گیرد و R_t یک ماتریس $t\times\left(\frac{n(n-1)}{2}\right)$ معین مثبت می‌باشد که حاوی همبستگی شرطی در طول زمان است و علاوه بر R_t، مادامی که واریانس شرطی h_{iit} نیز مثبت باشد، ماتریس کواریانس- واریانس شرطی H_t مثبت خواهد بود. عبارت R_t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_t = diag(q_{11,t}^{-1/2}...q_{nn,t}^{-1/2})Q_t diag(q_{11,t}^{-1/2}...q_{nn,t}^{-1/2}) \qquad (9)$$

که $Q_t = (q_{ij,t})$ به ماتریس– کواریانس $n\times n$، معین و نیمه معین مثبت متقارن اشاره دارد که به صورت زیر تعریف شده است:

$$Q_t = (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha u_{t-1}u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \qquad (10)$$

و

$$q_{ij,t} = \bar{\rho}_{ij}\frac{(1-\alpha-\beta)}{1-\beta} + \alpha\sum_{s=1}^{\infty}\beta^{s-1}u_{i,t-s}u_{j,t-s} \qquad (11)$$

که $u_t = (u_{1t}u_{2t}...u_{nt})'$ بردار $n\times1$ باقیمانده های استاندارد شده است و $\bar{Q}$ ماتریس(همبستگی) کواریانس $n\times n$ غیر شرطی u_t که از تخمین مرحله‌ی اول بدست می‌آید[۴۰]. در معادله ۱۱، $\bar{\rho}_{ij}$ ضریب همبستگی غیر شرطی بین $u_{i,t}$ و $u_{j,t}$ را نمایش می‌دهد. لازم به ذکر است که امید ریاضی غیر شرطی $q_{ij,t}$ برابر با $\bar{\rho}_{ij}$ می‌شود $(\bar{q}_{i,j} \cong \bar{\rho}_{i,j})$؛ در حالی واریانس آن برابر با $\bar{\rho}_{ij} = 1$ خواهد شد. ضریب همبستگی DCC (که ضریب معین مثبتی است) عبارت است از:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} \qquad (12)$$

که امید ریاضی غیر شرطی صورت و مخرج کسر معادله ۱۲ به ترتیب برابر با $\overline{\rho}_{i,j}$ و یک است و تا زمانی که $\alpha+\beta<1,(\alpha>0,\beta>0)$ باشد، مدل، ویژگی بازگشت به میانگین را احراز می‌کند (Engle, 2002).

در ادامه برای چک کردن اینکه: آیا همبستگی شرطی در طول زمان دارای نوسانات است یا خیر؟، همبستگی شرطی ثابت (CCC)[۴۱] بُلرسلو[۴۲] (۱۹۹۰) استفاده می‌شود و با مدل DCC مورد مقایسه قرار می‌گیرد. مدل CCC به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t=\mu_t(\theta)+\varepsilon_t \qquad (13)$$

$$H_t=D_tR_tD_t=\left(\rho_{ij}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}}\right) \qquad (14)$$

که

$\mu(\theta)$ و D_t در توضیحات معادلات ۵ و ۶ مشخص شده‌اند؛ اما $R=\left(\rho_{ij}\right)$ یک ماتریس معین مثبت متقارن در ازاء $i=1,2,...n$ $\rho_{ii}=1,\forall i$ می‌باشد؛ به عبارت بهتر، R حاوی ماتریسی است که شامل همبستگی های شرطی (ρ_{ij}) ثابت می‌باشد.

$$[R]_{ij}=\rho_{ij}=\frac{\sum_t u_{it}u_{jt}}{\sqrt{\left(\sum_t u^2{}_{it}\right)\left(\sum_t u^2{}_{jt}\right)}} \qquad (15)$$

به عبارت دیگر، مدل CCC فرض می‌گیرد که هبستگی ها شرطی در طول زمان ثابت هستند $\left(\rho_{ij,t}=\rho_{ij}\right)$، بطوریکه تغییرات زمانی در H_t بندرت توسط واریانس شرطی برای هر یک از عناصر داخل ε_t در طول زمان، رخ می‌دهد. مدل اصلی CCC برای هر واریانس شرطی در D_t با در بر داشتن خصوصیات GARCH(1,1) چنین بیان می‌شود:

$$h_{iit}=\omega_i+\alpha_i\varepsilon^2_{i,t-1}+\beta h_{ii,t-1} \qquad t=1,2,...,n \qquad (16)$$

این مدل بر خلاف مدل DCC که حاوی $\frac{(n+1)(n+4)}{2}$ تعداد پارامتر است، شامل $\frac{n(n+5)}{2}$ تعداد پارامتر می‌باشد، البته اگر واریانس شرطی تحت ویژگی‌های مدل GARCH(1,1) باشد[۴۳].

تخمین مدل چندگانه GARCH

همه‌ی مدل‌های چندگانه GARCH در پژوهش حاضر توسط تخمین زن شبه ماکزیمم راست نمایی (QML) تحت توزیع چندگانه Student-t مورد سنجش قرار گرفته[۴۴] و از روند تخمین دو مرحله‌ای به جای تخمین یک مرحله‌ای استفاده می‌شود. برای تخمین دو مرحله‌ایِ مدل DCC، در ابتدا مدل‌های GARCH تک متغیره در مرحله‌ی اول تخمین زده شده و سپس پسماندهای تخمین زده شده‌ی مرحله اول، برای تخمین پارامترهای همبستگی های پویا، به مرحله دوم منتقل

می‌شوند. در اولین مرحله، پارامترهای میانگین (θ) و واریانس (ϕ) توسط ماکزیمم کردن تابع شبه راست نمایی بر اساس توزیع Student-t زیر تخمین زده می‌شوند:

$$L_1(\theta,\phi,\eta) = T\log\left[\Gamma\left(\frac{\eta k+1}{2\eta}\right)\right] - T\log\left[\Gamma\left(\frac{1}{2\eta}\right)\right] - \frac{Tk}{2}\log\left(\frac{1-2\eta}{\eta}\right) - \frac{Tk}{2}\log(\pi)$$
$$-\sum_{t=2}^{T}\left[\log|D_t| + \left(\frac{\eta k+1}{2\eta}\right)\log\left(1+\frac{\eta}{1-2\eta}u_t'u_t\right)\right] \qquad (17)$$

که η معکوس پارامتر درجه آزادی است و باید در حد فاصل ۰/۵ و ۰ قرار گیرد[۴۵] $(0<\eta<0/5)$. ضرایب همبستگی در دومین مرحله توسط ماکزیمم کردن تابع زیر تخمین زده خواهد شد:

$$L_2(\psi,\eta\,|\,\theta,\phi) = -\sum_{t=2}^{T}\left[\frac{1}{2}\log|R_t| + \left(\frac{\eta k+1}{2\eta}\right)\log\left(1+\frac{\eta}{1-2\eta}\hat{u}_t'R_t^{-1}\hat{u}_t\right)\right] \qquad (18)$$

که ψ نشان دهنده ضرایب همبستگی است و $\hat{u}_t$ باقیمانده های استاندارد شده از مرحله اول (معادله ۱۷) می‌باشند. پیرو مطالعه بلرسلو (۱۹۹۰) برای مدل CCC، دومین مرحله‌ی تخمین برابر با پسماندهای استاندارد شده‌ی ماتریس همبستگی نمونه (همان معادله ۱۵) است، بطوریکه:

$$\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_t \hat{u}_{it}\,\hat{u}_{jt}}{\sqrt{\left(\sum_t \hat{u}_{it}^2\right)\left(\sum_t \hat{u}_{jt}^2\right)}} \qquad (19)$$

با توجه به این امر که در طول زمان، همبستگی ها در مدل CCC ثابت می‌باشند.

۵- یافته‌ها و نتایج پژوهش

ویژگی‌های آماری دوره های مختلف زمانی

در این مطالعه، برای آزمون فرضیه اول تا پنجم از داده‌های متغیر های شاخص کل و حجم معاملات روزانه اوراق بهادار تهران که دوره زمانی ۱۳۸۴/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ را در بر می‌گیرد، استفاده گردید. برای آزمون فرضیه ششم از داده‌های شاخص کل و حجم معاملات روزانه در دوره های زمانی مختلف سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۴، ۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۱/۱۲/۱۵-۱۳۹۰ (شش دوره) مورد بررسی قرار گرفت[۴۶].

در دوره‌ی اول میزان خصوصی‌سازی از طریق بورس اوراق بهادار نسبت به پنج دوره‌ی دیگر بسیار کم است (۲۶۱۵۴)[۴۷] و در سال ۱۳۸۶ این مقدار افزایش می یابد (۲۴۹۹۳۷)؛ تا اینکه در دوره‌ی سوم این مقدار به ۲۲۵۶ می‌رسد. در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ میزان خصوصی‌سازی به ترتیب برابر با ۳۲۱۹۹۸ و ۵۵۴۳۶ می‌باشد که جهت تغییرات آنها شبیه دوره های دوم و سوم خواهد بود. در نهایت، در دوره‌ی ششم نسبت به دوره قبل افزایش در امر خصوصی‌سازی محسوس

بوده است و مقدار ۴۰۲۹۹۴ را نمایان می‌کند. برای محاسبه بازده شاخص کل (R_t)، از لگاریتم درصد تغییرات استفاده می‌شود[۴۸] و طبق گفته‌ی لو و وانگ[۴۹] (۲۰۰۰)، لگاریتم تعداد کل سهام مبادله شده در روز معاملاتی را به عنوان مقیاس حجم معاملاتی خام (روند زدایی نشده) در نظر گرفته می‌شود. پیرو مطالعات گالانت و همکاران[۵۰] (۱۹۹۲)، لو و وانگ (۲۰۰۰) و چوآنگ و همکاران (۲۰۱۲)، شواهدی معنادار از وجود روندهای زمانی خطی و همچنین نمایی (درجه دوم) در سری های زمانی حجم معاملات یافت شده است و متعاقباً برای دستیابی به ایستایی باید عمل روند زدایی را در این نوع سری ها اعمال نمود.

در پژوهش حاضر، روند ایستایی حجم معاملات توسط اعمال رگرسیون بر تابع قطعی (غیر احتمالی) "روند زمانی خطی" و "روند زمانی نمایی و خطی"، بدست می‌آید. چنانکه تابع روندهای زمانی نمایی و یا خطی از معناداری لازم در نتایج رگرسیون برخوردار باشند، پسماندهای رگرسیون به عنوان حجم معاملات روندزدایی شده به کار برده می‌شود[۵۱]. در تجزیه و تحلیل مقدماتی متغیرها و در ابتدا، بازده روزانه شاخص کل در جدول شماره ۱ نشان داده شده که بیشترین و کمترین متوسط بازدهی به ترتیب متعلق به دوره های پنجم و سوم بوده است و همچنین بیشترین و کمترین نوسان مربوط به دوره های ششم و اول می‌باشد. طی دوره های مختلف، کشیدگی اضافی و چولگی حالات مختلفی را از خود نمایش می‌دهد. برای مثال، دوره های سوم، پنجم و ششم فرض صفر آزمون چولگی (چولگی برابر با صفر است) رد می‌شود. همچنین نرمال بودن (با استفاده از آماره Jarque-Bera) داده‌ها بجز در دوره های دوم و پنجم رد شده‌اند. با آزمون LM ARCH، آماره ARCH(5) نشان می‌دهد که وقفه های توان دوم پسماندهای معادله میانگین بازده روزانه شاخص کل به ارزش های گذشته (جز دوره های دوم و سوم) بستگی دارد.

قسمت دوم جدول ۱ خلاصه‌ای از تجزیه و تحلیل حجم معاملات را ارائه می‌دهد. در مقایسه انحراف استاندارد حجم معاملات با بازده سهام، حجم معاملات نوسانات پایین تری در همه دوره ها دارد و کشیدگی اضافی و چولگی مثبت و در اکثر دوره ها فرض صفر آنها (چولگی و کشیدگی برابر با صفر هستند) مورد پذیرش واقع شده است. از سوی دیگر فرض نرمال در تمام دوره ها به اثبات می‌رسد. آزمون LM ARCH حجم معاملات در سطح ۵٪ معنادار است که وجود دومین گشتاور در طول نوسانات زمانی این متغیر را اثبات می‌کند (جز دوره سوم). با جمع بندی نتایج آزمون LM، استفاده از مدل‌های نوع GARCH برای در بر داشتن ساختارهای وابستگی که در گشتاورهای اول و دوم بازده شاخص کل و حجم معاملات وجود دارند، منطقی بنظر می‌رسد. بعلاوه، آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و پنجم برای بازده سهام و حجم معاملات در دوره های مختلف در سطح معناداری ۵٪ نیز ارائه شده است. نتایج مشاهده شده حاکی از این است که فرایندهای

خودهمبستگی در بین متغیرها (خصوصاً خودهمبستگی مرتبه اول (ρ_1)) قوی می‌باشد و فرض صفر این آزمون (عدم وجود خودهمبستگی)، در اکثر دوره ها رد شده است[۵۲].

جدول شماره ۱: ویژگی‌های آماری دوره های مختلف زمانی

دوره ششم ۱۳۹۰-۱۳۹۱	دوره پنجم ۱۳۸۹	دوره چهارم ۱۳۸۸	دوره سوم ۱۳۸۷	دوره دوم ۱۳۸۶	دوره اول ۱۳۸۴-۱۳۸۵	کل دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۱	قسمت اول: بازده سهام
۴۷۰	۲۴۲	۲۴۱	۲۳۵	۲۴۰	۴۷۷	۱۹۱۰	تعداد مشاهدات
۰.۰۹۳۹۹۱	۰.۲۵۳۴۸	۰.۱۸۸۱۸	-۰.۱۰۰۳۶	۰.۰۱۰۴۶۲	-۰.۰۴۴۲۶۸	۰.۰۵۸۳۲	میانگین
۰.۷۶۰۸	۰.۶۵۲۸۱	۰.۶۰۱۸۵	۰.۶۷۷۸۱	۰.۴۲۲۰۱	۰.۳۹۶۳۵	۰.۶۱۲۸۷	انحراف معیار
*-۰.۳۳۸۹۸	*-۰.۰۷۲۲۸	۲.۴۶۱۹	*-۰.۳۳۹۸	-۱.۰۸۲۳	-۲.۳۰۸۲	۰.۲۲۵۱۱	چولگی
*۱.۱۶۸۳	۱.۱۰۰۲	*۲۱.۳۳۱	*۲۷.۰۵۷	۶.۷۳۱۲	*۱۷.۲۱۷	*۱۰.۴۶۴	کشیدگی اضافی
*۱۷.۸۶۷	۱۲.۰۵۷	*۴۶۹۲.۶	*۷۱۷۲.۶	۴۹۹.۹۵	*۶۳۱۵.۰	*۸۷۲۹.۳	J-B
*۰.۳۴۹۹۶۰	*۰.۳۴۳۱۲۱	*۰.۵۴۰۶۹۳	*۰.۳۷۷۷۹۱	*۰.۱۵۰۸۵۸	*۰.۳۶۶۹۵۳	*۰.۴۰۱۸۶۰	ρ_1
۰.۰۲۲۰۲۸۱	*۰.۱۳۷۸۱۱	۰.۱۱۰۳۱۸	*۰.۱۳۱۶۹۵	۰.۱۱۵۰۶۵	۰.۰۶۸۹۸۰۹	*۰.۱۳۵۹۲۰	ρ_5
**۹.۰۳۵۵	**۶.۶۵۵۸	**۴.۲۷۳۹	۰.۳۵۲۸۳	۰.۳۲۸۹۵	**۷.۶۴۴۵	**۱۴.۰۷۲	(۵) ARCH
دوره ششم ۱۳۹۰-۱۳۹۱	دوره پنجم ۱۳۸۹	دوره چهارم ۱۳۸۸	دوره سوم ۱۳۸۷	دوره دوم ۱۳۸۶	دوره اول ۱۳۸۴-۱۳۸۵	کل دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۱	قسمت دوم: حجم معاملات
۴۷۱	۲۴۳	۲۴۲	۲۳۶	۲۴۱	۴۷۸	۱۹۱۱	تعداد مشاهدات
۵.۵۳۸۲	۵.۴۰۲۹	۴.۸۸۱۱	۴.۱۳۹۸	۳.۹۷۲۶	۳.۷۴۶۲	۴.۶۱۹۴	میانگین
۰.۵۹۳۷۷	۰.۸۲۴۸۹	۰.۹۷۲۹۶	۰.۹۸۱۱	۰.۷۶۲۲۴	۰.۷۳۶۳۵	۱.۰۸۹۸	انحراف معیار
۰.۹۹۸۸۱	۱.۹۹۵۸	۱.۴۱۹۹	*۰.۵۹۵۱۶	۰.۹۱۶۸۸	۰.۸۷۶۷۴	۰.۳۴۸۹۵	چولگی
*۱.۱۰۹۶	۵.۱۴۸۰	۴.۱۰۶۲	*۰.۶۹۸۶۸	۲.۲۷۳۵	۰.۹۴۵۳۲	*۰.۳۶۶۷۳	کشیدگی اضافی
۵۱.۱۲۹	۴۱۵.۵۱	۲۴۴.۰۶	۱۸.۶۵۳	۸۵.۳۱۴	۷۸.۸۷۰	۴۹.۴۶۶	J-B
*۰.۱۳۱۹۸۱	*۰.۲۷۱۷۱۶	*۰.۳۳۹۳۱۲	*۰.۳۹۳۳۳۷	*۰.۱۲۸۵۷۷	*۰.۲۶۳۸۷۷	*۰.۶۴۰۱۷۶	ρ_1
*۰.۲۲۱۱۱۴	۰.۱۰۲۷۱۳	*۰.۱۶۸۱۷۴	*۰.۲۴۳۸۲۶	۰.۰۵۱۱۲۳۴	*۰.۱۷۰۸۳۰	*۰.۵۶۱۶۴۴	ρ_5
**۳.۸۹۰۳	**۴.۱۲۷۸	**۷.۷۶۶۰	**۸.۰۹۴۰	۰.۴۸۳۵۰	**۱۰.۷۰۰	**۳۱۳.۷۵	ARCH(5)

توضیحات: ρ_1 و ρ_5 به ترتیب نشان دهنده‌ی خودهمبستگی مرتبه اول و پنجم می‌باشند.

ARCH(5) نمایانگر آماره خی- دو ضریب لاگرانژ (LM)[۵۳] برای آزمون اثرات ARCH در ازای وقفه ۵ می‌باشد.

** و * به ترتیب نشان دهنده‌ی رد معناداری فرض صفر آزمون ها در سطح معناداری ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

نتیجه فرضیات اول تا سوم (نتایج معادلات میانگین شرطی)

جدول شماره ۲، تخمین مدل‌های دو متغیره VAR و VAR-GRJ-GARCH را به ترتیب برای بازده شاخص کل، حجم معاملات و نوسان بازده و همچنین ضریب بدست آمده همبستگی همزمان بازده سهام و حجم معاملات را توسط مدل DCC، نشان می‌دهد. آماره‌های $W-B(\gamma)$ و $W-C(\beta)$ به ترتیب آزمون های والد بکار گرفته شده برای آزمون فرض صفر $\gamma_{R,b}=0$ بواسطه همه bها و $\beta_{v,c}=0$ بواسطه همه cها می‌باشند. آماره آزمون والد پیرو توزیع خی-دو به ترتیب با درجه آزادی توسط ساختار وقفه B و C مفروض شده‌اند. برای شناخت نشان علیت (یا اثر خالص)، آماره‌های $W-1(\gamma)$ و $W-1(\beta)$ که آزمون‌های بکار گرفته شده‌ی آزمون والد هستند، برای آزمون فرض صفر، مبنی بر اینکه $\sum\gamma_{R,b}=0$ و $\sum\beta_{V,b}=0$ می‌باشند، آزمون می‌گردد. هر دو آزمون پیرو توزیع خی-دو با یک درجه آزادی می‌باشند، با توجه به اینکه هر گاه طول وقفه حجم معاملات و بازده سهام برابر با یک باشند، پس آماره‌های $W-B(\gamma)$ و $W-C(\beta)$ به ترتیب با آماره‌های $W-1(\gamma)$ و $W-1(\beta)$ برابر خواهند شد.

بخش ۱ از جدول ۲ نشان می‌دهد که ساختار وقفه برای بازده سهام (A) و حجم معاملات (B) کوتاه می‌باشند، بطوریکه برابر با ۲ خواهد بود[۵۴]. با در نظر گرفتن علیت گرنجر، آماره $W-2(\gamma)$ فرض صفر مبنی بر اینکه حجم معاملات علت گرنجر بازده سهام نیست، را در سطح معناداری ۱٪ رد می‌کند و آماره $W-1(\gamma)$ فرض صفر مبنی بر اینکه مجموع ضرایب $\lambda_{R,b}$ برابر با صفر است را نیز در سطح معناداری ۱٪ رد کرده است که نشان دهنده‌ی علیت مثبت از حجم معاملات به بازده سهام می‌باشد. این مفهوم بدان معنا است که سرمایه گذاران می توانند حجم معاملات را برای پیش بینی آینده حرکات بازده سهام، بکار برند.

بخش ۲ از جدول ۲ نیز حاکی از این است که ساختار وقفه برای بازده سهام (C) برابر با ۲ می‌باشد؛ در حالیکه، ساختار وقفه انتخاب شده برای حجم معاملات (D) برابر با ۱ خواهد بود. آماره آزمون علیت گرنجر، $W-2(\beta)$، قویاً فرض صفر اینکه بازده سهام علیت گرنجری حجم معاملات نیست را در سطح معناداری ۱٪ رد می‌کند. بعلاوه، آماره $W-1(\beta)$ نیز فرض صفر اثر جمعی صفر بازده بازار وقفه دار را بر حجم معاملات را در سطح معناداری ۱٪ رد کرده است. یافته‌ها پیشنهاد می‌دهد که علیت مثبت معناداری از بازده سهام بر حجم معاملات روانه می‌شود. بدین معنا که سرمایه گذاران در این بازار می توانند استنباط کنند که بعد از اینکه بازار روند صعودی را پیش گیرد، درجه نقدینگی توسط حجم معاملات افزایش خواهد یافت. با توجه به نتایج ذکر شده، شواهدی از علیت دو طرفه بین بازده سهام و حجم معاملات را می توان مشاهده کرد.

آخرین قسمت بخش ۲ از جدول ۲ نیز اثر مربع پسماندهای بازده وقفه دار را بر حجم معاملات گزارش می‌کند که توسط $\varphi_{V,e}$ اندازه گیری شده است. نتایج از رد آزمون $W-E(\varphi)$ (که وقفه آن مساوی با ۱ است و بالطبع برابر با آماره $W-1(\varphi)$ خواهد شد) در سطح معناداری ۱۰٪ با فرض صفر اینکه مربع پسماندهای بازده علت گرنجر حجم معاملات نمی‌باشد، حمایت می‌کند. ضمن اینکه، مجموع ضرایب $\varphi_{V,e}$ مثبت می‌باشند و $W-1(\varphi)$ فرض $\sum_{e}\varphi_{V,e}=0$ را برای بازار اوارق بهادار تهران رد می‌کند. نتایج، علیت مثبت نوسان بازده به حجم معاملات را تایید می‌کنند. بر این اساس، یافته‌ها پیشنهاد می‌دهند که نوسان بازده و بازده گذشته ممکن است حاوی اطلاعات مفیدی برای آربیتراژ[۵۵] باشد.

نتیجه فرضیه چهارم (نتایج معادلات واریانس شرطی)

بخش ۳ و ۴ از جدول ۲، نتایج تخمین واریانس شرطی معادلات ۳ و ۴ را نشان می‌دهد. طبق آنچه معمول است، برای بازده روزانه سهام، اثرات ARCH و GARCH یافت شد. هم سو با مطالعات جاکوبس و اونوچی[۵۶] (۱۹۹۸) و چن و دایگلر[۵۷] (۲۰۰۸)، علاوه بر پدیده خوشه ای در بازده، در حجم معاملات هم اثرات ARCH و GARCH نیز مشاهده شد. در ادامه، بازده متوسط پایداری نوسان بازده سهام (یعنی مجموع پارامترهای $\delta_{R,n}$ و $\kappa_{R,o}$)، بالاتر از مجموع پارامترهای $\delta_{V,p}$ و $\kappa_{V,q}$ می‌باشد که بدین معنا است که ساختار نوسان در بازده، پایداری بیشتری را از حجم معاملات نشان می‌دهد.

همچنین جدول ۲، نتایج اثر نامتقارن اخبار بد (شوک های منفی) را ارائه می‌دهد. بخش ۳ و ۴، برآوردهای پارامترهای λ_R و λ_V را نشان می‌دهند. تحت فرض صفر وجود اثر نامتقارن، انتظار می رود که پارامترهای λ_R و λ_V مثبت و معنادار شوند. در حالی نتایج بدست آمده وجود اثر نامتقارن در بازده سهام و حجم معاملات را رد می‌کند. بطوریکه منحنی اثر اخبار برای نوسان بازده و حجم معاملات متقارن می‌باشد. به عبارت بهتر، شوک های منفی اثر پذیری برابری نسبت به شوک های مثبت خواهند داشت. در نهایت، اثر حجم معاملات گذشته بر نوسانات بازار سهام، توسط معیار $\theta_{R,1}$ مورد بررسی قرار گرفت. بخش ۳ از جدول ۲ نشان می‌دهد که پارامتر $\theta_{R,1}$ مثبت و در سطح معناداری ۵٪ معنادار هستند که حاکی از علیت مثبت حجم معاملات گذشته به نوسانات بازده می‌باشد.

جدول شماره ۲: تخمین مدل‌های دو متغیره VAR و VAR-GRJ-GARCH و تخمین ضریب همبستگی

پیرو دو مدل دو متغیره تخمین زده شده ذیل، ارتباط علی بازده سهام و حجم معاملات و همچنین ارتباط علی حجم معاملات و نوسان بازده سهام از دوره‌ی ۱۳۸۴/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ بررسی شده است:

$$R_t = \alpha_{R,0} + \sum_{a=1}^{A} \beta_{R,a} R_{t-a} + \sum_{b=1}^{B} \gamma_{R,b} V_{t-b} + \varepsilon_{R,t}$$

$$V_t = \alpha_{V,0} + \sum_{c=1}^{C} \beta_{V,c} R_{t-c} + \sum_{d=1}^{D} \gamma_{V,d} V_{t-d} + \sum_{e=1}^{E} \varphi_{V,e} \varepsilon^2_{R,t-e} + \varepsilon_{V,t}$$

$$\sigma^2_{R,t} = \omega_R + \sum_{n=1}^{N} \delta_{R,n} \sigma^2_{R,t-n} + \sum_{o=1}^{O} \kappa_{R,o} \left(\varepsilon_{R,t-o}\right)^2 + \lambda_R S^-_{R,t-1} \left(\varepsilon_{R,t-1}\right)^2 + \sum_{l=1}^{L} \theta_{R,l} V_{t-l}$$

$$\sigma^2_{V,t} = \omega_V + \sum_{p=1}^{P} \delta_{V,p} \sigma^2_{V,t-p} + \sum_{q=1}^{Q} \kappa_{V,q} \left(\varepsilon_{V,t-q}\right)^2 + \lambda_V S^-_{V,t-1} \left(\varepsilon_{V,t-1}\right)^2 + \sum_{l=1}^{L} \theta_{V,l} V_{t-l}$$

که R_t و V_t به ترتیب بازده سهام و حجم معاملات در زمان t می‌باشند. تعداد کل وقفه ها در معادله بالا توسط معیار AIC انجام گرفته است. آماره‌های آزمون والد $W-B(\gamma)$ و $W-C(\beta)$ پیرو توزیع خی-دو با درجه آزادی B و C خواهند بود که برای آزمون فرض صفر $\gamma_{R,b}=0$ بواسطه همه bها و $\beta_{v,c}=0$ بواسطه همه cها بکار گرفته شده‌اند. آماره آزمون والد $W-1$ با توزیع خی-دو با ۱ درجه آزادی برای آزمون فرض صفر $\sum\gamma_{R,b}=0$ و $\sum\beta_{V,b}=0$ به کار گرفته شده‌اند.

بخش ۱ از جدول ۲: معادله میانگین شرطی بازده سهام

$\alpha_{R,0}$	$\sum_1 \beta_{R,1}$	$\sum_2 \gamma_{R,2}$	$W-2(\gamma)$	$W-1(\gamma)$
-۰.۲۰۰۳۲۹ (۰.۰۵۶۱۵) [۰.۰۰۰۴]	۰.۳۸۸۲۲۳ (۰.۰۲۱۱۲) [۰.۰۰۰۰]	۰.۰۵۱۰۷۲۷ (۰.۰۱۱۸۸) [۰.۰۰۰۰]	۲۹.۳۷۵۴۲ [۰.۰۰۰۰]	۲۶.۴۵۷۰۱ [۰.۰۰۰۰]

بخش ۲ از جدول ۲: معادله میانگین شرطی حجم معاملات

$\alpha_{V,0}$	$\sum_2 \beta_{V,2}$	$\sum_1 \gamma_{V,1}$	$\sum_1 \varphi_{V,1}$	$W-2(\beta)$	$W-1(\beta)$	$W-1(\varphi)$
۱.۷۳۳۴۰ (۰.۰۸۴۰۸) [۰.۰۰۰۰]	۰.۱۴۶۷۴۴ (۰.۰۳۱۵۲) [۰.۰۰۰۰]	۰.۶۲۰۶۱ (۰.۰۱۷۸۸) [۰.۰۰۰۰]	۰.۰۳۹۹۴ (۰.۰۱۷۰) [۰.۰۱۹۴]	۱۲.۰۰۴۷۳ [۰.۰۰۰۵]	۹.۴۲۵۶۱۳ [۰.۰۰۲۲]	۳.۴۱۹۴۲۷ [۰.۰۶۴۶]

بخش ۳ از جدول ۲: معادله واریانس شرطی بازده سهام

ω_R	$\delta_{R,1}$	$\kappa_{R,1}$	λ_R	$\sum_1 \theta_{R,1}$
-۰.۰۲۸۳۰۹ (۰.۰۴۳۴۸۱) [۰.۵۱۵۱]	۰.۴۱۳۱۰۹ (۰.۱۵۶۸۳) [۰.۰۰۸۵]	۰.۴۱۷۰۵۴ (۰.۱۲۴۳۴) [۰.۰۰۰۸]	۰.۱۳۵۱۳۰ (۰.۱۵۱۷۰) [۰.۳۷۳۲]	۰.۰۲۴۸۱۲ (۰.۰۱۴۰۹۵) [۰.۰۷۸۵]

بخش ۴ از جدول ۲: معادله واریانس شرطی حجم معاملات

ω_V	$\delta_{V,1}$	$\kappa_{V,1}$	λ_V	$\sum_1 \theta_{V,1}$

۰.۵۲۶۶۴۸ (۰.۱۹۶۹۱) [۰.۰۰۷۵]	۰.۲۶۱۲۴۹ (۰.۰۶۹۴۷۰) [۰.۰۰۰۲]	۰.۴۴۶۱۱۹ (۰.۲۶۳۴۸) [۰.۰۹۰۶]	-۰.۲۹۴۲۹۸ (۰.۰۶۵۲۵۵) [۰.۰۰۰۰]	-۰.۰۵۱۶۹۸ (۰.۰۲۴۱۷۲) [۰.۰۳۲۶]
بخش ۵ از جدول ۲: تخمین ضریب همبستگی همزمان بین بازده سهام و حجم معاملات با استفاده از مدلDCC				
$\rho RetunVol$		[۰.۲۰۹۵]	(۰.۰۳۲۳۹۸)	۰.۰۴۰۶۷۶
α		[۰.۰۱۵۴]	(۰.۰۰۸۰۷۰۴)	۰.۰۱۹۵۷۷
β		[۰.۰۰۰۰]	(۰.۰۲۲۸۱۷)	۰.۹۵۱۶۵۸
df		[۰.۰۰۰۰]	(۰.۱۹۸۱۲)	۴.۴۴۰۲۹۲
توضیحات: df نشان دهندهی درجه آزادی توزیع چند متغیره Student-t می‌باشد. () و [] به ترتیب نشان دهنده خطاهای استاندارد و پی- ولیو (P-Value) می‌باشند.				

نتایج فروض پنجم و ششم: ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات

در این بخش، برای مقایسه همزمان بین بازده سهام و حجم معاملات در بازه ی زمانی ۱۳۸۴/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ و همچنین در بازه های زمانی مختلف، در جهت آزمون فرض اینکه ارتباط همزمان بازده سهام - حجم معاملات تابعی از تلاطمات خصوصی‌سازی است، از مدل دو متغیره GRJ-GARCH-DCC استفاده شده است. در ابتدا به این مورد باید توجه نمود که واریانس شرطی در معادله ۳ تابعی از حجم معاملات وقفه دار می‌باشد؛ بنابراین برای دوری از هر گونه اریب، برای فرضیه پنجم و ششم، مدل GRJ-GARCH با حذف حجم معاملات از معادله ۳، برآورد شده است[۵۸].

جدول ۳ برآورد مدل های CCC و DCC را با توزیع چند متغیره Student-t که توسط روش دو مرحله‌ای سنجیده شده است را در دوره زمانی ۱۳۸۴/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ گزارش می‌دهد. با بررسی ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات، مقدار ضریب همبستگی، در سطح معناداری ۱٪ مثبت و معنادار شد[۵۹]. بدین معنا که اخبار جدید رسیده از حجم معاملات یا بازده، اثر مثبتی بر دیگری دارد. بعلاوه، برای چک کردن اینکه آیا همبستگی در طول زمان ثابت است یا خیر؟، از هر دو مدل‌های چندگانه GRJ-GARCH-DCC و GRJ-GARCH-CCC استفاده گردید. نتایج تخمین مدل‌های CCC و DCC در ازاء فیلتر میانگین شرطی با فرایند AR(1)[۶۰] در جدول ۳ ارائه شده است.

شکل شماره ۱ نشان دهنده‌ی این مورد است که همبستگی بازده سهام و حجم معاملات در طول زمان ثابت نمی‌باشد؛ که بالطبع تاییدی بر کاربرد صحیح مدل DCC خواهد بود (در شکل شماره ۱ خط قرمز و آبی به ترتیب بر همبستگی بازده سهام و حجم معاملات تخمین زده توسط

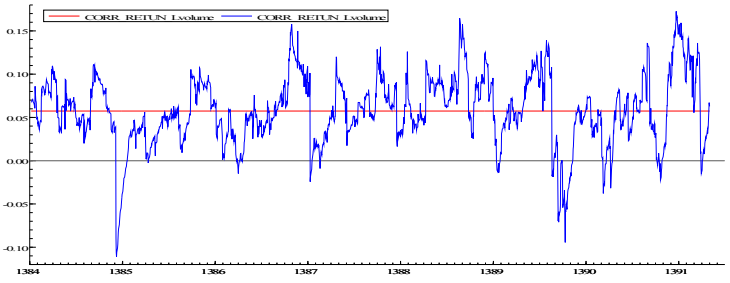
مدل‌های CCC و DCC در طول زمان نمونه اشاره دارند). همانطور که، دو آماره تشخیصی تسی[۶۱] (۲۰۰۰) و انگل و شپارد[۶۲] (۲۰۰۱) فرض صفر همبستگی شرطی ثابت را در سطح معناداری ۵٪ برای مدل CCC رد کرده اند. در ضمن، آنچه از جدول ۳ مشاهده می‌شود، بر اساس معیارهای AIC همراه با ارزش لگاریتم راست نمایی، مدل CCC عملکرد جزئی بهتری را ارائه داده است. همچنین با توجه به جمع α و β که پارامترهای DCC هستند، کوچکتر از یک می‌باشند، پدیده بازگشت به میانگین در مدل دیده می‌شود. در آخر با بررسی آزمون های تشخیصی چند متغیره هاسکینگ[۶۳] (۱۹۸۰) و لی و مکلود[۶۴] (۱۹۸۱) فرض صفر عدم همبستگی سریالی تا وقفه ۲۰ رد می‌گردد.

جدول شماره ۳: برآورد مدل های CCC و DCC در بازه ی زمانی ۱۳۸۴/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵

بخش اول از جدول ۳: مرحله اول- تخمین GJR-GARCH تک متغیره		
متغیرها	**بازده سهام**	**حجم معاملات**
AR(1)	۰.۴۰۰۴۹۳ (۰.۰۶۴۷۸۵) [۰.۰۰۰۰]	۰.۹۹۲۷۰۹ (۰.۰۰۴۰۶۳۴) [۰.۰۰۰۰]
δ_1	۰.۰۲۰۰۲۳ (۰.۰۴۹۹۴۷) [۰.۶۸۸۵]	۰.۱۴۶۳۴۸ (۰.۰۳۶۸۵۹) [۰.۰۰۰۱]
κ_1	۰.۹۸۷۲۸۴ (۰.۰۳۴۱۸۲) [۰.۰۰۰۰]	۰.۹۳۸۷۴۵ (۰.۰۱۷۴۴۴) [۰.۰۰۰۰]
λ	-۰.۰۱۰۵۲۳ (۰.۰۱۸۰۴۹) [۰.۵۵۹۹]	-۰.۱۶۴۱۹۹ (۰.۰۳۷۸۸۴) [۰.۰۰۰۰]
بخش دوم از جدول ۳: مرحله دوم- تخمین همبستگی و آزمون های تشخیصی		
مدل‌ها / ضرایب	**تخمین همبستگی و آزمون های تشخیصی چندگانه مدل DCC**	**تخمین همبستگی و آزمون های تشخیصی چندگانه مدل CCC**
$\rho RetunVol$	۰.۰۶۷۸۱۸ (۰.۰۲۷۴۶۳) [۰.۰۱۳۶]	۰.۰۵۷۳۵۹ (۰.۰۱۹۴۲۵) [۰.۰۰۳۲]
α	۰.۰۱۴۰۳۰ (۰.۰۰۶۸۹۰۱) [۰.۰۴۱۹]	----------

β	۰.۹۴۹۱۸۴ (۰.۰۲۴۹۵۰) [۰.۰۰۰۰]	----------
df	۳.۳۹۹۰۶۹ (۰.۱۰۵۸۲) [۰.۰۰۰۰]	۳.۳۹۹۴۸۱ (۰.۱۰۵۹۲) [۰.۰۰۰۰]
Log-likelihood	-۳۵۳۴.۳۳۴	-۳۵۳۵.۸۹
AIC	۳.۷۱۳۴۳۸	۳.۷۰۴۵۹۸
H(20)	۵۲۴.۷۳۶ [۰.۰۰۰۰۰۰۰]	۵۲۲.۷۳۲ [۰.۰۰۰۰۰۰۰]
H2(20)	۱۵۸.۵۲۲ [۰.۰۰۰۰۰۰۲]	۱۵۸.۸۱۲ [۰.۰۰۰۰۰۰۲]
Li-McLeod(20)	۵۲۴.۰۴۳ [۰.۰۰۰۰۰۰۰]	۵۲۲.۰۳۹ [۰.۰۰۰۰۰۰۰]
Li-McLeod2(20)	۱۵۸.۵۴۵ [۰.۰۰۰۰۰۰۲]	۱۵۸.۸۳۶ [۰.۰۰۰۰۰۰۲]
E-S Test(5)	----------	۱۵.۱۹۸۹ [۰.۰۱۸۷۶۵۱]
LMC	----------	۸۱.۰۸۹۸ [۰.۰۰۰۰۰۰۰]

توضیحات: معیارهای E-S و LMC به ترتیب آزمون های تسی (۲۰۰۰) و انگل و شپارد (۲۰۰۱) برای آزمون فرض صفر همبستگی شرطی ثابت می‌باشند. H(20)، H2(20)، Li-McLeod(20) و Li-McLeod2(20) به ترتیب روش‌های چندگانه آماره لجانگ- باکس۶۵ هاسکینگ (۱۹۸۰) و لی و مکلود (۱۹۸۱) هستند.
df: نشان دهنده‌ی درجه آزادی توزیع چند متغیره Student-t می‌باشد.
() و [] به ترتیب نشان دهنده خطاهای استاندارد و پی- ولیو (P-Value) می‌باشند.



شکل شماره ۱- همبستگی بازده سهام و حجم معاملات (DCC , CCC)

در مورد فرض ششم نیز، طبق جدول شماره ۴، اولین دوره مورد بررسی (سال۱۳۸۵- ۱۳۸۴) فرایند خصوصی نسبت به ۵ دوره بعد، از حجم بسیار کمی برخوردار می‌باشد و ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات در این دوره میزان ۰.۰۲۱۴۴۲ را نشان می‌دهد. در دومین دوره با افزایش فرایند خصوصی در بورس اوراق بهادار، ارتباط همزمان بازده سهام- حجم معاملات مقدار ۰.۰۸۰۰۹۱- را نمایان می‌کند. در دوره سوم با کاهش فرایند خصوصی، ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات به ۰.۳۲۶۵۳۴ می‌رسد. سال ۱۳۸۸ که دوره چهارم را پوشش می‌دهد، این مقدار ۰.۰۶۴۰۳۳ نشان می هد. در نهایت، دوره های چهارم و پنجم ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات را به ترتیب برابر با ۰.۱۴۳۷۰۶ و ۰.۰۱۴۷۷۹ نشان می‌دهد.

بنابراین، می توان گفت که ضرایب همبستگی تخمین زده شده توسط مدل‌های ARMA-MGJR-GARCH(1,1)-DCC، در سطح معناداری ۵٪ معنادار نمی‌باشد و از محدوده ۰.۰۸۰۰۹۱- تا ۰.۳۲۶۵۳۴ کشیده شده‌اند و آنچه از تلاطم ارتباط همزمان بازده سهام - حجم معاملات در تمام دوره ها استنباط می‌شود، به این نکته ختم خواهد شد که ارتباط همزمان بازده سهام- حجم معاملات تابعی از فرایند خصوصی‌سازی در بورس اوراق بهادار نخواهد بود. به بیانی روشن تر، به ترتیب با افزایش یا کاهش خصوصی‌سازی در دوره های مورد بررسی، ارتباط همزمان بازده سهام - حجم معاملات افزایش یا کاهش پیدا نمی‌کند و حتی در اکثر دوره ها، ارتباط همزمان این دو متغیر از معناداری لازم برخوردار نبوده است. در نهایت، شکل پارامتر df برای درجه آزادی توزیع چند متغیره Student-t از نظر آماری معنادار است و از مقدار ۲.۸۵۹۱۷۷ تا ۸.۷۵۴۶۴۷ کشیده شده‌اند و برای فرضیه پنجم نیز، معنادار و مقدار ۳.۳۹۹۰۶۹ را نشان می‌دهد. این مقادیر نشان دهنده‌ی دم پهن داده‌ها در دوره های مختلف زمانی است. بطور کلی، یافته‌ها قویاً از وجود توزیع های غیر نرمال در بازار اوراق بهادار تهران حمایت می‌کنند.

جدول شماره ۴: تخمین ضرایب همبستگی بین بازده سهام و حجم معاملات در دوره های منتخب خصوصی‌سازی طی شش دوره با استفاده از مدل ARMA-MGJR-GARCH(1,1)-DCC

دوره های زمانی مختلف	دوره اول ۱۳۸۴-۱۳۸۵	دوره دوم ۱۳۸۶	دوره سوم ۱۳۸۷	دوره چهارم ۱۳۸۸	دوره پنجم ۱۳۸۹	دوره ششم ۱۳۹۰-۱۳۹۱
انتخاب مدل ها بر اساس AIC	AR(1)-MGJR-GARCH	ARMA(1,1)-MGJR-GARCH	AR(1)-MGJR-GARCH	AR(1)-MGJR-GARCH	AR(1)-MGJR-GARCH	ARMA(2,1)-MGJR-GARCH
ρReturnVol	۰.۰۲۱۴۴۲ (۰.۰۴۵۸۵) [۰.۶۴۰۲]	-۰.۰۸۰۰۹ (۰.۰۵۶۰۰) [۰.۱۵۴۰]	۰.۳۲۶۵۳۴ (۰.۳۲۴۳۰) [۰.۳۱۵۰]	۰.۰۶۴۰۳۳ (۰.۰۶۵۱۳) [۰.۳۲۶۷]	۰.۱۴۳۷۰۶ (۰.۰۶۴۶۰) [۰.۰۲۷۱]	۰.۰۱۴۷۷۹ (۰.۰۷۸۲۹) [۰.۸۵۰۴]

α	۰.۰۰۵۹۳۹ (۰.۰۰۵۱۹) [۰.۲۵۳۱]	۰.۰۰۰۰۰۰۰۱)-۰e۳.۴۱۸([۰.۵۱۴۰]	۰.۰۲۰۶۵۳ (۰.۰۱۴۰۴) [۰.۱۴۲۷]	۰.۰۲۷۳۳۰ (۰.۰۷۶۲۹) [۰.۷۲۰۵]	۰.۰۳۲۷۷۵ (۰.۰۳۵۹۰) [۰.۳۶۲۲]	۰.۰۹۷۷۶۱ (۰.۰۶۲۵۰) [۰.۱۱۹۲]
β	۰.۹۶۵۱۵۵ (۰.۰۸۱۹۶) [۰.۰۰۰۰]	۰.۶۹۳۷۳۵ (۰.۷۸۷۴۶) [۰.۳۷۹۲]	۰.۹۷۹۳۳۷ (۰.۰۱۵۴۵) [۰.۰۰۰۰]	۰.۰۰۰۰۰۰ (۰.۵۱۶۱۱) [۱.۰۰۰۰]	۰.۸۵۸۸۶۰ (۰.۱۰۸۰۹) [۰.۰۰۰۰]	۰.۵۰۵۲۶۱ (۰.۱۳۸۳۲) [۰.۰۰۰۳]
df	۲.۸۵۹۱۷۷ (۰.۱۲۰۲۰) [۰.۰۰۰۰]	۴.۴۰۳۹۴۶ (۰.۵۷۷۱۰) [۰.۰۰۰۰]	۳.۴۷۷۶۷۰ (۰.۳۱۰۷۷) [۰.۰۰۰۰]	۳.۸۷۰۷۰۰ (۰.۴۴۷۶۶) [۰.۰۰۰۰]	۵.۴۶۷۹۳۶ (۱.۰۶۵۷) [۰.۰۰۰۰]	۸.۷۵۴۶۴۷ (۳.۰۱۳۷) [۰.۰۰۴۰]

توضیحات: به دلیل حجم بالای فضای داده‌ها در تخمین مرحله اول و یا همان تخمین GJR-GARCH تک متغیره، برای هر کدام از متغیرها (بازده سهام و حجم معاملات) و لازم نبودن ارائه آنها در تحلیل آزمون فرض ششم از سوی دیگر، از درج تخمین های این دو متغیر (مرحله اول) در جدول ممانعت شده است و فقط به تخمین همبستگی بین بازده سهام و حجم معاملات که ماهیت فرض ششم را تشکیل داده و توسط DCC مورد سنجش قرار گرفته‌اند، بسنده شده است.

df: نشان دهنده‌ی درجه آزادی توزیع چند متغیره Student-t می‌باشد.

() و [] به ترتیب نشان دهنده خطاهای استاندارد و پی- ولیو (P-Value) می‌باشند.

۶- نتیجه گیری و بحث

ارتباط علی و همزمان بین حجم معاملات و بازده سهام و حجم معاملات و نوسان بازده، بسیاری از مطالعات نظری و تجربی را به خود جذب کرده است. بعلاوه، مطالعات پیشین به بررسی همزمان این نوع متغیرها با استفاده از رویه دو مرحله‌ای نپرداخته اند. این پژوهش، به بررسی علی و همزمان بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده با کاربرد مدل دو متغیره VAR-GRJ-GARCH و همچنین ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات با استفاده از رویه‌ی دو مرحله‌ای مدل ARMA-MGRJ-GARCH(1,1)-DCC پرداخته است. برای بررسی روندهای مذکور، آنها در قالب فرضیه های متعددی گنجانده شدند؛ بطوریکه برای ارتباط علی بازده سهام، نوسان بازده و حجم معاملات از فروض: "رابطه علی بین حجم معاملات و بازده وجود دارد"، "رابطه علی بین بازده و حجم معاملات وجود دارد"، "رابطه علی بین نوسان بازده و حجم معاملات وجود دارد" و"رابطه علی بین حجم معاملات گذشته و نوسان بازده وجود دارد"، استفاده و به ترتیب، فرضیات ذکر شده با کاربرد مدل‌های دو متغیره VAR (نه بطور کلاسیک) (فروض اول تا سوم) و VAR-MGRJ-GARCH (فرضیه چهارم) آزمون شدند.

نتیجه فرضیه اول حاکی از این است که شواهدی از علیت مثبت حجم معاملات به بازده سهام وجود دارد. بررسی فرضیه ها دوم و سوم به ترتیب نشان دهنده‌ی این مورد است که علیت دو طرفه بین بازده سهام و حجم معاملات و علیتی مثبت از نوسان بازده به حجم معاملات وجود دارد. نتیجه فرضیه چهارم با استفاده از مدل VAR-MGRJ-GARCH، علیتی مثبت از حجم معاملات گذشته به نوسان بازده را که در سطح معناداری ۱۰٪ معنادار می‌باشد، را نشان می‌دهد. همچنین در بررسی فرضیه مذکور و با تحلیل پارامترهای MGRJ-GARCH، به این نکته قابل ذکر است که وجود اثر نامتقارن در بازده سهام و حجم معاملات رد می‌شود. در حقیقت منحنی اثر اخبار برای نوسان بازده و حجم معاملات متقارن می‌باشد و یا شوک های منفی (اخبار بد) اثر پذیری برابری نسبت به شوک های مثبت خواهند داشت.

در ادامه و برای فرضیات دیگر که در قالب ارتباط همزمان حجم معاملات و بازده مطرح شده‌اند، ابتدا و به ترتیب وجود فرضیات قبلی از فرضیه پنجم که به بررسی وجود ارتباط همزمان حجم معاملات و بازده سهام می‌پردازد، استفاده شده است که نتایج با کاربرد مدل AR(1)-MGRJ-GARCH(1,1)-DCC، ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات مقدار ضریب همبستگی مثبت و معنادار را در سطح معناداری ۱۰٪ و در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۴/۰۱/۰۶ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ آشکار می‌کند. به بیانی دیگر، اخبار جدید رسیده از حجم معاملات یا بازده اثر مثبتی بر هم دارند. همچنین در بررسی فرضیه مذکور، با توجه به شکل ۱ (نشان دهنده همبستگی در طول زمان می‌باشد) و با توجه به دو آماره تشخیصی تسی (۲۰۰۰) و انگل و شپارد (۲۰۰۱) که فرض صفر همبستگی شرطی ثابت را در سطح معناداری ۵٪ برای مدل CCC رد کرده اند، نشان دهنده‌ی کاربرد صحیح مدل DCC در پژوهش حاضر می‌باشد.

یافته‌های فرضیه آخر که بررسی "رابطه همزمان بازده سهام و حجم معاملات تابع تلاطمات خصوصی‌سازی در بورس اوراق بهادار است" پرداخته است، نشان از این دارد که به ترتیب با افزایش یا کاهش خصوصی‌سازی در دوره های ۱۳۸۵-۱۳۸۴، ۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۱/۱۲/۱۵-۱۳۹۰، ضرایب همبستگی تخمین زده شده توسط مدل‌های مختلف ARMA-MGRJ-GARCH(1,1)-DCC، در سطح معناداری ۵٪ معنادار نمی‌باشد و از محدوده ۰.۰۸۰۰۹۱- تا ۰.۳۲۶۵۳۴ کشیده شده‌اند و آنچه از تلاطم ارتباط همزمان بازده سهام - حجم معاملات در تمام دوره ها استنباط می‌شود، به این نکته ختم می گردد که ارتباط همزمان بازده سهام - حجم معاملات تابعی از فرایند خصوصی‌سازی در بورس اوراق بهادار نخواهد بود. در نهایت شکل پارامتر df که نشان دهنده‌ی درجه آزادی توزیع چند متغیره Student-t می‌باشد، از نظر آماری برای کل

تخمین‌ها معنادار است؛ بطوریکه یافته‌ها قویاً از وجود توزیع های غیر نرمال در بازار اوراق بهادار تهران حمایت می‌کنند.

فهرست منابع

* آلوردی، قاسم؛ مقدم، جواد؛ رضوانی فرد، سعید و مقدم، مهدی. (۱۳۹۰). بررسی ارتباط همزمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۵، صص ۴۱-۲۷
* نجارزاده، رضا و زیودار، مهدی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره ۷۴، صص ۲۷۳-۲۹۹
* Amihud, Y., Mendelson, H. and Pedersen, L. H. (2005). Liquidity and asset prices, Foundations and Trends in Finance, 1: 269-364.
* Blume, L., Easley, D. and O'Hara, M. (1994). Market statistics and technical analysis: The role of volume, Journal of Finance, 49: 153-181.
* Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model, Review of Economics and Statistics, 72: 498-505.
* Campbell, J. Y., Grossman, S. J. and Wang, J. (1993). Trading volume and serial correlation in stock returns, Quarterly Journal of Economics, 108: 905-939.
* Chen, Z. and Daigler, R. T. (2008). An examination of the complementary volume-volatility information theories, Journal of Futures Markets, 28: 963-992.
* Chordia, T. and Swaminathan, B. (2000). Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns, Journal of Finance, 55: 913-935.
* Chuang, W-I., Liu, H. and Susmel, R. (2012). The bivariate GARCH approach to investigating the relation between stock returns, trading volume, and return volatility, Global Finance Journal, 23: 1-15
* Clark, P. K. (1973). A subordinated stochastic process with finite variance for speculative prices, Econometrica, 41: 135-155.
* Copeland, T. E. (1976). A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival, Journal of Finance, 31: 1149-1168.
* Darrat, A. F., Rahman, S. and Zhong, M. (2003). Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note, Journal of Banking and Finance, 27: 2035-2043.
* Engle, R. F. and Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, NBER Working Paper Series, No. 8554.
* Engle, R.F. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models, Journal of Business and Economic Statistics, 20: 339-350.

* Epps, T. W. (1975). Security price changes and transaction volumes: Theory and evidence, American Economic Review, 65: 586-597.
* Epps, T. W. and Epps, M. L. (1976). The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture-of-distributions hypothesis, Econometrica, 44: 305-321.
* Gallant, A. R., Rossi, P. E. and Tauchen, G. (1992). Stock prices and volume, Review of Financial Studies, 5: 199-242.
* Gerlach, R., Chen, W. S., Lin, S. Y. and Huang, M. H. (2006). Asymmetric responses of international stock markets to trading volume, Physica A., 360: 422–444.
* Gervais, S., Kaniel, R. and Mingelgrin, D. H. (2001). The high-volume return premium, Journal of Finance, 56: 877-919.
* Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, Journal of Finance, 48: 1779-1801.
* Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, Econometrica, 37: 424.438.
* Harris, M. and Raviv, A. (1993). Differences of opinion make a horse race, Review of Financial Studies, 6: 473-506.
* Hosking, J. (1980). The Multivariate Portmanteau Statistic, Journal of American Statistical Association, 75: 602-608.
* Jacobs, M. and Onochie, J. (1998). A bivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity-in-mean study of the relationship between return variability and trading volume in international futures markets, Journal of Futures Markets, 18: 379-397.
* Jennings, R. H., Starks, L. T. and Fellingham, J. (1981). An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival, Journal of Finance, 36: 143-161.
* Jones, C. M., Kaul, G. and Lipson, M. L. (1994). Transactions, volume, and volatility, Review of Financial Studies, 7: 631-651.
* Kandel, E. and Pearson, N.D. (1995). Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets, Journal of Political Economy, 103: 831-972.
* Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22: 109-126.
* Karpoff, J. M. (1988). Costly short sales and the correlation of returns with volume, Journal of Financial Research, 11: 173-188.
* Kocagil, A. E. and Shachmurove, Y. (1998). Return-volume dynamics in futures markets, Journal of Futures Markets, 18: 399-426.
* Lamoureux, C.G. and Lastrapes, W.D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects, Journal of Finance, 45: 221-229.
* Lee, C. M. C. and Swaminathan, B. (2000). Price momentum and trading volume, Journal of Finance, 55: 2017-2069.
* Li, W. and McLeod, A. (1981). Distribution of the Residual Autocorrelation in Multivariate ARMA Time Series Models, Journal of the Royal Statistical Society B, 43: 231-239.

* Lo, A. W. and Wang, J. (2000). Trading volume: Definition, data analysis, and implications of portfolio theory, Review of Financial Studies, 13: 257-300
* Shalen, C.T. (1993). Volume, volatility, and the dispersion of beliefs, Review of Financial Studies, 6: 405-434.
* Smirlock, M. and Starks, L. (1988). An empirical analysis of the stock price-volume relationship, Journal of Banking and Finance, 12: 31-41.
* Tauchen, G. E. and Pitts, M. (1983). The price variability-volume relationship on speculative markets, Econometrica, 51: 485-506.
* Tse, Y. and Tsui, A. (2002). A Multivariate GARCH Model with Time-Varying Correlations, Journal of Business and Economic Statistics, 20: 351-362.
* Wang, J. (1994). A model of competitive stock trading volume, Journal of Political Economy, 102: 127-168.

یادداشت‌ها

[1] definite numerical
[2] Multivariate GARCH
[3] Epps
[4] Copeland
[5] Jennings et al
[6] Karpoff
[7] Harris
[8] Richardson et al
[9] Jain and Joh
[10] Karpoff
[11] Kocagil and Shachmurove
[12] Amihud et al
[13] Campbell
[14] Wang
[15] Blume et al
[16] Lee and Swaminathan
[17] Gervais et al
[18] Lamoureux and Lastrapes
[19] Gerlach et al
[20] Darrant et al
[21] Mixture of Distributions Hypothesis
[22] Differences of Opinion Models
[23] Heterogeneous-asymmetric Information Models
[24] Sequential Information Arrival Hypothesis
[25] Smirlock and Starks
[26] Darrat et al
[27] Chuang et al
[28] Vector Autoregression
[29] Baba, Engle, Kraft and Kroner
[30] Jones et al

[۳۱] شواهد تئوریکال در مورد نوسان حجم معاملات و ایجاد رابطه علی بین آن و بازده سهام وجود ندارد.

[32] Granger Causality

[33] Chordia and Swaminathan

[34] Sign

[35] Net Effect

[36] Dynamic Conditional Correlation

[37] Engle

[38] Glosten et al

[۳۹] با توجه به مدل MGRJ-GARCH(1,1)-DCC که برای تخمین ارتباط علی و همزمان بازده سهام و حجم معاملات در نظر گرفته شده است، عین معادلات ۳ و ٤ در قالب مدل MGRJ-GARCH(1,1)-DCC غیر ممکن است؛ بطوریکه متغیر حجم معاملات وقفه دار (گذشته) که برای آزمون فرضیه"رابطه علی بین حجم معاملات گذشته و نوسان بازده وجود دارد"، به معادله ۳ اضافه شده است، بطور همزمان به معادله ٤ هم اضافه می‌شود. بطوریکه چنین خواهیم داشت:

$$\sigma_{R,t}^2 = \omega_R + \sum_{n=1}^{N} \delta_{R,n}\sigma_{R,t-n}^2 + \sum_{o=1}^{O} \kappa_{R,o}\left(\varepsilon_{R,t-o}\right)^2 + \lambda_R S_{R,t-1}^{-}\left(\varepsilon_{R,t-1}\right)^2 + \sum_{l=1}^{L} \theta_{R,l} V_{t-l},$$

$$\sigma_{V,t}^2 = \omega_V + \sum_{p=1}^{P} \delta_{V,p}\sigma_{V,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q} \kappa_{V,q}\left(\varepsilon_{V,t-q}\right)^2 + \lambda_V S_{V,t-1}^{-}\left(\varepsilon_{V,t-1}\right)^2 + \sum_{l=1}^{L} \theta_{V,l} V_{t-l}$$

در هر صورت، هدف آزمون فرضیه ذکر شده خواهد بود و بنظر اشکالی در استنتاج از فرضیه ایجاد نخواهد کرد. اما در تخمین همزمان، این قضیه باعث اریب شدن نتایج ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات خواهد شدکه با تخمینی دیگر که در آن حجم معاملات وقفه دار (گذشته) از معادلات ۳ و ٤ حذف خواهند شد، به استنباط صحیح در مورد ضریب همبستگی همزمان بازده سهام – حجم معاملات پرداخته می‌شود.

[٤٠] توضیحات مربوط به تخمین مراحل اول و دوم در بخش بعدی (تخمین مدل MGARCH) داده شده است.

[41] Constant Conditional Correlation

[42] Bollerslev

[٤٣] مدل CCC علیرغم سادگی تخمین آن، به دلیل فرض اینکه همبستگی شرطی آن ثابت است (که این امر هم منجر به کاهش تعداد پارامترهای ناشناخته می‌شود)، مدلی غیر واقع جلوه می‌کند و همانطور که ذکر شد، از این تخمین برای چک کردن این که آیا همبستگی شرطی در طول زمان دارای نوسانات است یا خیر؟ استفاده می‌شود و بیشتر تکیه برای آزمون و تحلیل در این تحقیق، استفاده از مدل DCC انگل (۲۰۰۲) می‌باشد.

[٤٤] از آنجایی که عموم باقیمانده های سری زمانی مالی در بردارنده‌ی چولگی و کشیدگی اضافی هستند، کاربرد فرض توزیع گاوسی (یا نرمال) برای در بر گرفتن این دم پهن و کشیدگی پسماندها، مناسب نخواهد بود. برای همگرا و نزدیک شدن به ویژگی دم پهن و نامتقارن پسماندها، با استفاده از توزیع چندگانه Student-t، بررسی ها انجام می‌گیرد.

[٤٥] دلیل امر را می توان چنین بیان کرد که اگر η برابر یا بزرگتر از ۰/٥ و یا برابر یا کوچکتر از صفر باشد، دومین گشتاور (واریانس) وجود نخواهد داشت، بنابراین η باید در حد فاصل ۰/٥ و ۰ قرار گیرد.

[٤٦] این داده‌ها بواسطه گزارش میزان آمار واگذاری سهام به تفکیک طبقه بندی قانون سیاست‌های اصل ٤٤ (گروه ۱ و ۲ ماده ۲ قانون) از اول سال ۱۳۸٤ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱٥ توسط سازمان خصوصی کشور انتشار یافته است. استفاده از داده‌های مذکور برای درک جهت تغییرات خصوصی‌سازی بوده است نه استفاده محض از درصد خصوصی‌سازی شرح داده شده در هر سال؛ برای مثال، در دوره‌ی اول که شامل سال‌های ۱۳۸٤ و ۱۳۸٥ می‌باشد، به دلیل اینکه در این دوره ها، درصد خصوصی‌سازی نسبت به دوره های دیگر اندک بوده است و یا به عبارت روشن تر، به علت اینکه میزان خصوصی در این دو سال به طور تقریبی شبیه به هم و یا در یک جهت بودند، آنها را در یک گروه که همان دوره اول است، طبقه بندی شده‌اند. برای دست یابی به شرح واگذاری ها، به آدرس ذیل مراجعه شود: (http://www.ipo.ir/index.aspx?siteid=1&pageid=691).

[٤٧] مقادیر ذکر شده در داخل پرانتز برای دوره های اول تا ششم ارزش فروش سهام به میلیارد ریال می‌باشد که توسط سازمان خصوصی کشور انتشار یافته است.

[48]

$$R_t = \log(\frac{p_t}{p_{t-1}}) \times 100$$

[49] Lo & Wang

[٥٠] Gallant et al

[۵۱] نتایج رگرسیون ها نشان داد که هم روندهای نمایی و هم روندهای خطی برای دوره زمانی ۱۳۸٤/۰۱/۰٦ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ و همچنین برای دوره های اول تا ششم از معناداری برخوردار است. در این مطالعه، از پسماندهای رگرسیون روند های خطی به عنوان مقیاس حجم معاملات استفاده شده است.

[۵۲] همچنین فرض وجود ریشه واحد با استفاده از آماره ADF و PP هم برای دوره زمانی ۱۳۸٤/۰۱/۰٦ تا ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ و هم برای دوره های اول تا ششم برای هر دو متغیر بازده سهام و حجم معاملات صورت گرفته است که نتایج از رد شدن فرض صفر این آزمون ها (وجود ریشه واحد) برای هر دو متغیر حمایت می‌کند. به دلیل محدودیت فضا از نشان دادن نتایج خودداری شده است. نتایج در صورت درخواست قابل ارائه است.

[53] Lagrange Multiplier

[۵٤] انتخاب وقفه ها بر اساس معیار AIC بوده است.

[55] Arbitrage

[56] Jacobs and Onochie

[57] Chen and Daigler

[۵۸] حجم معاملات وقفه دار در اکثر دوره ها دارای همبستگی بالایی است، در نتیجه، ارتباط همزمان بازده سهام و حجم معاملات دچار اریب زیادی خواهد شد. برای این امر و دوری از هر گونه ایرادی، حجم معاملات گذشته از معادله ۳ حذف شدند.

[۵۹] در تحقیق حاضر، علاوه بر تخمین فوق، مقدار ضریب همبستگی همزمان بازده سهام و حجم معاملات نیز با استفاده از ساختار معادله ۳ بدون حذف متغیر حجم معاملات تخمین زده شد (بخش ۵ از جدول ۲) که نتیجتا ضریب همبستگی همزمان از معناداری لازم برخوردار نیست و مقدار ۰.۰٤۰٦۷٦ را آشکار می‌کند. در تخمین مذکور، جمع α و β که پارامترهای DCC هستند، کوچکتر از یک می‌باشند و بالطبع، پدیده بازگشت به میانگین در مدل مشاهده می‌شود. همچنین شکل پارامتر df برای درجه آزادی توزیع چند متغیره Student-t از نظر آماری معنادار می‌باشد.

[٦۰] علت استفاده از AR(1) برای معادله‌ی میانگین شرطی وجود خودهمبستگی در داده‌ها می‌باشد که درجدول شماره ۱ وجود چنین ویژگی اثبات شد.

[61]Tse

[62] Engle and Sheppard

[63] Hosking

[64] Li and Mcleod

[65] Ljung-Box