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

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

جلیل بیطاری[۱]
حسین پناهیان[۲]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۷/۰۴/۰۷ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۷/۰۹/۰۷

چکیده

هدف این پژوهش بررسی ارتباط بین حجم مبادلات و ارزش معاملات با بازده سهام در بورس اوراق بهادار و صنایع مختلف بورس طی سال های ۸۵ تا ۹۵ می باشد. برای بررسی این ارتباطات از مدل‌های MGJR-GARCH، DCC-GJR-GARCH، BEKK قطری و مدل COPULA استفاده شده است. بین تغییرات حجم معاملات و بازدهی سهام شرکت ها 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 می گذارد. 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

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 دراختیار سرمایه گذاران قرار می گیرد، در نتیجه کارایی بازار سرمایه اهمیت می‌یابد تا با جذب سرمایه‌گذاران به تأمین منابع مالی و در پایان اختصاص بهینه منابع به منظور بازدهی بالاتر آنها داشته باشد. بنابراین، بازار سرمایه ای را کارا می‌نامند که نوسانات منطقی بنابر عوامل بنیادی (مانند اطلاعات منتشره شرکت‌ها) داشته باشد.

برخی از پژوهش‌ها 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 داده‌اند. به نظر می رسد نوسان‌پذیری بازده را می توان در یک مدلVARو یا مدل دو متغیره GARCH مورد مطالعه قرار داد، بدین ترتیب ارتباط متقابل بین نوسان پذیری بازده و حجم معامله وارد سیستم شده، تا باقیمانده‌ی 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 هم‌زمان ارتباطات را دریک رویکرد برآورد یک مرحله‌ای بررسی می کند، و برآوردهایی با کارآمدی بیشتر را به وجود می‌آورد. در اینجا بازده سهام، حجم معامله و نوسانات بازده بطور مشترک و هم زمان با دینامیک‌های یکسان بازار تعیین شده‌اند. دومین ویژگی مدل GARCH به ما این امکان را می‌دهد تا اثرات نا متقارن منفی و مثبت را بر روی هردو نوسان پذیری بازده و حجم معامله بررسی کنیم. سومین ویژگی، با ارزیابی دقیق تر در خصوص ارتباطات علی به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا تغییرات آتی بازار سهام، و نقدینگی را پیش‌بینی کرده و تصمیمات بهتری اتخاذ کنند.

روابط بین حجم و ازرش معاملات با بازده سهام برای مدت زیادی است که به عنوان یکی از عناوین مهم پژوهشی در اقتصاد مالی شناخته‌شده‌است. با وجود اینکه بحران مالی دهه‌ی اخیر موقعیت مناسبی را جهت انجام پژوهشی از این دست فراهم می‌کند هیچ کار عملی بر روی روابط

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 سئوال 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 کوواریانس 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 درخصوص بورس اوراق بهادار تهران و هم چنین نیاز فعالان و ذینفعان بازار، برآن شدیم که با انجام مطالعاتی که رابطه بلند مدت بین متغیرحجم معاملات، ارزش سهام و نوسانات بازده را از نظر علمی بررسی کرده و جایگاه و ارزش خاص آن را مورد مطالعه قرار دادیم.

اکثر پژوهش‌های 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.

مدل‌های 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 مدل‌ها نقص فرض همسانی واریانس جزء خطاء می باشد. مدل‌های گارچ برای مدل سازی معادله واریانس شرطی جمله خطا طراحی شده‌اند. برای تخمین این گونه مدل‌ها از روش حداکثر درست نمایی استفاده می شود.

به طور کلی می‌توان گفت مهم‌ترین اهمیت و ضرورت این پژوهش، کمک به شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار جهت تبیین رابطه بین حجم و ارزش معاملات با بازده سهام و ارائه مدلی از این روابط بر اساس مدل‌های گارچ می باشد.

۲- فرضیات پژوهش

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

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

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

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

۳- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش:

رنجبر و منجونات (۲۰۱۱) در مقاله از بازده شاخص های سهام روزانه مربوط به بازار سهام ایران و بورس سهام هفت کشور منطقه ی شورای همکاری خلیج فارس از ژانویه ۲۰۰۵ تا دسامبر ۲۰۱۰ استفاده کردند تا ادغام و سرریز نوسان را بررسی کند. رابطه ی بازده های 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 منطقه ی 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 پایین ترین میزان نوسان را در بین آن ها دارد و بازار مالی ابوظبی بیشترین نوسان را نشان می دهد. نتیجه‌ی روش اندازه گیری نوسان مشابه است. اما، پس از مطالعه ی نوسان در هر یک از بازارهای انتخابی، سرریز نوسان را در میان بازارهای انتخابی اندازه گیری کرد. نتایج تجربی نشان می دهند 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 سال های ۱۳۸۳/۱/۸ تا ۱۳۸۴/۳/۱۱ به این نتیجه رسیده اند که: حجم معاملات نمی تواند به طور کامل ناپایداری بازده و اثرات GARCH را توضیح دهد. این موضوع برخلاف یافته های لامورکس و لاستراپس است. در نهایت این که، فرضیه مدل ترکیب توزیع ها (MDH) به عنوان یکی از تئوری های مهم در زمینه ارتباط حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار

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 جوریون (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 الگوریتمICSS ، 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.

هیمسترا و جونز (۱۹۹۴) در تحقیقی با عنوان آزمون علیت گرنجر خطی و غیر خطی در رابطه با قیمت سهام از آزمون های گرینجر غیر خطی برای آزمودن 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 مدل‌های 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 آزمودن رابطه حجم-نوسانات بازده استفاده کرده و دریافتند که نوسانات و حجم رابطه زیاد و مداومی با نوسانات و حجم گذشته دارند. چوآنگ و همکاران (۲۰۰۹) نیز در تحقیقی با موضوع علیت در مقادیر و روابط حجم معاملات سهام ازاطریق روش رگرسیون چندگانه رابطه میان بازده سهام و حجم را آزموده 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 علّی 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 علّی بازده سهام و حجم معاملات معنادار در بین همه ی کشورها دست یافتند. همچنین، علّیت دو طرفه مثبت بین بازده سهام و حجم معاملات در تایوان و چین و علّیت 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 می‌توان 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.

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

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Tournver_{it} + \beta_1 Economic - Varibables_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$Price - Bob_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Tournver_{it} + \beta_1 Economic - Varibables_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Value_{it} + \beta_1 Economic - Varibables_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$Price - Bob_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Value_{it} + \beta_1 Economic - Varibables_{it} + \varepsilon_{it}$$

در مدل‌های فوق R_{it} بازدهی سهام، $Tournver_{it}$ حجم معاملات ، $Price - Bob_{it}$ حباب قیمتی، $Value_{it}$ ارزش معاملات و$Economic - Varibables_{it}$ سایر متغیر های کنترلی می‌باشد. همچنین α_0 نشان دهنده عرض از مبدأ در مدل می باشد و ε_{it} باقیمانده ها را در مدل مشخص می کند.

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 داده های آماری روزانه از بازارهای ذکر شده در طی ۱۱ سال متوالی از سال ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۵ انجام گرفته‌است. 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 جمع آوری کرده‌ایم. همچنین داده‌های بدست آمده از نمونه‌های آماری ومدل‌های ارائه شده توسط نرم‌افزارهای Eviwes9، Oxmetrics، R، spss و Excel 2016، بررسی و نتیجه گیری شده است.

۵- متغیرها، مدل‌ها و شیوه اندازه گیری آن ها

متغیرهای وابسته

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

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).

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

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 می‌شود 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 هریک معامله شده اند. این آیتم 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 قیمت‌های 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 می‌گیرد، 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 می‌گردد؛ اما در برخی از مواقع، افزایش نرخ ارز اسمی نیز به نوبه خود می توانند تأثیر منفی بر ارزش نرخ ارز حقیقی داشته باشد.

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 یک‌تکه 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

187,176 / 999.9 * 750 = 140.150 مظنه هر گرم طلای ۱۸ عیار

187.176 / 999.9 * 916 = 171.292مظنه هر گرم طلای ۲۲ 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 .

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

$$\text{نرخ طلا} = \frac{\text{مثقال مظنه} \times ۹.۵۷}{\text{انس مظنه}}$$

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.

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- مدل‌های پژوهش

GJR-GARCH (1,1)مدل

مشکل اصلی مدل‌های 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 بازدهی‌های 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 می‌دهد. بدین ترتیب، مدل‌های نامتقارن GARCH رواج بیشتری یافتند.

مقدار γ بسته به مقدار a_{t-i} است که در بالا یا پایین مقدار آستانه قرارگیرد 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 وسیله‌ی $\sigma_t a_{t-1}^2$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} تقریبا مشابه GARCH است.(حداد و حیرانی، ۱۳۹۳)

$$P(X_{T+1} \le x \mid \Omega_t) = P(\varepsilon_{t+1} \le \frac{(x-\mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 + \beta\sigma_t^2 + \gamma s_t \varepsilon_t^2}} \mid \Omega_t)$$

$$= \begin{cases} N\left(\frac{(x-\mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 + \beta\sigma_t^2 + \gamma s_t \varepsilon_t^2}} \mid \Omega_t\right), & \text{if } \varepsilon \sim N(0,1) \\ t_d\left(\frac{(x-\mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 + \beta\sigma_t^2 + \gamma s_t \varepsilon_t^2}} \mid \Omega_t\right), & \text{if } \varepsilon \sim t_d \end{cases} \qquad (۷)$$

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 بولراسلو را گسترش دادند و مدل‌های DCC-GARCHرا مطرح کردند. در مدل‌ها DCC-GARCH همبستگی‌های شرطی بین سری‌های زمانی متغیر وابسته به زمان فرض می شود.

معادلات میانگین شرطی و واریانس های شرطی خانواده ای از فرآیند DCC-GARCH مدل n متغیره به صورت معادلات ۱ و ۲ مفروض است. بردار متغیرهای تصادفی $\varepsilon_t = (\varepsilon_{t1}.\varepsilon_{t2}.\varepsilon_{t3}.\ldots.\varepsilon_{tn})$ را در نظر بگیریدو 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:

$$\varepsilon_t \mid \xi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad , \quad E[\varepsilon_t \mid \xi_{t-1}] = 0 \quad , \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_t' \mid \xi_{t-1}] = D_t P_t D_t = H_t$$

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

$$\varepsilon_t = D_t z_t \qquad (۲)$$

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 $\mu_t = E[y_t/t-1]$.

بردار ε_t با ابعاد $n \times 1$ خطای پیش بینی متغیرها با استفاده اطلاعات ε_{t-1} از مقادیر واقعی آنها در زمان tاست.

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

$$h_{it} = \alpha_{i.} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{ij} \varepsilon_{i,t-j}^{2} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ij} h_{i,t-j} \qquad (۳)$$

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 ε_{t-1} برابر صفر است و ماتریس واریانس-کواریانس آن P_t است. یعنی:

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

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

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

$$\rho_{ij,t} = E\left[z_t' z_t \middle| \xi_{t-1}\right] = \frac{E\left[z_{it} z_{jt} \middle| \xi_{t-1}\right]}{\sqrt{E\left[z_{it}^{2} \middle| \xi_{t-1}\right] E\left[z_{jt}^{2} \middle| \xi_{t-1}\right]}} = \frac{E\left[s_{it} s_{jt} \middle| \xi_{t-1}\right]}{\sqrt{E\left[s_{it}^{2} \middle| \xi_{t-1}\right] E\left[s_{jt}^{2} \middle| \xi_{t-1}\right]}}$$
$$= Corr\left[\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt} \middle| \xi_{t-1}\right]$$

از سیستم معاملات ۱و۲، بسته به عناصر ماتریسp، دو نوع مدل متفاوت CCC-GARCH و DCC-GARCH قابل تمایز است: در حالتی 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 مدل‌های 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:

$$P_t = [Q_t \otimes I_N]^{-1/2} Q_t [Q_t \otimes I_N]^{-1/2} \qquad (۴)$$

$$Q_t = (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha z_{t-1} z_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \qquad (۵)$$

که در آن $\alpha + \beta < 1$ است و $\alpha > 0$ و $\beta > 0$ است و $I_N = [\acute{z}_t z_t]$ و$\bar{Q}$ماتریس کواریانس نمونه استZ_t و ضرب هادمارد دو ماتریس است. در این فرآیند همبستگی بین متغیرها با دو پارامتر αوβ 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 BEKK[1]

در سال ۱۹۹۱ بابا، انگل، کرونر و کرافت، گونه ای دیگر از مدل‌های 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 ان 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 پارامتر های کمتری تخمین زده می شود(مریم کشاورزیان۱۳۸۹). این روش به ما اجازه می دهد که اثر شوک هاو 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:

$$H_t = \acute{C}\mathrm{C} + A\acute{\varepsilon_{t-1}}\varepsilon_{t-1}A + \acute{B}H_{t-1}B$$

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:

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

به طوری کهT 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 شداستفاده 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

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

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

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

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

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

که در اینجا $T_{v.p}$ توزیع دو متغیره tاستیودنت، ρ ضریب همبستگی، v درجه آزادی و t_v^{-1} معکوس توزیع تک متغیره t استیودنت است. امبرچت 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 ازابتدای 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 سالانهظ سهام با نماد(asr)، ارزش معاملات با نماد (TA)، حجم عاملات 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 اتحادیه‌ی 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 از۵ ٪ 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 بیشتریم پراکندگی مربوط به حجم معاملات و کمترین پراکندگی مربوط به ارزش مبادلات می باشد. آماره‌های آزمون جارکو- برا نرمال بودن متغیرهای تحقیق را در سطح ۵ درصد رد می‌نماید. از آنجا که میزان p-value از ۰/۰۵ کمتر می باشد، بنابراین فرضیه H_0 تایید می‌گردد.

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 شیپروریلک

		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

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 ۰/۰۵ بوده بنابر 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
TO	level	-5.5114	-3.435	-2.863	-2.567	0.0000	-8.1204	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
VL	level	-6.5393	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-6.5292	-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
ASR	level	-1.2817	-3.435	-2.863	-2.567	0.6202	-1.3496	-3.965	-3.413	-3.128	0.8749
	1 st diffrence	-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 diffrence	-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 diffrence	-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 diffrence	-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.

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 $\beta+\alpha<$ ۱ را تأمین می کند. این شرایط برای پارامتر های بیان شده α وβمشخص می نماید که ماتریس همبستگی شرطی در دوره قبل بر دوره ی 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 پارامتر های 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 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

همانطور که در جدول ملاحظه می شود، ,SR,VL و TA اغلب دارای همبستگی های منفی با یکدیگر هستند ولیASR, ,OIL EXCHANGE ,GOLD, به جز همبستگی منفی با VL وSR 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 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 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.

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

جدول۶- 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)
نفتی	[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)	[0.35962f] (0.0006)	[-6.207231] (0.0021)	[-2.35417] (0.0000)

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 همچنین در صورتی که γ منفی و معنی دار باشداثر شوک منفی کمتر از شوک مثبت است.اثر شوک های منفی برابر $\gamma +$ α_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)	β =0.8093 [42.85] (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 $\beta+\alpha<$ ۱ را تأمین می کند. این شرایط برای پارامتر های بیان شده α و β مشخص می نماید که ماتریس همبستگی شرطی در دوره قبل بر دوره ی 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 پارامتر های 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

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 همبستگی‌های منفی با یکدیگر هستند ولیASR, EXCHANGE OIL, GOLD, به جز همبستگی منفی با VL وSR 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.

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)

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.

جدول۱۰- 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)
Vl	-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 می‌دهدکه 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

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 می شود که بین تغییرات حجم معاملات و بازدهی سهام شرکت‌ها یک ارتباط دو طرفه و مستقیم برقرار است اما رابطه ی بین ارزش معاملات و بازدهی سهام به صورت یک طرفه است و فقط ارزش معاملات است که بر روی بازدهی سهام تأثیر می گذارد.

۸-بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش با استفاده از مدل های DCC-GJR-GARCH ، MGJR-GARCH، BEKK 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 بانتایج مطالعات هی و انجی(۱۹۹۸)، دوکاس و همکاران(۲۰۰۳)، پان و همکاران(۲۰۰۷)، تهرانی و همکاران(۱۳۹۲) مخالف بوده وبا مطالعات جوریون(۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، آمیهود(۱۹۹۴)، بارتو(۱۹۹۲)، ماکاروهافمن(۲۰۰۰)و جلایی نایینی و قالیباف(۱۳۸۲) هم راستا می باشد می باشد.

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.

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، تابستان۹۱، 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

٤) حیدری، بشیری، بررسی رابطه بین نااطمینانی 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

٥) سجاد،ر و نوروزی،م. ۱۳۹۱. بررسی روابط حجم بازده در بازار ایران با استفاده از توابع کاپولا و در شرایط بحرانی.

٦) 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، صفحه۸۷-۵۱

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 moreCurrency 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) Bollersleva, t. &j. Wooldridgeb (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 ,noureddin (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)، [1]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

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