



ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری مدل‌های گارچ و کاپولا در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران

تاریخ دریافت مقاله : ۹۷/۰۴/۰۷ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۷/۰۹/۰۷
جلیل بیطاری^۱
حسین پناهیان^۲

چکیده

هدف این پژوهش بررسی ارتباط بین حجم مبادلات و ارزش معاملات با بازده سهام در بورس اوراق بهادار و صنایع مختلف بورس طی سال‌های ۸۵ تا ۹۵ می باشد. برای بررسی این ارتباطات از مدل‌های DCC-GJR-GARCH، MGJR-GARCH، BEKK قطری و مدل COPULA استفاده شده است. بین تغییرات حجم معاملات و بازدهی سهام شرکت‌ها یک ارتباط دو طرفه و مستقیم برقرار است اما رابطه‌ی بین ارزش معاملات و بازدهی سهام به صورت یک طرفه است و فقط ارزش معاملات است که بر روی بازدهی سهام تأثیر می‌گذارد. همچنین در بررسی بین متغیرهای پژوهش با حجم معاملات مشخص شد که تغییرات متغیرهای حجم نقدینگی، بازدهی سالانه و قیمت نفت با حجم مبادلات رابطه‌ی معکوس و معنا دار داشته و بازدهی سهام شرکت‌ها و ارزش معاملات با حجم مبادلات رابطه‌ی مستقیم و معنا دار دارد. همچنین بجز حجم مبادلات سایر متغیرهای پژوهش رابطه‌ی معنا دار با بازدهی سالانه سهام دارند. نوسانات متغیرهای حجم معاملات، حجم نقدینگی و قیمت طلا تأثیر مستقیم و تغییرات متغیرهای ارزش معاملات و قیمت نفت اثر منفی بر بازدهی شرکت‌ها دارند. تنها متغیری که نوسانات آن بر قیمت نفت اثرگذار است بازدهی سهام شرکت‌ها می باشد.

کلمات کلیدی

حجم مبادلات، ارزش معاملات، مدل GARCH، COPULA

۱ دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد کاشان، دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران. beytari@gmail.com
۲ دانشیار، گروه حسابداری، واحد کاشان، دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران (نویسنده مسئول) panahian@yahoo.com

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری..../بیپتاری و پناهیان

مقدمه:

بازار سرمایه یکی از گزینه های مهم مورد توجه سرمایه گذاران می باشد. در چنین بازاری، سهام مختلف به جهت ریسک و بازده مورد بررسی قرار می گیرد و در نتیجه بهترین گزینه برای خرید و فروش در اختیار سرمایه گذاران قرار می گیرد، در نتیجه کارایی بازار سرمایه اهمیت می یابد تا با جذب سرمایه گذاران به تأمین منابع مالی و در پایان اختصاص بهینه منابع به منظور بازدهی بالاتر آنها داشته باشد. بنابراین، بازار سرمایه ای را کارا می نامند که نوسانات منطقی بنا بر عوامل بنیادی (مانند اطلاعات منتشره شرکت ها) داشته باشد.

برخی از پژوهش ها با استفاده از سیستم معادلات دو متغیره، رفتار دینامیک بازده سهام و حجم معامله را ارزیابی کرده، سپس با استفاده از معادلات میانگین شرطی بازده سهام و حجم معامله به عنوان اتورگرسیون برداری (VAR) و همبستگی هم زمان این دو متغیر از طریق سنجش ضریب همبستگی، ارتباط علی میان بازده سهام و حجم معامله را مورد بررسی قرار داده اند. به نظر می رسد نوسان پذیری بازده را می توان در یک مدل VAR و یا مدل دو متغیره GARCH مورد مطالعه قرار داد، بدین ترتیب ارتباط متقابل بین نوسان پذیری بازده و حجم معامله وارد سیستم شده، تا باقیمانده ی مجذور سود سهام معوق که به صورت درون زا از مدل حاصل شده، در معادله ی میانگین شرطی حجم معامله وارد شود آن گاه حجم معامله ی به تعویق افتاده به معادله ی واریانس شرطی بازده سهام اضافه شده تا ارتباط علی نوسان پذیری بازده و حجم معامله مورد ارزیابی قرار گیرد.

مشخصات این مدل دارای ۳ ویژگی است. اولین و مهمترین ویژگی آن است که این مدل به طور هم زمان ارتباطات را در یک رویکرد برآورد یک مرحله ای بررسی می کند، و برآوردهایی با کارآمدی بیشتر را به وجود می آورد. در اینجا بازده سهام، حجم معامله و نوسانات بازده بطور مشترک و هم زمان با دینامیک های یکسان بازار تعیین شده اند. دومین ویژگی مدل GARCH به ما این امکان را می دهد تا اثرات نا متقارن منفی و مثبت را بر روی هر دو نوسان پذیری بازده و حجم معامله بررسی کنیم. سومین ویژگی، با ارزیابی دقیق تر در خصوص ارتباطات علی به سرمایه گذاران کمک می کند تا تغییرات آتی بازار سهام، و نقدینگی را پیش بینی کرده و تصمیمات بهتری اتخاذ کنند.

روابط بین حجم و ارزش معاملات با بازده سهام برای مدت زیادی است که به عنوان یکی از عناوین مهم پژوهشی در اقتصاد مالی شناخته شده است. با وجود اینکه بحران مالی دهه ی اخیر موقعیت مناسبی را جهت انجام پژوهشی از این دست فراهم می کند هیچ کار عملی بر روی روابط

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

این روابط در بازار بورس اوراق بهادار ایران انجام نشده است. ما وابستگی حجم و ارزش معاملات را با بازده با استفاده از مدل گارچ مورد پژوهش قرار دادیم.

در این پژوهش به دنبال پاسخ این سؤال هستیم که آیا در این بازار، بین حجم و ارزش معاملات با بازده سهام رابطه ای وجود دارد؟ در صورت وجود رابطه از چه نوع است و در چه جهتی است؟ در نهایت نیز به دنبال ارائه مدلی برای این روابط ارائه هستیم.

با توجه به این که یکی از مهم ترین ویژگی های این مدل، تخمین ماتریس کووریانس شرطی زمان متغیر است، با در دست داشتن این ماتریس در طول زمان می توان مسأله بهینه سازی سبد سهام را در هر لحظه از زمان به کار گرفت. در واقع در هر لحظه از زمان با در دست داشتن این ماتریس و بازده مورد انتظار هر سهام موجود در سبد سرمایه گذاری، وزن بهینه هر سهم در سبد را تعیین نمود. با توجه به اندک بودن مطالعات داخلی در این زمینه و نیز در خصوص بورس اوراق بهادار تهران و هم چنین نیاز فعالان و ذینفعان بازار، برآن شدیم که با انجام مطالعاتی که رابطه بلند مدت بین متغیر حجم معاملات، ارزش سهام و نوسانات بازده را از نظر علمی بررسی کرده و جایگاه و ارزش خاص آن را مورد مطالعه قرار دادیم.

اکثر پژوهش های انجام شده بر روی روابط حجم و ارزش معاملات با بازده سهام فاقد یک مدل مناسب ریاضی می باشند، در این پژوهش ما سعی در حل این مشکل با مدل گارچ در مطالعه وابستگی این روابط در بازار بورس اوراق بهادار داریم.

مدل های GARCH به طور معمول در مطالعات مربوط به اقتصاد مالی از قبیل بازار بورس، نوسانات نرخ ارز و تورم به کار گرفته می شوند. شرط استفاده از اینگونه مدل ها نقص فرض همسانی واریانس جزء خطا می باشد. مدل های گارچ برای مدل سازی معادله واریانس شرطی جمله خطا طراحی شده اند. برای تخمین این گونه مدل ها از روش حداکثر درست نمایی استفاده می شود.

به طور کلی می توان گفت مهم ترین اهمیت و ضرورت این پژوهش، کمک به شرکت های عضو بورس اوراق بهادار جهت تبیین رابطه بین حجم و ارزش معاملات با بازده سهام و ارائه مدلی از این روابط بر اساس مدل های گارچ می باشد.

۲- فرضیات پژوهش

۱-۲- تبیین رابطه ی بین ارزش معاملات و بازده سهام با به کارگیری مدل های GARCH و

COPULA

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با کارگیری.../بیطاری و پناهیان

۲-۲- تبیین رابطه‌ی بین حجم مبادلات و بازده سهام با به کارگیری مدل‌های GARCH و COPULA

۳-۲- تبیین رابطه‌ی تعامل بین متغیرهای پژوهش با به کارگیری مدل GARCH

در این پژوهش داده‌ها ویژگی سری زمانی دارند. در یک دوره بلند مدت ۱۲ ساله و به صورت روزانه مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در این مدل از متغیرهای کنترلی اقتصادی نظیر نرخ ارز، حجم نقدینگی، قیمت نفت و قیمت طلا استفاده گردیده است.

۳- میان‌نظری و مروری بر پیشینه پژوهش:

رنجبر و منجونات (۲۰۱۱) در مقاله از بازده شاخص‌های سهام روزانه مربوط به بازار سهام ایران و بورس سهام هفت کشور منطقه‌ی شورای همکاری خلیج فارس از ژانویه ۲۰۰۵ تا دسامبر ۲۰۱۰ استفاده کردند تا ادغام و سرریز نوسان را بررسی کنند. رابطه‌ی بازده‌های بلند مدت بازار با استفاده از ضریب همبستگی مورد آزمایش قرار گرفته است. در این پژوهش رویکرد مدل‌های گارچ (GARCH) اتخاذ شده تا نوسان بازده سهام و سرریز در میان بازارهای انتخابی بررسی شود. اولین نتیجه‌ی تجربی به دست آمده نشانگر این است که بازده بهای سهام ایران با سایر بازارهای انتخابی همبستگی ندارد و همبستگی میان بازده سهام کشورهای منطقه‌ی شورای همکاری خلیج فارس نیز به غیر از بازار اوراق بهادار ابوظبی و بازار مالی دبی به طور معناداری قابل توجه نیست. نتایج حاکی از آن است که بازارهای انتخابی دارای سطوح متفاوت نوسان هستند. بازار سهام ایران پایین‌ترین میزان نوسان را در بین آن‌ها دارد و بازار مالی ابوظبی بیشترین نوسان را نشان می‌دهد. نتیجه‌ی روش اندازه‌گیری نوسان مشابه است. اما، پس از مطالعه‌ی نوسان در هر یک از بازارهای انتخابی، سرریز نوسان را در میان بازارهای انتخابی اندازه‌گیری کرد. نتایج تجربی نشان می‌دهند که هیچ سرریز نوسان انتقالی میان بازار سهام ایران و کشورهای عرب شورای همکاری خلیج فارس وجود ندارد. و در بین بازارهای کشورهای عرب شورای همکاری خلیج فارس، حرکت سرریز نوسان بسیار ضعیف است. سرانجام، کشورهای عرب شورای همکاری خلیج فارس به طور معناداری در هم انباشته نیستند. نجارزاده و زیودار (۱۳۸۴) در بررسی ارتباط تجربی بین حجم معاملات و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۳/۱/۸ تا ۱۳۸۴/۳/۱۱ به این نتیجه رسیده‌اند که: حجم معاملات نمی‌تواند به طور کامل ناپایداری بازده و اثرات GARCH را توضیح دهد. این موضوع برخلاف یافته‌های لامورکس و لاستراپس است. در نهایت این‌که، فرضیه مدل ترکیب توزیع‌ها (MDH) به عنوان یکی از تئوری‌های مهم در زمینه ارتباط حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

تهران نتوانست جواب مثبت بگیرد و در مقابل، فرضیه مدل ورود متوالی اطلاعات (SIAH) که به عنوان جایگزینی برای مدل قبل بود، تأیید می شود علت این موضوع به نحوه ورود اطلاعات به بازار بورس اوراق بهادار تهران برمی گردد زیرا ورود هم زمان اطلاعات به بازار از پیش فرض های MDH می شد، در حالیکه SIAH ورود متوالی اطلاعات به بازار را به عنوان پیش فرض در نظر می گیرد که با بازار ایران سازگارتر است. آلودری و همکارانش (۱۳۹۰) در مقاله ای با عنوان بررسی ارتباط هم زمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۰ به این نتیجه رسیدند که برخلاف مطالعات انجام شده در بازارهای توسعه یافته در روابط هم زمان بین حجم معاملات و بازده سهام همبستگی مثبت و معنادار وجود ندارد. تهرانی و همکارانش (۱۳۹۲) در مقاله خود با موضوع بررسی رابطه بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکتهای صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال های ۸۶/۱/۱ لغایت ۸۸/۱۲/۲۹ در مورد ۷۵ شرکت صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پس از بررسی مانایی داده ها، با استفاده از داده های تلفیقی و تحلیل رگرسیون چندگانه با نرم افزار E-Views و مدل پانل دیتا، فرضیات تحقیق در مورد اثر هم زمان و وقفه دار این رابطه را بررسی کردند. نتایج، حاکی از اثر مثبت نوسانات نرخ ارز هم زمان بر بازده سهام این شرکت ها بوده است. این تحقیق علمی هم راستا با یافته های تجربی هی و انجی (۱۹۹۸) دو کاس و همکاران (۲۰۰۳) و پان و همکاران (۲۰۰۷) بوده است. همچنین رابطه معناداری بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکتهای صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با توجه به وقفه زمانی مشاهده نشد که برخلاف یافته های جوربون (۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، آمیهود (۱۹۹۴)، بارتو و بودنار (۱۹۹۴)، ماکار و هافمن (۲۰۰۰) و احمد رضا جلالی نائینی و حسن قالیباف اصل (۱۳۸۲) بوده است. سفیدبخت، رنجبر (۱۳۹۵) سر ریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی و شکست ساختاری: استفاده از مدل گارچ (BEKK) و الگوریتم ICSS، به این نتایج دست یافتند که در صورتی که از محاسبه ی شکست ساختاری در معادلات صرف نظر کنیم، تغییرات نرخ ارز بر قیمت نفت تأثیری ندارد اما بر قیمت طلا و شاخص سهام اثر معنی داری دارد، در این حالت تغییرات قیمت نفت بر هیچکدام از متغیرهای مورد مطالعه تأثیری ندارد. از طرف دیگر تغییرات قیمت طلا می تواند بر شاخص سهام تأثیر گذار بوده و تغییرات سهام نیز می تواند بر روی نرخ ارز تأثیر بگذارد. اما زمانی که از شکست ساختاری در معادلات استفاده شود نتایج متفاوت خواهد بود.

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری..../بیپاری و پناهیان

همیسترا و جونز (۱۹۹۴) در تحقیقی با عنوان آزمون علیت گرنجر خطی و غیر خطی در رابطه با قیمت سهام از آزمون های گرنجر غیر خطی برای آزمون رابطه پویا میان بازده سهام روزانه داوجونز و تغییرات درصدی در حجم تجارت NYSE استفاده کردند. آنها توانستند مدارکی در مورد علت غیر خطی دو طرفه میان بازده و حجم بیابند و دریافتند که حجم کم را می توان به عنوان سرآغازی برای پیشبرد عملکرد مدل های پیش بینی بازده غیر خطی به کار گرفت. الینور زو وهمکاران (۲۰۰۶) طی تحقیقی با عنوان رابطه زمان نوسان و حجم پویا از مدل VAR همزمانی برای آزمون رابطه حجم-نوسانات بازده استفاده کرده و دریافتند که نوسانات و حجم رابطه زیاد و مداومی با نوسانات و حجم گذشته دارند. چوانگ و همکاران (۲۰۰۹) نیز در تحقیقی با موضوع علیت در مقادیر و روابط حجم معاملات سهام از طریق روش رگرسیون چندگانه رابطه میان بازده سهام و حجم را آرموده و نشان دادند که اثرات سببی حجم بر روی بازده ناهمگن بوده و اثرات بازده بر روی حجم باثبات تر است. چوانگ و همکاران (۲۰۱۲) با بررسی ارتباط هم زمان و علی بین حجم معاملات و بازده سهام در بین ده کشور آسیایی (هنگ کنگ، ژاپن، کره، سنگاپور، تایوان، چین، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایوان) به وجود ارتباط هم زمان بین بازده سهام و حجم معاملات و همچنین ارتباط علی بازده سهام و حجم معاملات معنادار در بین همه ی 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 نوسانات بازده در ژاپن، کره، سنگاپور، و تایوان به اثبات رسید. ضمن اینکه، آنها به وجود ارتباط هم زمان مثبتی بین حجم معاملات و نوسانات بازده در هنگ کنگ، سنگاپور، چین، اندونزی، و تایلند پی بردند.

۴- روش شناسی پژوهش:

پژوهش های علمی را می توان بر اساس هدف به سه دسته پژوهشات بنیادی، کاربردی و توسعه ای تقسیم نمود. همچنین در طبقه بندی بر مبنای روش، پژوهشات به تاریخی، توصیفی، همبستگی و تجربی و علی تقسیم می گردند. روش موردنظر برای انجام این پژوهش شبه تجربی و از نوع پس رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته)، در حوزه پژوهش های اثباتی حسابداری و مالی و مبتنی بر اطلاعات واقعی است. این پژوهش به دنبال کشف و بررسی روابط بین عوامل و شرایط خاص یا نوع رویدادی که قبلاً وجود داشته یا رخ داده، از طریق مطالعه نتایج حاصل از آن ها است. به عبارت دیگر پژوهشگر در پی بررسی امکان وجود روابط علت و معلولی از طریق مشاهده نتایج موجود و زمینه قبلی آن ها به امید یافتن علت وقوع پدیده است.

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

۴-۱- متغیرهای مورد بررسی در قالب یک مدل مفهومی و شرح چگونگی بررسی و اندازه‌گیری

متغیرها:

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Tournver_{it} + \beta_1 Economic - Variables_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$Price - Bob_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Tournver_{it} + \beta_1 Economic - Variables_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Value_{it} + \beta_1 Economic - Variables_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$Price - Bob_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Value_{it} + \beta_1 Economic - Variables_{it} + \varepsilon_{it}$$

در مدل‌های فوق R_{it} بازدهی سهام، $Tournver_{it}$ حجم معاملات، $Price - Bob_{it}$ حباب

قیمتی، $Value_{it}$ ارزش معاملات و $Economic - Variables_{it}$ سایر متغیرهای کنترلی

می‌باشد. همچنین α_0 نشان دهنده عرض از مبدأ در مدل می‌باشد و ε_{it} باقیمانده‌ها را در مدل

مشخص می‌کند.

با توجه به اینکه موضوع پژوهش در خصوص حجم و ارزش معاملات و بازده سهام در صنایع

مختلف بورس اوراق بهادار است بنابراین قلمرو این پژوهش شامل بورس اوراق بهادار و بازارهای مالی

مانند بازار نفت، ارز و طلا است که به عنوان متغیرهای کنترلی در این پژوهش در نظر گرفته

شده است.

این پژوهش بر روی داده‌های آماری روزانه از بازارهای ذکر شده در طی ۱۱ سال متوالی از سال

۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۵ انجام گرفته است. اطلاعات مورد نیاز را از بازار بورس اوراق بهادار تهران، بازار

نفت جهانی، بازار طلای جهانی و بازار نرخ ارز و همچنین نرم افزار ره آورد نوین جمع‌آوری کرده‌ایم.

همچنین داده‌های بدست آمده از نمونه‌های آماری و مدل‌های ارائه شده توسط نرم‌افزارهای Eviwes9،

Oxmetrics، R، spss و Excel 2016، بررسی و نتیجه‌گیری شده است.

۵- متغیرها، مدل‌ها و شیوه اندازه‌گیری آن‌ها

متغیرهای وابسته

متغیرهای وابسته ی این پژوهش، بازده سهام شرکت و بازده سالانه سهام می‌باشد.

برای محاسبه بازده سالانه سهام شرکت‌ها به اطلاعاتی در مورد قیمت آخرماه سهام، میزان افزایش

سرمایه، سود نقدی اعلام شده برای هر سهم نیاز بود. با توجه به اینکه افزایش سرمایه ممکن است

از محل سهام جایزه یا حق تقدم باشد، بنابراین فرمول زیر برای محاسبه بازده مورد استفاده قرار

گرفت. (راعی، ۱۳۸۵).

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری.../بیطاری و پناهبان

$$\text{بازدهی} = \frac{\text{آورده نقدی سهامداران} - \text{کل سود نقدی} + \text{ارزش کل شرکت اول دوره} - \text{ارزش کل شرکت پایان دوره}}{\text{آورده نقدی سهامداران} + \text{ارزش کل شرکت اول دوره}}$$

متغیرهای مستقل

حجم معاملات

حجم معاملات مقیاس اندازه گیری تعداد سهامی است که از طرف فروشندگان به خریداران فروخته میشوند؛ برای اندازه گیری حجم معامله نسبت گردش مبادله سهام در نظر گرفته می شود که تعداد سهام معامله شده در یک روز معین به تعداد سهام کل تعریف شده است.

ارزش مبادلات

حاصل ضرب تعداد سهام معامله در قیمت هایی که هر یک معامله شده اند. این آیتیم در تحلیل سهم مهم است.

بازده سهام

بازده در فرآیند سرمایه گذران نیروی محرکی است که ایجاد انگیزه می کند و پاداشی برای سرمایه گذران محسوب می شود. معمولاً مهم ترین معیار ارزیابی عملکرد موسسات، در حال حاضر نرخ بازده سهام است.

متغیرهای کنترلی

قیمت نفت

در حال حاضر قیمت گذاری با ایجاد بازارهای سلف و بازار های بورس بر حسب قیمت های این بازارها محاسبه می شود.

نرخ ارز

نرخ ارز حقیقی که تغییر و تحول قیمت ها و هزینه های نسبی را با یک پول مشترک اندازه می گیرد، یک شاخص مناسب برای اندازه گیری میزان رقابت پذیری است. نرخ ارز حقیقی رابطه مستقیم با نرخ ارز اسمی دارد و افزایش نرخ ارز اسمی موجب افزایش نرخ ارز حقیقی می گردد؛ اما در برخی از مواقع، افزایش نرخ ارز اسمی نیز به نوبه خود می تواند تأثیر منفی بر ارزش نرخ ارز حقیقی داشته باشد.

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

میتوانیم محاسبه‌ی نرخ حقیقی ارز را با فرمول زیر خلاصه کنیم:

$$\text{نرخ حقیقی ارز} = \frac{\text{قیمت داخلی} \times \text{نرخ اسمی ارز}}{\text{قیمت خارجی}}$$

قیمت طلا

در بازار های جهانی طلا یا به عبارت بهتر قیمت جهانی طلا بر حسب واحد انس طلای شمش (طلای ۲۴ عیار یا همان ۹۹۹٫۹) و با ارز دلار آمریکا ارائه می گردد. اندازه‌گیری وزن فلزات گرانبها یعنی؛ طلا، نقره، پلاتین و پالادیم از اونس بین‌المللی تروا استفاده می گردد که معادل ۳۱٫۱۰۳ گرم می باشد. اصطلاح یک اونس طلا به معنی طلایی یک تکه یا ساچمه با وزن یک اونس تروا و با خلوص ۹۹٫۹۹ درصد (۲۴ عیار) است. بعنوان مثال عنوان می شود قیمت هر انس طلا در بازار لندن ۱۵۸۲ دلار است یعنی قیمت ۳۱٫۱۰۳ گرم طلای شمش در بازار لندن در این لحظه ۱۵۸۲ دلار است.

مظنه عیار مورد نیاز = عیار مورد نیاز * عیار مظنه / مظنه

$$140.150 = 750 * 999.9 / 187,176 \text{ مظنه هر گرم طلای } 18 \text{ عیار}$$

$$171.292 = 916 * 999.9 / 187,176 \text{ مظنه هر گرم طلای } 22 \text{ عیار}$$

نکته مهم: در صورتی که قیمت مظنه طلای شمش را بر عدد ۹۹۹٫۹ تقسیم کنیم قیمت هر عیار بدست می آید و با این قیمت می توان مظنه هر طلایی را بدست آورد.

$$\text{عیار مورد نظر} \times \text{نرخ ارز} \times \text{قیمت هر انس طلا} = \frac{\text{قیمت هر گرم طلا با عیار مورد نظر}}{31.103}$$

$$\text{نرخ طلا} = \frac{\text{مثقال مظنه} \times 9.57}{\text{انس مظنه}}$$

عدد کلیدی: ۴,۳۳۱۸

عدد ۴,۳۳۱۸ یک عدد کلیدی در صنف طلای ایران است که برای تبدیل مستقیم مظنه طلا از مثقال ۱۷ یا ۷۰۵ به مظنه گرم طلای ۱۸ یا ۷۵۰ است.

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری..../بیطاری و پناهیان

حجم نقدینگی

به مجموع پول و شبه پول نقدینگی گفته می شود. میزان نقدینگی در مقابل مقدار معینی از کالاها و خدمات می باشد و نقدینگی باید با گردشی که دست افراد جامعه دارد تکافوی جریان کالاها و خدمات را نماید. مقامات پولی کشورها با استفاده از سیاست های پولی رشد نقدینگی را تحت کنترل قرار می دهند.

۶- مدل های پژوهش

مدل (1,1) GJR-GARCH

مشکل اصلی مدل های پایه ی GARCH این است که فرآیند واریانس را متقارن در نظر می گیرند. بدین معنا که در این حالت پراکندگی نادیده گرفته می شود. به علاوه فرض می شود که اطلاعات مثبت و منفی اثر یکسانی در تلاطم (معادله ی واریانس مدل) می گذارد. اما این شرط مانند شرایط واقعی در بازارهای مالی نیست. مطالعات نشان می دهد زمانی که به بازارهای مالی شوک وارد می شود، قیمت ها با نوسانات شدیدتری افت می کنند. در مقابل زمانی که بازارهای مالی به سمت مثبت گرایش دارند، قیمت ها با نوسانات کمتری افزایش می یابند. این پدیده به آثار اهرمی در بازدهی های مالی نسبت داده می شود.

اثر اهرمی واریانس پویا و نامتقارن، به علت وجود اثر نامتقارن در واریانس شرطی، اثر بازگشتی در مدل GARCH را نمایش می دهد. بدین ترتیب، مدل های نامتقارن GARCH رواج بیشتری یافتند. مقدار γ بسته به مقدار a_{t-i} است که در بالا یا پایین مقدار آستانه قرار گیرد a_{t-1}^2 دارای آثار متفاوتی بر واریانس شرطی σ_t^2 است، به طوری که برای $a_{t-i} > 0$ اثر کل به وسیله ی $\sigma_t a_{t-1}^2$ تعیین می شود و هنگامی که $a_{t-i} < 0$ باشد اثر کل یک شوک وارد شده بر بازدهی به وسیله ی $(\alpha_i + \gamma_i) a_{t-1}^2$ اندازه گیری می شود. بنابراین می توان انتظار داشت که برای اخبار بد مقدار برآورد شده برای γ_i مثبت باشد. علاوه بر این $\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta \geq 0, \beta + \gamma \geq 0$ و $\alpha_1 + \beta + \frac{1}{2}\gamma \leq 1$ است. توزیع حاشیه ای شرطی X_{t-1} تقریباً مشابه GARCH است. (حداد و حیرانی، ۱۳۹۳)

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

$$P(X_{T+1} \leq x | \Omega_t) = P(\varepsilon_{t+1} \leq \frac{(x - \mu)}{\sqrt{\alpha_t + \alpha_t a_t^2 + \beta \sigma_t^2 + \gamma s_t \varepsilon_t^2}} | \Omega_t)$$

$$= \begin{cases} N\left(\frac{(x - \mu)}{\sqrt{\alpha_t + \alpha_t a_t^2 + \beta \sigma_t^2 + \gamma s_t \varepsilon_t^2}} | \Omega_t\right), & \text{if } \varepsilon \sim N(0, 1) \\ t_d\left(\frac{(x - \mu)}{\sqrt{\alpha_t + \alpha_t a_t^2 + \beta \sigma_t^2 + \gamma s_t \varepsilon_t^2}} | \Omega_t\right), & \text{if } \varepsilon \sim t_d \end{cases} \quad (7)$$

مدل DCC-GARCH

نخستین بار بولرسلو (۱۹۹۲) فرض ثابت بودن همبستگی شرطی بین متغیرها را برای مدل‌های GARCH دو متغیره مطرح کرد. مدل‌سازی واریانس‌های شرطی چند متغیره با این فرض به مدل‌های CCC-GARCH معروف است. در کارهای تجربی، فرض ثابت بودن همبستگی شرطی فرض محدودکننده ای است، بنابراین، انگل و شپارد (۲۰۰۱) مدل‌های بولرسلو را گسترش دادند و مدل‌های DCC-GARCH را مطرح کردند. در مدل‌ها DCC-GARCH همبستگی‌های شرطی بین سری‌های زمانی متغیر وابسته به زمان فرض می‌شود.

معادلات میانگین شرطی و واریانس‌های شرطی خانواده ای از فرآیند DCC-GARCH مدل n متغیره به صورت معادلات ۱ و ۲ مفروض است. بردار متغیرهای تصادفی $\varepsilon_t = (\varepsilon_{t1}, \varepsilon_{t2}, \varepsilon_{t3}, \dots, \varepsilon_{tn})$ را در نظر بگیرید و فرض کنید که ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی آنها به ماتریس مجموعه اطلاعات موجود و قابل دسترس ε_{t-1} در زمان t-1 بستگی دارد و امید ریاضی آنها مشروط به مجموعه اطلاعات ε_{t-1} صفر بوده و دارای توزیع مشترک نرمال چند متغیره باشند. یعنی:

$$\varepsilon_t | \mathcal{I}_{t-1} \sim N(0, H_t), \quad E[\varepsilon_t | \mathcal{I}_{t-1}] = 0, \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_t' | \mathcal{I}_{t-1}] = D_t P_t D_t = H_t$$

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = D_t \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن بردار y_t با ابعاد $n \times 1$ مقادیر مشاهده شده ی متغیرها (مثلا بازده بازار و رشد حجم معاملات انجام یافته) در زمان t است. بردار μ_t با ابعاد $n \times 1$ میانگین انتظاری شرطی بردار y_t مشروط به مجموعه اطلاعات ε_{t-1} است. یعنی $\mu_t = E[y_t | \mathcal{I}_{t-1}]$. بردار ε_t با ابعاد $n \times 1$ خطای پیش بینی متغیرها با استفاده اطلاعات ε_{t-1} از مقادیر واقعی آنها در زمان t است.

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری..../بیطاری و پناهبان

ماتریس قطری $D_t = \text{diag}[\sqrt{h_{t1}}, \sqrt{h_{t2}}, \dots, \sqrt{h_{tn}}]$ ، انحراف استاندارد شرطی ε_t است. واریانس شرطی h_{ti} از یک فرآیند GARCH تک متغیره (معادله ۳) تبعیت می کند:

$$h_{it} = a_i + \sum_{j=1}^q \alpha_{ij} \varepsilon_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} h_{i,t-j} \quad (3)$$

شوک های وارده بر سیستم در زمان t بردار Z_t با ابعاد $n \times 1$ است. امید ریاضی شرطی بردار Z_t مشروط به مجموعه اطلاعات ξ_{t-1} برابر صفر است و ماتریس واریانس-کواریانس آن P_t است. یعنی:

$$E [z'_t z_t | \xi_{t-1}] = P_t = [\rho_{ij,t}] \quad \text{و} \quad E [z_t | \xi_{t-1}] = 0$$

ماتریس واریانس-کواریانس وابسته به زمان فرآیند ε_t ماتریس H_t است که درایه ij آن عبارت است از: $[H_t]_{ij} = h_{it} h_{jt} \rho_{ijt} \quad i \neq j$ که در آن $1 \leq i, j \leq n$

ماتریس همبستگی شرطی وابسته به زمان فرآیند ε_t ماتریس P_t است که درایه ij آن عبارتست از:

$$\rho_{ij,t} = E [z'_i z_j | \xi_{t-1}] = \frac{E [z_{it} z_{jt} | \xi_{t-1}]}{\sqrt{E [z_{it}^2 | \xi_{t-1}] E [z_{jt}^2 | \xi_{t-1}]}} = \frac{E [s_{it} s_{jt} | \xi_{t-1}]}{\sqrt{E [s_{it}^2 | \xi_{t-1}] E [s_{jt}^2 | \xi_{t-1}]}} \\ = \text{Corr} [\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt} | \xi_{t-1}]$$

از سیستم معاملات ۱ و ۲، بسته به عناصر ماتریس p ، دو نوع مدل متفاوت CCC-GARCH و DCC-GARCH قابل تمایز است: در حالی که عناصر ماتریس P طی زمان مقادیر ثابتی به خود گیرند، یعنی $P_t = P$ باشد، مدل CCC-GARCH داریم و در غیر این صورت مدل DCC-GARCH خواهد بود. از مدل های DCC-GARCH انواع مختلفی وجود دارد ولی شکل عمومی آن که انگل و شپارد (۲۰۰۱) مطرح کرده اد، ماتریس P به صورت معادله ۴ و ۵ بیان شده است:

$$P_t = [Q_t \otimes I_N]^{-1/2} Q_t [Q_t \otimes I_N]^{-1/2} \quad (4)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha z_{t-1} z'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (5)$$

که در آن $\alpha + \beta < 1$ است و $\alpha > 0$ و $\beta > 0$ است و $I_N = [Z'_t Z_t]$ و \bar{Q} ماتریس کواریانس نمونه است Z_t و ضرب هادمارد دو ماتریس است. در این فرآیند همبستگی بین متغیرها با دو پارامتر α و β تعیین می شود و محدودیت های اعمال شده روی این پارامترها نقش بسزایی در همگرایی ماتریس Q_t و شکل ماتریس P دارد. (شهیکی تاش، میرباقری جم، ۱۳۹۳)

مدل^۱ BEKK

در سال ۱۹۹۱ بابا، انگل، کرونر و کرافت، گونه ای دیگر از مدل های گارچ چند متغیری را به نام «بک قطری» معرفی کرده اند. این مدل در ادامه ی الگوی MGARCH ارائه شده است. مهمترین ویژگی این روش، عمومی بودن آن است و همچنین از دیگر مشخصه های آن این است که واریانس کوواریانس شرطی این سری زمانی هم دیگر را متاثر میکنند و از سوی دیگر نسبت به روشهای دیگر پارامترهای کمتری تخمین زده می شود (مریم کشاورزبان ۱۳۸۹). این روش به ما اجازه می دهد که اثر شوک ها و اختلالات یک سری را بر روی اختلالات سری دیگر بررسی کنیم. این اثر میتواند متقارن و یا غیر متقارن باشد.

تصریح BEKK به صورت زیر است:

$$H_t = \hat{C}C + A\varepsilon'_{t-1}\varepsilon_{t-1}A + \hat{B}H_{t-1}B$$

پارامترهای مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی چند متغیره را میتوان با روش برآورد حداکثر درستنمایی برآورد نمود. لگاریتم تابع درستنمایی به صورت زیر بیان میشود:

$$L(\theta) = T \log 2\pi - 0.5 \sum_{t=1}^T \log |H_t(\theta)| - 0.5 \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(\hat{\theta}) \log H_t^{-1} \varepsilon_t(\theta)$$

به طوری که T تعداد مشاهدات و θ بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند. جهت برآورد پارامترها به روش حداکثر درست نمایی از الگوریتمی که توسط برنت و همکاران (۱۹۷۴) مطرح شد استفاده میشود. همان طور که پیش تر عنوان شد، نقص مدل های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی متعارف این است که فرض می کنند هیچ شکستی در ساختار نوسانات وجود ندارد؛ اما نوسانات سری های زمانی مالی در معرض تغییرات ناگهانی هستند و در نتیجه شکست های ساختاری در نوسانات پدیده ای محتمل بوده و نادیده گرفتن آنها ممکن است به نتایج کاذب راجع به چگونگی انتقال اطلاعات و سر ریز نوسانات میان بازارهای مالی منتهی شود (شهرازی ۱۳۹۳).

تابع کاپولای t استودنت

تابع توزیع t استیودنت (t_v) با درجه آزادی v به صورت زیر است:

¹ -Baba, Engle, Kraft And Kroner

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری..../بیطاری و پناهبان

$$v t_v(x) = \int_{-\infty}^x \frac{\Gamma\left(\frac{(v+1)}{2}\right)}{\sqrt{\pi}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{s^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}} ds$$

همچنین تابع توزیع توام دو متغیره آن با ضریب همبستگی ρ به صورت زیر است:

$$T_{v,\rho}(x,y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \left(1 + \frac{s^2+t^2-st\rho}{v(1-\rho^2)}\right)^{-\frac{v+2}{2}} ds dt$$

امبرجت و همکاران (۲۰۰۱)، تابع توزیع تابع کاپولای t استیودنت را به صورت زیر بیان کردند:

$$\begin{aligned} C(u_1, u_2) &= T_{v,\rho}(t_v^{-1}(u_1), t_v^{-1}(u_2)) \\ &= \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_1)} \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_2)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \left(1 + \frac{s^2+t^2-st\rho}{v(1-\rho^2)}\right)^{-\frac{v+2}{2}} ds dt \end{aligned}$$

که در اینجا $T_{v,p}$ توزیع دو متغیره t استیودنت، ρ ضریب همبستگی، v درجه آزادی و t_v^{-1} معکوس توزیع تک متغیره t استیودنت است. امبرجت و همکاران (۲۰۰۱)، نشان دادند، که تابع کاپولای t استیودنت بیانگر وابستگی دنباله ای بالایی و پایینی به طور همزمان می باشد.

۷- یافته های پژوهش

در این پژوهش اطلاعات با استفاده از داده های روزانه از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۵ گردآوری و بررسی شده است. این اطلاعات شامل بازدهی سهام شرکت های فعال در بورس اوراق بهادار با نماد (SR)، بازدهی سالانه سهام با نماد (ASR)، ارزش معاملات با نماد (TA)، حجم معاملات با نماد (TO)، حجم نقدینگی با نماد (VL)، قیمت جهانی هر بشکه نفت با نماد (Oil)، نرخ ارز با نماد (Exchange)، نرخ جهانی طلا با نماد (Gold) و اطلاعات شاخص های قیمت های جهانی نفت، نرخ ارز و قیمت هر انس طلا از آرشیو سایت های معتبر خارجی و نیز سایت داخلی اتحادیه ی طلا و همچنین اطلاعات مربوط به بورس از نرم افزار ره آورد نوین و آرشیو و پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادار استخراج شده است.

۷-۱ آمار توصیفی

آماره های توصیفی مربوط به متغیرهایی که در این پژوهش استفاده می شود به صورت خلاصه در جدول (۱) نشان داده می شود. در این جدول مقادیر میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، انحراف معیار داده ها، کشیدگی، چولگی و آماره و احتمال جارک برا به ترتیب نشان داده شده اند.

جدول ۱- آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

| | TO | TA | VL | SR | ASR | EXCHANGE | GOLD | OIL |
|-------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|----------|----------|-----------|
| Mean | 1395708. | 4.1709 | 2051.632 | 17.29292 | 7138.972 | 1145.510 | 10298.28 | 82.60128 |
| Median | 1012650. | 2.6809 | 1708.100 | 9.710000 | 3750.000 | 1159.025 | 10009.00 | 80.33000 |
| Maximum | 31649331 | 3.8110 | 15570.72 | 224.0800 | 40412.80 | 1895.000 | 12260.00 | 143.9500 |
| Minimum | 64957.54 | 1.8908 | 64.36000 | -9.480000 | -16481.70 | 546.5000 | 8947.000 | 0.000000 |
| Std. Dev. | 1501143. | 4.3109 | 1511.618 | 28.43811 | 14518.18 | 347.4016 | 1118.987 | 29.44332 |
| Skewness | 5.614488 | 2.353208 | 2.909074 | 4.087120 | 0.864363 | 0.124487 | 0.761735 | -0.526150 |
| Kurtosis | 82.86410 | 10.65971 | 17.90459 | 23.74554 | 3.828233 | 2.010029 | 2.218944 | 2.785749 |
| Jarque-Bera | 610326.2 | 7583.754 | 24021.11 | 46653.53 | 344.7874 | 97.77715 | 275.0261 | 108.2124 |
| Probability | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |

با توجه به مشاهدات جدول انحراف معیار مشخص شده برای متغیرها حاکی از این است که در این بازارها نوسانات زیاد بوده و به دلیل این که میزان چولگی از ۵٪ بیشتر است، بنابراین متغیرهای ما دارای توزیع های دم پهن هستند و کشیدگی آنها نیز از حد نرمال کوتاه تر است. در بین متغیرهای پژوهش بیشترین پراکندگی مربوط به حجم معاملات و کمترین پراکندگی مربوط به ارزش مبادلات می باشد. آماره های آزمون جارکو- برا نرمال بودن متغیرهای تحقیق را در سطح ۵ درصد رد می نماید. از آنجا که میزان p-value از ۰/۰۵ کمتر می باشد، بنابراین فرضیه H_0 تایید می گردد.

آزمون نرمالیتی

در این آزمون برای بررسی نرمال بودن داده ها از آزمون شیپروویلیک استفاده کرده ایم. نتایج به شرح جدول ذیل حاکی از آن است که داده های پژوهش نرمال است.

جدول ۲- آزمون نرمالیتی شیپروویلیک

| | | SR | ASR | TO | VL | EXCHANGE | GOLD | OIL |
|--------------|-----------|------|-------|-------|-------|----------|-------|-------|
| Shapiro-Wilk | Statistic | 0.61 | 0.718 | 0.897 | 0.796 | 0.581 | 0.872 | 0.947 |
| | Df | 1964 | 1964 | 1964 | 1964 | 1964 | 1964 | 1964 |
| | Sig. | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 |

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری..../بیپتاری و پناهیان

آزمون ریشه واحد

بر طبق نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته این آزمون به دو صورت عرض از مبدأ با روند و عرض از مبدأ بدون روند بررسی شده است. همانطور که نتایج آزمون نشان می دهد در هر دو صورت p -value در آزمون سطح دارای مقادیر بیش از 0.05 بوده بنابراین این فرضیه صفر مبنی بر مانایی را رد میکند اما با یک مرتبه تفاضل p -value به صفر رسیده و مانایی حاصل می شود.

جدول ۳- آزمون ریشه واحد دیکی فولر

| variable | Test for unit root | Intercept | | | | | Trend and intercept | | | | |
|----------|--------------------|-------------|-----------------|--------|--------|--------|---------------------|-----------------|--------|--------|--------|
| | | t Statistic | critical values | | | Prob | t Statistic | critical values | | | Prob |
| | | | 1% | 5% | 10% | | | 1% | 5% | 10% | |
| TA | level | -5.2317 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.0000 | -6.2030 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.000 |
| | 1 st difference | -1.2817 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.6202 | -1.3496 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.8749 |
| TO | level | -5.5114 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.0000 | -8.1204 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.000 |
| | 1 st difference | -48.5721 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.0001 | | | | | |
| VL | level | -6.5393 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.000 | -6.5292 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.000 |
| | 1 st difference | -52.6045 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.0001 | -52.6242 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.000 |
| SR | level | -5.0610 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.000 | -5.1102 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.0001 |
| | 1 st difference | -13.5269 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.000 | -13.6430 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.000 |
| ASR | level | -1.2817 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.6202 | -1.3496 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.8749 |
| | 1 st difference | -48.5721 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.0001 | | | | | |
| EXCHANGE | level | -1.8062 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.3778 | -1.3335 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.8791 |
| | 1 st difference | -52.6045 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.0001 | -52.6242 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.000 |
| GOLD | level | 0.6150 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.9902 | -0.6516 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.9754 |
| | 1 st difference | -13.5269 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.000 | -13.6430 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.000 |
| OIL | level | -1.3429 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.6114 | -1.4885 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.8336 |
| | 1 st difference | -47.8022 | -3.435 | -2.863 | -2.567 | 0.0001 | -47.8066 | -3.965 | -3.413 | -3.128 | 0.000 |

همانطور که در جدول ۳ مشاهده می شود مقدار آماره t در متغیرهای بازدهی سالانه سهام، نرخ ارز، قیمت طلا و قیمت نفت در سطح از مقادیر بحرانی بیشتر است و با یک بار تفاضل گرفتن مقدار آماره آنها کمتر از مقادیر بحرانی شده و به مانایی می رسند.

برآورد فرضیات پژوهش

آزمون فرضیه اول

فرضیه اول در خصوص تبیین رابطه بین حجم مبادلات و بازده سهام با مدل های GARCH و COPULA است، که در ادامه برآورد آزمون های مزبور توضیح داده می شود.

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

جدول ۴- نتایج برآورد مدل DCC-GJR-GARCH برای ارزش مبادلات کل صنایع

| | SR | ASR | TA | VL | EXCHANGE | GOLD | OIL | DCC-GARCH |
|-------|---------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------|--|
| ARCH | 0.0934 [0.2629] (0.7927) | 0.3029 [0.9147] (0.3607) | 0.2542 [7.784] (0.0000) | 0.1886 [2.190] (0.0296) | 0.8267 [7.207] (0.0000) | -0.9418 [-47.53] (0.0000) | 1.4014 [5.070] (0.0000) | $\alpha = 0.1383$ [9.603] (0.0000) |
| GARCH | -0.9452 [-54.95] (0.0000) | 0.0241 [0.6438] (0.5200) | 0.7290 [20.98] (0.0000) | 0.7999 [14.50] (0.0000) | 0.1351 [1.167] (0.2445) | -0.2554 [-0.72080] (0.4713) | -0.0021 [-4.724] (0.0000) | $\beta = 0.8320$ [47.39] (0.0000) |

با توجه به به این که نتایج حاصل از برآورد DCC-GJR-GARCH حاکی از آن است که پارامترهای α و β منفی نبوده و شرط $\beta + \alpha < 1$ را تأمین می کند. این شرایط برای پارامترهای بیان شده α و β مشخص می نماید که ماتریس همبستگی شرطی در دوره قبل بر دوره جاری تأثیر گذار است به این معنا که می توان انتظار داشت که با توجه به آن ها تغییرات پارامترها در دوره قبل بر دوره جاری اثر گذار است. همچنین با توجه به مثبت بودن پارامترهای α و β می توان بیان کرد که به دنبال ایجاد شوک در سری بازدهی ها می توان انتظار داشت که همبستگی شرطی برای دوره بعد افزایش می یابد. پارامتر β نیز بیان کننده تأثیر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری می باشد. و هرچه مقدار β بزرگتر بوده و به ۱ نزدیک تر باشد انتظار می رود که برای هر جفت از همبستگی های محاسبه شده، همبستگی های شرطی دوره جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره قبل باشد.

با توجه به برآورد مدل DCC-GJR-GARCH می توان دریافت که بین تغییرات بازدهی سالانه و بازدهی سهام شرکت ها با ارزش معاملات رابطه همبستگی وجود دارد.

نتایج برآورد مدل Copula برای ارزش مبادلات کل صنایع

برای تخمین مدل t-Copula ابتدا (۱-۱) GARCH را بر روی هریک از متغیرها تخمین زده سپس مدل copula را بر روی مدل GARCH برازش میکنیم تا میزان همبستگی حاشیه ای را بر روی مدل مورد بررسی و در بین متغیرهای مختلف مدل نشان دهیم.

جدول ۵- برآورد مدل Copula

| variable | TA | VL | SR | ASR | EXCHANGE | GOLD | OIL |
|----------|---------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|
| ta | 1.0000 | -0.7001 | -0.1490 | 0.0936 | 0.3744 | 0.5210 | 0.1523 |
| VL | -0.7001 | 1.0000 | -0.1374 | -0.0301 | -0.1039 | -0.0370 | -0.0915 |
| SR | -0.1490 | -0.1374 | 1.0000 | -0.0002 | -0.1072 | -0.3619 | -0.0079 |
| ASR | 0.0936 | -0.0301 | -0.0002 | 1.0000 | 0.0874 | 0.1539 | 0.1578 |
| EXCHANGE | 0.3744 | -0.1039 | -0.1072 | 0.0874 | 1.0000 | 0.3054 | 0.4728 |
| GOLD | 0.5210 | -0.0370 | -0.3619 | 0.1539 | 0.3054 | 1.0000 | 0.0006 |
| OIL | 0.1523 | -0.0915 | -0.0079 | 0.1578 | 0.4728 | 0.0006 | 1.0000 |

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری...../بیطاری و پناهبان

همانطور که در جدول ملاحظه می شود، SR, VL و TA اغلب دارای همبستگی های منفی با یکدیگر هستند ولی ASR, OIL EXCHANGE, GOLD, به جز همبستگی منفی با VL و SR با سایر متغیرها دارای همبستگی مثبت هستند.

با توجه به جدول فوق نتایج مدل T-COPULA نشان دهنده این است که ارزش مبادلات (TA) با حجم نقدینگی (VL) دارای همبستگی منفی و قوی است و از طرفی با طلا دارای همبستگی مثبت و قوی است. حجم نقدینگی به ترتیب با بازدهی سالانه سهام شرکت ها (ASR)، قیمت طلا (GOLD) و قیمت نفت (OIL) همبستگی معکوس بسیار ضعیفی دارند. همچنین بازدهی سهام شرکت ها (SR) با بازدهی سالانه سهام شرکت ها و قیمت نفت دارای همبستگی بسیار ضعیف و معکوسی هستند اما در بین متغیرها بیشترین همبستگی را با قیمت طلا با مقدار -0.3619 دارد. بازدهی سالانه سهام شرکت ها (ASR) بیشترین همبستگی مثبت را با قیمت نفت دارد و قیمت طلا کمترین همبستگی مثبت را با ارزش مبادلات و نرخ ارز دارد.

همچنین قیمت نفت قوی ترین همبستگی مثبت را با نرخ ارز (EXCHANGE) و ضعیف ترین همبستگی مثبت را با قیمت طلا دارد. و نیز کمترین همبستگی منفی آن با بازدهی سهام برقرار است.

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

نتایج برآورد مدل MGJR- GARCH برای ارزش معاملات به تفکیک صنایع مختلف بورس اوراق

بهادار

جدول ۶- برآورد مدل MGJR-GARCH

| صنعت | α_0 | α_1 | β | γ |
|----------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| املاک | [0.946139] (0.0000) | [0.489374] (0.6246) | [-5.204271] (0.0000) | [-20.30937] (0.0000) |
| بانک | [0.006675] (0.9947) | [0.857086] (0.3914) | 0.143588 (0.8858) | 5.500410 (0.0000) |
| چاپ | [5.732877] (0.0000) | [-0.271622] (0.7859) | [-1.461665] (0.0000) | [-2.272199] (0.0231) |
| دارویی | [1.603806] (0.1088) | [-8.364861] (0.0000) | [3.698593] (0.0002) | [24594.88] (0.0000) |
| برقی | [12.02927] (0.0000) | [-0.508930] (0.6108) | [5.204271] (0.0000) | [14.86162] (0.0000) |
| معادن | [3.617032] (0.0003) | [-31.87385] (0.0000) | [1.838632] (0.0660) | [5.422882] (0.0000) |
| نفی | [4.278479] (0.0000) | [6.961120] (0.0000) | [0.400220] (0.6890) | [15.88470] (0.0000) |
| فلزات اساسی | [2.869824] (0.0041) | [18.14829] (0.0000) | [4.804372] (0.0000) | [33.81175] (0.0000) |
| قند و شکر | [8.135616] (0.0000) | [4.543522] (0.6246) | [3.021952] (0.0025) | [12.69675] (0.0000) |
| حمل و نقل | [17.90367] (0.0000) | [9.459742] (0.0000) | [-14.91714] (0.0000) | [17.88331] (0.0000) |
| کانی غیر فلزی | [-3.707646] (0.0002) | [12.04258] (0.0000) | [7.870814] (0.0000) | [118.9547] (0.0000) |
| کاشی و سرامیک | [0.822332] (0.4109) | [-1.194212] (0.2324) | [0.439329] (0.6604) | [1.088238] (0.2765) |
| محصولات فلزی | [2.142528] (0.0322) | [2.615260] (0.0089) | [2.878842] (0.0040) | [7.995957] (0.0000) |
| محصولات کاغذی | [2.025014] (0.0429) | [0.845535] (0.3987) | [1.152402] (0.2492) | [0.424381] (0.6713) |
| تجهیزات و ماشین آلات | [1.219395] (0.0.2227) | [0.396737] (0.6916) | [-0.111085] (0.9115) | [11.86813] (0.0000) |
| پیمانکاری صنعتی | [4.692237] (0.0000) | [-8.005265] (0.0000) | [1.933457] (0.0532) | [45.29845] (0.0000) |
| رایانه | [1.234046] (0.2172) | [1.489897] (0.1363) | [-1.468279] (0.1420) | [3.427389] (0.0006) |
| سرمایه گذاری | [10.33612] (0.0000) | [-5.743026] (0.0000) | [-5.526746] (0.0000) | [7.164387] (0.0000) |
| شیمیایی | [2.529970] (0.0114) | [-4.036521] (0.0001) | [2.486803] (0.0129) | [3.767466] (0.0002) |
| سیمان گچ | [3.322597] (0.0009) | [7.103055] (0.0000) | [-1.635252] (0.1020) | [5.293980] (0.0000) |
| وسایل ارتباطی | [4.571506] (0.0000) | [11.37726] (0.0000) | [3.928343] (0.0001) | [18.01272] (0.0000) |
| واسطه گری مالی | [2.253446] (0.0242) | [6.254102] (0.000) | [-0.496106] (0.6198) | [13.63702] (0.0000) |
| محصولات غذایی | [4.948043] (0.0000) | [0.359624] (0.0006) | [-6.207231] (0.0021) | [-2.35417] (0.0000) |

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری...../بیبطاری و پناهیان

در جدول فوق نتایج حاصل از برآورد مدل MGJR-GARCH برای تبیین رابطه بین ارزش معاملات و بازدهی سهام می باشد. معنی دار بودن γ نشان دهنده وجود اثرات نامتقارن شوک های وارد شده بر تغییر پذیری متغیرها می باشد. و همانطور که در جدول ملاحظه می شود اثرات نامتقارن در تمامی صنایع وجود دارد. یعنی میزان شوک منفی وارد شده با شوک های مثبت برابر نیست. در صورتی که γ مثبت و معنی دار باشد اثر شوک منفی بیشتر از شوک مثبت همچین در صورتی که γ منفی و معنی دار باشد اثر شوک منفی کمتر از شوک مثبت است. اثر شوک های منفی برابر $\gamma + \alpha_1$ بوده و α_1 اثر شوک های مثبت می باشد. بنابراین با توجه به نتایج ملاحظه می شود که به جز صنایع املاک، چاپ و محصولات دارویی که اثر شوک منفی کمتر از شوک مثبت است در سایر صنایع شوک منفی تأثیر بیشتری نسبت به شوک مثبت است.

آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم در خصوص تبیین رابطه بین حجم معاملات و بازده سهام با مدل های GARCH و COPULA است، که در ادامه برآورد آزمون های مزبور توضیح داده می شود.

جدول ۷- برآورد مدل DCC-GJR-GARCH برای حجم مبادلات

| | SR | ASR | TO | VL | EXCHANGE | GOLD | OIL | DCC-GARCH |
|-------|----------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--|
| ARCH | 0.0681 [0.4916] (0.6232) | 0.1361 [0.3623] (0.7173) | 0.2221 [6.904] (0.0000) | 0.2100 [4.827] (0.0000) | 0.1415 [1.195] (0.2336) | -0.9418 [-47.53] (0.0000) | 1.1634 [10.90] (0.0000) | $\alpha = 0.1527$ [9.073] (0.0000) |
| GARCH | -0.0564 [-0.4276] (0.6491) | 0.3030 [3.864] (0.0001) | 0.7661 [22.80] (0.0000) | 0.7523 [14.06] (0.0000) | -0.1304 [-0.6809] (0.4967) | 0.1589 [0.6218] (0.5344) | -0.0078 [-3.959] (0.0001) | $\beta = 0.8093$ [42.85] (0.0000) |

با توجه به این که نتایج حاصل از برآورد DCC-GJR-GARCH حاکی از آن است که پارامترهای α و β منفی نبوده و شرط $\beta + \alpha < 1$ را تأمین می کند. این شرایط برای پارامترهای بیان شده α و β مشخص می نماید که ماتریس همبستگی شرطی در دوره قبل بر دوره جاری تأثیر گذار است به این معنا که می توان انتظار داشت که با توجه به آن ها تغییرات پارامترها در دوره قبل بر دوره جاری اثر گذار است. همچنین با توجه به مثبت بودن پارامترهای آلفا و بتا می توان بیان کرد که به دنبال ایجاد شوک در سری بازدهی ها می توان انتظار داشت که همبستگی شرطی برای دوره بعد افزایش می یابد. پارامتر بتا نیز بیان کننده تأثیر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری می باشد. و هرچه مقدار بتا بزرگتر بوده و به ۱ نزدیک تر باشد انتظار

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

می رود که برای هر جفت از همبستگی های محاسبه شده، همبستگی های شرطی دوره جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره قبل باشد.

با توجه به برآورد مدل DCC- GJR-GARCH می توان دریافت که بین تغییرات بازدهی سالانه و بازدهی سهام شرکت ها با حجم معاملات رابطه همبستگی وجود دارد.

جدول ۸- برآورد مدل COPULA -GARCH برای حجم مبادلات

| Variable | TO | VL | SR | ASR | EX | GOLD | OIL |
|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| TO | 1.0000 | -0.5938 | -0.1964 | 0.1262 | 0.3175 | 0.5456 | 0.0556 |
| VL | -0.5938 | 1.0000 | -0.1374 | -0.0301 | -0.1039 | -0.0370 | -0.0915 |
| SR | -0.1964 | -0.1374 | 1.0000 | -0.0002 | -0.1072 | -0.3619 | -0.0079 |
| ASR | 0.1262 | -0.0301 | -0.0002 | 1.0000 | 0.0874 | 0.1539 | 0.1578 |
| EX | 0.3175 | -0.1039 | -0.1072 | 0.0874 | 1.0000 | 0.3054 | 0.4728 |
| GOLD | 0.5456 | -0.0370 | -0.3619 | 0.1539 | 0.3054 | 1.0000 | 0.0006 |
| OIL | 0.0556 | -0.0915 | -0.0079 | 0.1578 | 0.4728 | 0.0006 | 1.0000 |

با توجه به جدول فوق ملاحظه می شود، SR, VL, و TO اغلب دارای همبستگی های منفی با یکدیگر هستند ولی ASR, OIL EXCHANGE, GOLD, به جز همبستگی منفی با VL و SR با سایر متغیرها دارای همبستگی مثبت هستند.

با توجه به جدول فوق نتایج مدل T-Copula نشان دهنده این است که حجم مبادلات (TO) با حجم نقدینگی (VL) دارای همبستگی منفی و قوی است و از طرفی با طلا دارای همبستگی مثبت و قوی است. حجم نقدینگی به ترتیب با بازدهی سالانه سهام شرکت ها (ASR)، قیمت طلا (GOLD) و قیمت نفت (OIL) همبستگی معکوس بسیار ضعیفی دارند. همچنین بازدهی سهام شرکت ها (SR) با بازدهی سالانه سهام شرکت ها و قیمت نفت دارای همبستگی بسیار ضعیف و معکوسی هستند اما در بین متغیرها بیشترین همبستگی را با قیمت طلا با مقدار ۰,۳۶۱۹- دارد. بازدهی سالانه سهام شرکت ها (ASR) بیشترین همبستگی مثبت را با قیمت نفت دارد و قیمت طلا کمترین همبستگی مثبت را با حجم مبادلات و نرخ ارز دارد.

همچنین قیمت نفت قوی ترین همبستگی مثبت را با نرخ ارز (EXCHANGE) و ضعیف ترین همبستگی مثبت را با قیمت طلا دارد. و نیز کمترین همبستگی منفی آن با بازدهی سهام برقرار است.

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری..../بیطاری و پناهیان

برآورد مدل MGJR- GARCH برای به تفکیک صنایع مختلف بورس اوراق بهادار

جدول ۹- برآورد مدل MGJR- GARCH

| صنعت | α_0 | α_1 | γ |
|----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| املاک | [0.9461] (0.0000) | [0.4893] (0.6246) | [-20.3093] (0.0000) |
| بانک | [0.0066] (0.9947) | [0.8570] (0.3914) | 5.5004 (0.0000) |
| چاپ | [5.7328] (0.0000) | [-0.2716] (0.7859) | [-2.2721] (0.0231) |
| دارویی | [1.6038] (0.1088) | [-8.3648] (0.0000) | [24594.88] (0.0000) |
| برقی | [12.0292] (0.0000) | [-0.5089] (0.6108) | [14.8616] (0.0000) |
| معادن | [3.6170] (0.0003) | [-31.8738] (0.0000) | [5.4228] (0.0000) |
| نفتی | [4.2784] (0.0000) | [6.9611] (0.0000) | [15.8847] (0.0000) |
| فلزات اساسی | [2.8698] (0.0041) | [18.1482] (0.0000) | [33.8117] (0.0000) |
| قند و شکر | [8.1356] (0.0000) | [4.5435] (0.6246) | [12.6967] (0.0000) |
| حمل و نقل | [17.9036] (0.0000) | [9.4597] (0.0000) | [17.8833] (0.0000) |
| کانی غیر فلزی | [-3.7076] (0.0002) | [12.0425] (0.0000) | [118.9547] (0.0000) |
| کاشی و سرامیک | [0.8223] (0.4109) | [-1.1942] (0.2324) | [1.0882] (0.2765) |
| محصولات فلزی | [2.1425] (0.0322) | [2.6152] (0.0089) | [7.9959] (0.0000) |
| محصولات کاغذی | [2.0250] (0.0429) | [0.8455] (0.3987) | [0.4243] (0.6713) |
| تجهیزات و ماشین آلات | [1.2193] (0.0.222) | [0.3967] (0.6916) | [11.8681] (0.0000) |
| پیمانکاری صنعتی | [4.6922] (0.0000) | [-8.0052] (0.0000) | [45.2984] (0.0000) |
| رایانه | [1.2340] (0.2172) | [1.4898] (0.1363) | [3.4273] (0.0006) |
| سرمایه گذاری | [10.3361] (0.0000) | [-5.7430] (0.0000) | [7.1643] (0.0000) |
| شیمیایی | [2.5299] (0.0114) | [-4.0365] (0.0001) | [3.7674] (0.0002) |
| سیمان گچ | [3.3225] (0.0009) | [7.1030] (0.0000) | [5.2939] (0.0000) |
| وسایل ارتباطی | [4.5715] (0.0000) | [11.3772] (0.0000) | [18.0127] (0.0000) |
| واسطه گری مالی | [2.2534] (0.0242) | [6.2541] (0.000) | [13.6370] (0.0000) |
| محصولات غذایی | [4.9480] (0.0000) | [0.3596] (0.0006) | [-2.3541] (0.0000) |

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

برای تبیین رابطه بین حجم مبادلات و بازدهی سهام در صنایع مختلف بورس از مدل MGJR-GARCH استفاده کرده ایم. همانند فرضیه نتایج دوم با توجه به نتایج در اینجا نیز ملاحظه می‌شود که به جز صنایع املاک، چاپ و محصولات دارویی که اثر شوک منفی کمتر از شوک مثبت است در سایر صنایع شوک منفی تأثیر بیشتری نسبت به شوک مثبت است

آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم در خصوص تبیین رابطه بین متغیرهای پژوهش با مدل GARCH است. برآورد این مدل به وسیله مدل BEKK قطری صورت گرفته است. در این مدل به بررسی ارتباط بین تک تک متغیرهای پژوهش پرداخته ایم و نتایج را به صورت جدول زیر بیان کرده ایم.

جدول ۱۰- نتایج آزمون مدل BEKK قطری

| varibale | To | Ta | VL | SR | ASR | Ex | Gold | OIL |
|----------|----------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|------------------------------------|--------------------------------|
| To | | 0.3544 [0.8589] (0.3904) | -0.6671 -1.5618 (0.1183) | 0.2883 2.7307 (0.0063) | -0.0038 -0.2642 (0.7916) | 1.2466 0.8413 (0.400) | 0.4002 -717.4683 (0.0000) | -0.0551 -0.2967 0.7666 |
| Ta | 0.9754 50.4755 (0.0000) | | 0.0098 0.5024 (0.6154) | -0.2668 -12.2435 (0.0000) | 0.0068 7.0274 (0.0000) | -0.1876 -3.4301 (0.0006) | -0.5688 -0.3873 (0.6985) | 0.0180 0.6173 (0.5370) |
| VI | -0.9587 -138.6694 (0.0000) | -0.0461 -7.4495 (0.0000) | | 0.1704 2.2614 (0.0237) | 0.0108 2.1972 (0.0280) | 0.6910 1.7704 (0.0767) | 3.5482 269.1736 (0.0000) | -0.0231 -0.5724 (0.5670) |
| Sr | 0.2570 0.2570 (0.0010) | -0.1210 -1.7821 (0.0747) | 0.1260 1.0723 (0.2836) | | 0.0293 14.6748 (0.0000) | -0.8062 -1.4686 (0.1419) | 81.2765 1.1972 (0.0000) | -0.0987 -6.7283 (0.0000) |
| Asr | -7.8292 -1.4657 (0.1427) | 1.7424 0.1377 (0.8904) | -6.0534 -0.3448 (0.7302) | 9.7573 1.8681 (0.0617) | | 37.7895 0.5204 (0.6028) | -1386.387 -5426.208 (0.0000) | 1.2271 0.1224 (0.9026) |
| Ex | -0.0312 -1.7935 (0.0729) | 0.0068 0.5292 (0.5966) | -0.0229 -7.0552 (0.0000) | -0.0289 -1.8063 (0.0709) | 0.0709 2.9505 {0.0032} | | 25.321 138921.6 (0.0000) | 0.0322 0.6308 (0.5281) |
| gold | -0.0001 -0.0892 (0.9289) | 0.0002 0.2275 (0.8200) | 0.0001 0.3746 (0.7079) | 0.0026 2.5697 (0.0102) | -0.0001 -10.8987 (0.0000) | 0.0274 14.473 (0.0000) | | -6.2705 -0.0476 (0.0000) |
| oil | -0.1325 -3.1436 (0.0017) | 0.0190 0.6502 (0.5156) | -0.1248 -4.6670 (0.0000) | -0.2014 -4.4990 (0.0000) | 0.0114 8.9137 (0.0000) | 1.1978 5.5088 (0.0000) | 13.9614 6150.953 (0.0000) | |

در بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای پژوهش با حجم معاملات نتایج نشان می‌دهد که حجم نقدینگی، بازدهی سالانه سهام و تغییرات قیمت نفت ارتباط معکوس و معناداری با حجم معاملات دارد اما بازدهی سهام شرکت‌ها با حجم معاملات دارای ارتباط مثبت و معنادار می‌باشد. در خصوص ارتباط

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری...../بیطاری و پناهبان

بین متغیرهای پژوهش با ارزش معاملات فقط تغییرات حجم نقدینگی بر ارزش معاملات تأثیر معکوس می‌گذارد. نوسانات نرخ ارز و قیمت طلا بر روی حجم نقدینگی اثر منفی دارند. نوسانات متغیرهای حجم معاملات، حجم نقدینگی و قیمت طلا تأثیر مستقیم و نوسانات متغیرهای ارزش معاملات و قیمت نفت تأثیر معکوس بر روی بازدهی سهام شرکت‌ها دارند در صورتی که در بررسی تأثیر متغیرهای پژوهش بر روی بازدهی سالانه سهام مشخص شد که نوسانات ارزش معاملات، حجم نقدینگی، بازدهی سهام شرکت‌ها، نرخ ارز و قیمت نفت تأثیر مستقیم، و نوسانات قیمت طلا تأثیر معکوس بر روی بازدهی سالانه سهام دارند. ارزش معاملات، طلا و نفت تأثیر مستقیم بر روی نرخ ارز دارند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که نوسانات حجم معاملات و بازدهی سالانه سهام تأثیر معکوس و تغییرات حجم نقدینگی، بازدهی سهام شرکت‌ها، نرخ ارز و قیمت نفت اثری مستقیم بر روی طلا می‌گذارند.

با توجه به نتایج فوق ملاحظه می‌شود که بین تغییرات حجم معاملات و بازدهی سهام شرکت‌ها یک ارتباط دو طرفه و مستقیم برقرار است اما رابطه‌ی بین ارزش معاملات و بازدهی سهام به صورت یک طرفه است و فقط ارزش معاملات است که بر روی بازدهی سهام تأثیر می‌گذارد.

۸- بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش با استفاده از مدل های BEKK ،MGJR-GARCH ، DCC-GJR-GARCH قطری و مدل COPULA به بررسی روابط بین حجم مبادلات و ارزش مبادلات با بازده سهام پرداختیم همچنین ارتباط بین حجم مبادلات، ارزش مبادلات، بازده سهام ، بازده سالانه ی سهام، ارزش جاری، حجم نقدینگی، نرخ ارز، قیمت نفت و قیمت طلا را در کل بورس اوراق بهادار تهران و نیز ارتباط بین متغیرهای نام برده را در صنایع مختلف بورسی بررسی کردیم. بر طبق نتایج حاصل از پژوهش حجم معاملات و بازدهی سهام شرکت ها یک ارتباط دو طرفه و مستقیم برقرار است که در این خصوص پژوهش حاضر با پژوهش های انجام شده توسط چوانگ و همکاران(۲۰۱۲)، اینور و همکاران (۲۰۰۶)، همیستر او جونز(۱۹۹۴) هم راستا بوده و با پژوهش های نجار زاده و زیودار(۱۳۸۴)مخالف می باشد. همچنین نتایج این پژوهش نشان می دهد که در مجموع بورس اوراق بهادار تهران تغییرات نرخ ارز بر بازدهی سالانه تأثیر مستقیم دارد که در این خصوص پژوهش حاضر باننتایج مطالعات هی و انجی(۱۹۹۸)، دوکاس و همکاران(۲۰۰۳)، پان و همکاران(۲۰۰۷)، تهرانی و همکاران(۱۳۹۲) مخالف بوده وبا مطالعات جوربون(۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، آمیهود(۱۹۹۴)، بارتو(۱۹۹۲)، ماکاروهافمن(۲۰۰۰)و جلایی نایینی و قالیباف(۱۳۸۲) هم راستا می باشد می باشد.

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره سی و نهم / تابستان ۱۳۹۸

رابطه‌ی بین ارزش معاملات و بازدهی سهام به صورت یک طرفه است و فقط ارزش معاملات است که بر روی بازدهی سهام تأثیر می‌گذارد. همچنین تنها متغیری که بر قیمت نفت تأثیر گذار است نرخ ارز است که در این خصوص با نتایج پژوهش سفیدبخت و رنجبر (۱۳۹۵) هم راستا است.

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری..../بیطاری و پناهبان

فهرست منابع

- ۱) ابونوری، طهرانچیان، حمزه، رابطه بلند مدت بین بی ثباتی نرخ موثر واقعی ارز و شاخص بازدهی صنعت در بازار سهام تهران (رهیافت گارچ چند متغیره)، فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال ششم، شماره ۲، پیاپی ۱۸، تابستان ۹۱، صفحات ۱۹-۱)
- ۲) اسماعیلی، شاهپور، (۱۳۸۵)، رابطه بین کیفیت سود و بازده سهام، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبایی
- ۳) حسن حیدری، سعید شیرکوند، سید رامین ابوالفضلی، بررسی تأثیرات همزمانی نا اطمینانی قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: بر پایه مدل سه متغیره GARCH، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۳۹۴
- ۴) حیدری، بشیری، بررسی رابطه بین نا اطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل VAR-GARCH، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی شماره ۹ پاییز ۱۳۹۱
- ۵) سجادر، و نوروزی، م. ۱۳۹۱. بررسی روابط حجم بازده در بازار ایران با استفاده از توابع کاپولا و در شرایط بحرانی.
- ۶) سفیدبخت، الهه، و رنجبر، محمدحسین (۱۳۹۵) "سر ریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی و شکست ساختاری: استفاده از مدل گارچ (BEKK) و الگوریتم ICSS" مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، دوره ۸، شماره ۳۳، زمستان ۱۳۹۶، صفحه ۸۷-۵۱
- ۷) شهرازی، علمی، ابونوری، راسخی، فصلنامه مدلسازی اقتصادی سال هشتم، شماره ۲، «پیاپی ۲۶» تابستان ۱۳۹۳، صفحات (۷۳-۵۷)
- 8) Acatrinei, M., Gorun, A. & Marcu, N. (2013). A DCC-GARCH MODEL TO ESTIMATE, Romanian Journal of Economic Forecasting, 136.
- 9) Alagidede Paul, Gideon Boako (2017) "Show more Currency price risk and stock market returns in Africa: Dependence and downside spillover effects with stochastic copulas" Journal of Multinational Financial Management Volume 41, September 2017, Pages 92-114
- 10) Bollerslev, t. & j. Wooldridge (1992), "Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances", Econometric Reviews, vol. 11, issue 2, 143-172
- 11) Boubaker, H and N. Sghaier. (2013). "Portfolio optimization in the presence of dependent financial returns with long memory: A copula based approach". Journal of Banking and Finance. 37 (2): 361-377.
- 12) Brooks, chris, (2009), "RATS Handbook to Accompany Introductory Econometrics for Finance", Cambridge University Press, p 137

- 13) Capie, f. T. C. Mills, and g. Wood (2005), “Gold as a Hedge against the Dollar”, *Journal of International Financial Markets, institutions and money*, vol. 15, 343-352.
- 14) Charfeddine, Lanouar, ebenlagha ,nouredin (2016) “A time-varying copula approach for modelling dependency: New evidence from commodity and stock markets” *Journal of Multinational Financial Management Volumes 37–38, December 2016, Pages 168-189*
- 15) CuongNguyen· M. Ishaq Bhatti(2016)· 'Magda Komorníková· Jozef Komorník “Gold price and stock markets nexus under mixed-copulas” *Economic Modelling Volume 58, November 2016, Pages 283-292*
- 16) Engle, r. And k. Kroner (1995), “Multivariate Simultaneous Generalized Arch”, *Econometric Reviews*, vol. 11, 122-50.
- 17) Engle, r. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, ۵۰(4), 987–1007.
- 18) Fleming, j. C. Kirby and b. Ostdiek (1998), “Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets”, *Journal of Financial Economics*, vol. 49, 111-137.
- 19) Further evidence from a long memory process. *Energy Economics*, 42, 343–354.
- 20) Gebka, B. & Wohar, M. (2013). Causality between trading volume and returns: Evidence from quantile regressions, *International Review of Economics and Finance*, 144-159.
- 21) Grisse christion, (2010), “What Drives the Oil-dollar Correlation”?
- 22) Haigh, M. S., & Holt, M. T. (2002). Crack spread hedging: Accounting for time-varying volatility spillovers in the energy futures markets *Journal of Applied Econometrics*, 17, 269–289. *mics and Statistics*, 87, 503–522
- 23) Luo Changqing·XieChi·YuCong,XuYan(2015)·”Measuring financial market risk contagion using dynamic MRS-Copula models: The case of Chinese and other international stock markets” *Economic Modelling Volume 51, December 2015, Pages 657-671*
- 24) mokni,Khaled& mansouri, faysal(2016) “Conditional dependence between international stock markets: A long memory GARCH-copula model approach” *Journal of Multinational Financial Management, Volumes 42–43, December 2017, Pages 116-131*
- 25) Ranjbar & Manjunath(2011), STOCK MARKET INTEGRATION AND VOLATILITY SPILLOVER BETWEEN IRAN AND GCC COUNTRIES, *International Journal of Management Research and Technology Volume 5 • Number 2 • July-December 2011: 261-276*

ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری...../بیطاری و پناهبان

- 26) Rapach, D. E., & Strauss, J. K. (2008). Structural breaks and GARCH models of exchange rate volatility. *Journal of Applied Econometrics*, 23, ۶۵–90.
- 27) Ross, S.A. (1989). Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *Journal of Finance*, 44, 1–17.
- 28) Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21, 449–469.
- 29) Sadorsky, P. (2003). The macroeconomic determinants of technology stock price volatility. *Review of Financial Economics*, 12, 191–205.
- 30) Sanso, A., Arrago, V., & Carrion, J. L. (2004). Testing for change in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economia Financiera*, 4, 32–53.
- 31) Santoni, J.G. (1987); “The Great Bull Market 1924-29 and 1982-87: Speculative Bubbles or Economic Fundamentals?” Federal Reserve Bank Of ST.Louis, 1987
- 32) Starica, C., & Granger, C. W. J. (2005). Nonstationarities in stock returns. *Review of Econo Amano, r.a. &s. Van norden (1998), “Oil Prices and the Rise and Fall of the us Real Exchange Rate”, Journal of International Money and Finance*, 17(2), 299–316.
- 33) Zhi, lin (2018) “Modelling and forecasting the stock market volatility of SSE Composite Index using GARCH models” *Future Generation Computer Systems* Volume 79, Part 3, February 2018, Pages 960-972