Archive of SID

فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال نهم/ شماره سی‌وپنجم/ پائیز ۱۳۹۹

خوشه بندی نوسانات و عدم تقارن آن در بورس اوراق بهادار تهران

زهرا شیرازیان
دانشجوی دکتری مدیریت مالی،دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران ،ایران.
zahra.shirazian@gmail.com

هاشم نیکومرام
استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران،ایران. (نویسنده مسئول)
h-nikoumaram@srbiau.ac.ir

تقی ترابی
دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران،ایران.
t-torabi@srbiau.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۰۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۹/۱۸

چکیده

هدف از این پژوهش بررسی خوشه بندی نوسانات و عدم تقارن آن در بورس اوراق بهادار تهران می باشد.تغییرات بزرگ در قیمتها تمایل به تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک تمایل به تغییرات کوچک دارند که بدان خوشه بندی نوسانات گفته میشود.از طرفی نوسانات بیشتر بازده، تمایل به تشکیل خوشه بیشتری نسبت به نوسانات کوچک دارند که بدان عدم تقارن خوشه بندی نوسانات گفته می شود. نوسانات بازده های دارایی می تواند به طور مستقیم روی قیمت اختیارهای معامله و ریسک سهام و پورتفوی اثر بگذارد. این پژوهش جزو تحقیقات کاربردی وکمی است .جامعه آماری سری زمانی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نمونه مورد استفاده سری زمانی بازده شاخص کل در بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۸۷ تا مرداد سال ۱۳۹۶ می باشد . مقادیر شاخص از نرم افزار ره آورد نوین استخراج و سپس بازده لگاریتمی محاسبه و با نرم افزار ایویوز تحلیل شده اند. براساس رهیافت باکس و جنکینز معادله میانگین ARMA تهیه و با ARCH test وجود خوشه بندی نوسانات تایید شد.مدل TGARCH عدم تقارن در نوسانات و اثر اهرمی را نشان داد .با توجه به آماره آکاییک بهترین مدل خانواده گارچ جهت استخراج نوسانات ، ETGARCH معرفی شد.

واژه‌های کلیدی: خوشه بندی نوسانات، عدم تقارن ،اثر اهرمی.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

یکی از معروفترین ویژگی های بازده های دارایی مالی خوشه بندی نوسانات است(تغییرات بزرگ در قیمتها تمایل به تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک تمایل به تغییرات کوچک دارند). از طرفی نوسانات بیشتر بازده، تمایل به تشکیل خوشه بیشتری نسبت به نوسانات کوچک دارند که بدان عدم تقارن خوشه بندی نوسانات گفته می شود، (نوسانات بالا دنباله رو نوسانات بالا و نوسانات کم دنباله رو نوسانات کم هستند). این الگو از خوشه بندی نوسانات دربازار مالی مهم است. از آنجائیکه نوسانات بازده های دارایی می تواند به طور مستقیم روی قیمت اختیارهای معامله و ریسک سهام و پورتفوی ها اثر بگذارد و توانایی پیش بینی واریانس را دارد. مطالعه ویژگی های آماری داده های بازارهای مالی برخی واقعیات را نشان می دهد که در بازارهای مختلف مرسوم اند از جمله توزیع ضخیم بازده های دارایی ها،نوسان مازاد، عدم خودهبستگی در بازده ها، همبستگی حجم با نوسان و خوشه بندی نوسانات. دارایی های مالی مثل نرخهای بهره، سهام، شاخصهای بازار و نرخ بهره ویژگی خوشه بندی نوسانات را دارند. بسیاری از مدلهای آماری مثل گارچ،آرچ، مدلهای چند فرکتالی توسط مندلبروت به منظور مطالعه خوشه بندی نوسانات استفاده شده است. مثلا مدلهای گارچ بعنوان اولین مدلهای مطالعه این ویژگی بودند که به پدیده خوشه بندی نوسانات منجر شد و به اثر گارچ معروف است. این مدلها فرض می کنند که خوشه بندی نوسانات توسط یک منبع خارجی ایجاد شده اند مثلا خوشه بندی اخبار تصادفی در بازار و عکس العمل عاملها مطابق با آن.نوسان دارایی یک ویژگی ابزاری برای اندازه گیری ریسک می باشد و بنابرین در تصمیمات سرمایه گذاری عاملها در بازار موثر است و نیازمند مطالعه دقیق تری است. چه چیزی واقعا عامل نوسانات یا خوشه بندی نوسانات است کارهایی که انجام شده است روی نقش روانشناسی بازار یا احساس سرمایه گذار تاکید می کند. مطالعات دیگر نشان می دهند که سرمایه گذارها وابسته به امواج مثبت و منفی شده و بنابرین یک نوع مومنتوم ایجاد می کنند که باعث می شوند قیمت ها به طور موقتی از قیمت پایه شان بطور موقتی دور شوند. تبیین مبانی علمی و نظری مرتبط با موضوع و شناسایی خوشه بندی نوسانات و عدم تقارن آن در بورس اوراق بهادار تهران هدف علمی این پژوهش می باشدکه درحوزه دانش افزایی مالی از طریق شناسایی مبانی نظری،مدلها و رویکردها جدید بوده و به منظورکمک به هم افزایی علم و دانش در حوزه مالی و تحقق اهداف علمی در زمینه مالی انجام می باشد.

۲- مروری بر ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- ادبیات نطری پژوهش

مندلبرت[۱](۱۹۶۳)و سپس فاما [۲](۱۹۶۵)یافتند تغییرات قیمتی بالا با تغییرات قیمتی بالا تعقیب می شود و تغییرات قیمتی کوچک با تغییرات قیمتی کوچک دنبال می شود(خوشه بندی نوسانات). یک روش برای آشکارسازی خوشه بندی نوسانات استفاده از مدلهای آرچ[۳] و گارچ[۴] انگل[۵] (۱۹۸۲)است که توسط نلسون[۶] (۱۹۹۱)توسعه یافته است. انگل (2004) اظهار کرد خوشه بندی نوسانات از خوشه بندی اخبار و اطلاعات رسیده به بازار های مالی نشأت می گیرد. خوشه بندی نوسانات در سری بازده های دارایی نا متقارن است چون نوسانات

www.SID.ir

Archive of SID

بالا، بیشتر از نوسانات کم تمایل به تشکیل خوشه دارند. بابررسی مدت زمان ماندگاری خوشه بندی نوسانات در سریهای بازده نتایج نشان میدهد که خوشه ها در بیشتر نوسانات سری های بازده، تمایل به پایداری بالا دارند و حتی بعد از ۴۰روز از هم پراکنده نمی شوند. این یافته ها حافظه بلند مدت را در نوسانات بازده ها حمایت می کند.مطالعات مختلفی خوشه بندی نوسانات در بازارهای مالی را با استفاده از انواع مدلهای گارچ بررسی کرده است از جمله دانبرگ[۷] (۲۰۰۳)که اثر گارچ مهمی را در سطوح ماهانه شناسایی کردند که با شبیه سازی مونت کارلو هم اثبات شد. در طی سال ها رفتار قیمت ها برای متخصصین اقتصاد- مالی نقش مهمی ایفا می کند. در این حوزه بعضی از مطالعات اولیه از رفتار گام تصادفی قیمت ها حمایت کردند (Fama,1965: Samueslson,1965).

طی پژوهش مندلبروت[۱] (۱۹۶۳) رفتار کسری در بازار سرمایه مشاهده شد. چنین رفتاری توسط حافظه بلند مدت[۲]و الگو های غیر دوره ای چرخشی[۳] توصیف شد. در واقع، حافظه بلند مدت به عنوان یکی از نواقص بازار کارا مطرح گردید که بیان می کند سری های زمانی شاخص بازار سرمایه از فرآیند گشت تصادفی پیروی نمی کنند. از آنجا که حافظه بلند مدت موجب وابستگی بازده آینده دارایی با بازده های قبلی آن می شود، نشان دهنده وجود پارامتری قابل پیش بینی در دینامیک سری زمانی است. وجود این ویژگی دلیلی بر رد شکل ضعیف فرضیه کارایی بازار است. در این سطح از کارایی، قیمت های اوراق بهادار فقط اطلاعاتی را که در گذشته قیمت ها نهفته است منعکس می کنند و این اطلاعات بلافاصله در قیمت های جاری منعکس می شوند.

اخیراً، اقتصاددانان اهمیت قابل توجهی به مقوله مدل سازی توزیع های نا متقارن و دم پهن پسماندهای سری های زمانی اختصاص داده اند و این ویژگی ها را در بسیاری از مطالعات تجربی بررسی نموده اند. به عنوان نمونه از این شیوه در مدل سازی برای قیمت گذاری اختیارها (Fang and Lai,1997)، قیمت گذاری دارایی سرمایه ای (Harvey and Siddique,2000)و پاداش ریسک (Smith,2006) استفاده شده است و از آنجایی که عموم باقیمانده های سری زمانی مالی در بردارنده چولگی و کشیدگی اضافی هستند،کاربرد فرض توزیع گاوسی (یانرمال) برای در بر گرفتن این دم پهن و کشیدگی پسماند ها، مناسب نخواهد بود. برای همگرا و نزدیک شدن به ویژگی دم پهن و نامتقارن پسماندها، مطالعات تجربی متعددی، چارچوب مدل های خانواده GARCHرا به وسیله توزیع های متفاوت گسترش داده اند. برای مثال، توزیع t-studentبلرسو(۱۹۷۸)، کشیدگی اضافی بازده داده ها را در بر می گیرد. به علاوه ،توزیع چوله t-student لامبرت و لورنت (۲۰۰۱)، توانایی در برداشتن توزیع نامتقارن و دم پهن بازده داده ها را خواهد داشت. در این رابطه، محققانی مانند بور متی و همکاران (۲۰۰۷)و تانگ و همکاران (۲۰۰۶)برای سنجش، اندازه گیری و کنترل ریسک مالی با استفاده از مدل های خانواده GARCH از توزیع های غیر گاوسی استفاده نموده اند در این حوزه و از مطالعاتی که از توزیع های غیر نرمال درقالب مدل ARFIMA_FIGARCH به بررسی پرداختند، می توان به مطالعه کانگ و ویون (۲۰۰۷)و کاسمان و تورون (۲۰۰۷) اشاره کرد که نشان دادند مدل ARFIMA_FIGARCH با توزیع چوله t-student در مقابل توزیع نرمال، مدل سازی بهتری در مورد حافظه بلند مدت دوگانه ارائه می دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

اخبار منفی شوک بیشتری نسبت به اخبار مثبت ایجاد می کنند و در نتیجه نوسان بیشتری هم ایجاد می کنند که بدان اثر اهرمی گفته می شود. کریستی (۱۹۸۲)نخستین پژوهشگری بود که اثر اهرمی را آزمون کرد. با توجه به این که تغییرات قیمت سهام ، عامل اصلی تغییر نسبت اهرم است،کریستی برای آزمون اثر اهرمی، رابطه ی بازده سهام دوره ی پیش را با تغییرات نوسانات سهام دوره ی جاری به صورت معادله زیر مورد آزمون قرار داد:

$$\Delta \mathrm{Ln}\boldsymbol{\sigma}_t=\alpha_0+\alpha_1 R_{t-1}+e_t$$

در این معادله R_t بازده سهام و$\boldsymbol{\sigma}_t$ انحراف معیار بازده سهام در دوره زمانی t است. در صورت وجود اثراهرمی، اگر بازده سهام کاهش پیدا کند، میزان نوسانات سهام در دوره ی بعد افزایش پیدا می کند و بر عکس. بنابراین منفی بودن ضریب α_1 وجود اثر اهرمی را تایید خواهد کرد. کریستی مدل خود را با استفاده از داده های ۴۰۰ بنگاه آمریکایی در دوره زمانی ۱۹۶۲-۱۹۸۷ آزمود. نتایج به دست آمده، عموما با تئوری سازگار بودند. مقدار α_1 با استفاده از شاخص کلی بنگاه ها 0.23 بدست آمد.

پس از معرفی مدل خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی،ARCH بوسیله ی انگل (۱۹۸۲)و ارائه ی الگوی تعمیم یافته آن GARCH، بوسیله ی بلرسلو (۱۹۸۶)، امکان بررسی رابطه ی بازده دوره ی جاری با نوسانات انتظاری دوره ی جاری به جای بررسی تاثیر بازده دوره ی پیش، بر نوسانات دوره ی جاری (مدل کریستی)به وجود آمد. بدین ترتیب، در بررسی اثر اهرمی، چگونگی تاثیر گذاری بازده سهام بر نوسانات انتظاری سهام، مورد آزمون قرار گرفت. بسیاری از شواهد، گویای این نکته اند که اثر اهرمی در جهت کاهش قیمت ها موثرترند. به عبارت دیگر، کاهش قیمت ها بر تغییرات نوسانات تاثیر بیشتری خواهد داشت. این موضوع کاربرد الگوهای نامتقارن گارچ را برای آزمون اثر اهرمی گسترش داده است.گلوستن، جاگاناتان و رانکل (۱۹۹۳). نیز با استفاده از مدل آرچ آستانه ای، وجود اثر اهرمی را در بازار سهام نیویورک تایید کردند. در آزمون آرچ آستانه ای، الگوی آزمون با استفاده از متغیرهای مجازی، نوسانات غیر متقارن سهام را مورد توجه قرا می دهد. در زمینه ی ارتباط اثر اهرمی با غیر متقارن بودن نوسانات سهام، مطالعات بسیاری انجام شده است. اگر اثر اهرمی در تکانه های افز ایشی و کاهشی بازده، رفتار متفاوتی از خود ارائه دهد، می تواند یکی از دلایل اصلی نامتقارنی نوسانات در بازار سهام باشد. بکرت و هاروی (۱۹۹۷) با بررسی رابطه ی بازده و نوسانات سهام، با استفاده از داده های ماهانه برخی از بازارهای نوظهور، اثر اهرمی را درایجاد ناتقارنی نوسانات، نسبت به تکانه- های بازده، موثر تشخیص داده اند. این در حالی است که نتایج آ زمون های بکرت و وو (۲۰۰۰)نشان داد که در بازار سهام توکیو، غیر متقارن بودن نوسانات، ارتباط چندانی با اثر اهرمی ندارد. فیگلوسکی و وانگ (۲۰۰۰)نیز رفتار غیر متقارن اثر اهرمی را بررسی کردند. آن ها با استفاده از داده های ۱۹۷۷-۱۹۹۶ بازار سهام نیویورک مدل خود را آزمودندو اثر اهرمی را در غیر متقارن بودن رابطه ی بازده و نوسانات بسیار موثر دانستند. بو چائد، اندرو وپوتر(۲۰۰۱)به مطالعه ی میزان پایداری های اثر اهرمی در بازارهای امریکا، اروپا و ژاپن پرداختند. آن ها در این مطالعه، همبستگی نوسانات آینده ی سهام را با تغییر قیمت های گذشته سهام برآورد کردند. تقریبا در همه بازارها همبستگی منفی بین بازده سهام و نوسانات سهام تایید شده است. این همبستگی در بازار آمریکا شدیدتر

www.SID.ir

Archive of SID

از دیگر بازار ها بوده است. همچنین در این پژوهش نشان داده شده است که اثر اهرمی در بنگاه ها مقدار متوسطی دارد و چند ماه پایداری می کند. حال آن که این اثر در کل بازار شدیدتر است ولی به سرعت پایداری خود را از دست می دهد. تاباک و گوائرا(۲۰۰۲)وجود اثر اهرمی را با استفاده از شاخص کل سهام بازار برزیل و قیمت های ۲۵بنگاه در بازده زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۲ آزمون کرده اند. آن ها در این پژوهش از روش گارچ نمایی استفاده کردند. نتایج آزمون در نهایت وجود اثر اهرمی را در بازار سهام برزیل تایید می کرد. این پژوهشگران نشان دادندکه وقتی اندازه ی اثر اهرمی کوچک است، پایداری آن در طول زمان بیشتر است.ورچنکو (۲۰۰۲) در پژوهش خود مدل های مختلفی را برای بررسی اثر اهرمی آزمون کرد. او در این پژوهش نشان داد که الگوی گارچ نمایی، برای سنجش اثر اهرمی از دیگر روش ها مناسب تر است. ور چنکو رابطه ی بازده سهام و نوسانات سهام را با استفاده از داده های ۹ شاخص کل بازارهای مختلف و ۱۵ بنگاه مختلف مورد بررسی قرار دادیافته های او در زمینه ی ۴شاخص کل و ۷بنگاه، رابطه ی منفی میان بازده و نوسانات سهام را نشان داد.اما این رابطه تنها در نیمی از آن ها معنادار بوده است .بنابراین ،وجود اثر اهرمی در شمار کمی از بازارها تایید می شد .در دیگر موارد رابطه ی مثبت میان بازده سهام و نوسانات آن مشاهده شده است که، این رابطه تنها در یک مورد معنادار بوده است.

۲-۲- مروری بر پیشینه پژوهش

مهر آرا و عبدلی (۱۳۸۵)نقش اخبار خوب و بد رابا استفاده از مدل های مختلف خانواده ی آرچ و گارچ در نوسانات بازدهی سهام مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه، غیر متقارن بودن اثر اخبار را نشان داد.

موتمنی و ابو نوری (۱۳۸۶) به تحقیقی با عنوان بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران پرداخته اند. با استفاده از الگوی گارچ نمایی و سری زمانی روزانه شاخص کل بازار سهام تهران در طی دوره زمانی ۷۱-۸۵، اثر اهرمی را موردآزمون قرار دادند. نتایج آزمون وجود اثر اهرمی و نامتقارن بودن نوسانات سهام، نسبت به اخبار خوب و بد را در بورس تهران تایید نموده است. طبق اثر اهرمی بازده سهام بر نوسانات سهام اثر منفی دارد.

محمدی و دیگران (۱۳۸۸)نشان دادند که مدل های نوع گارچ توانایی زیادی در مدل سازی برخی از ویژگی های نوسانات بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران مانند اثرات اهرمی و حافظه بلند مدت را دارند. آنها با استفاده از مدل ام-گارچ (1,1) وجود رابطه مثبت بین ریسک و بازده در پرتفوی تمامی شرکت های موجود در بورس اوراق بهادار تهران و پرتفوی متشکل از ۵۰شرکت با نقدینگی بالا را نشان دادند.

رویا ال عمران در تحقیقی با عنوان "بررسی روند نوسانی بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی ۷۷-۸۷" به این نتیجه رسیده که بیشترین سطح نوسان و بی ثباتی در سال ۸۲ و بعد از آن سال ۸۶ بوده است .

آلفارانو و لاکس (۲۰۰۱)فهمیدند که وجود رفتار گله ای میان مشارکت -کنندگان بازار، توزیع بازده های بازار را تعدیل می کند و به ویژگی دنباله های پهن و خوشه بندی نوسانات در بازارهای مالی رسیدند. یوماموتو (۲۰۱۱)از مدل شبیه سازی عامل بنیان برای انجام شبیه سازی در بازار سهام مصنوعی استفاده کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

انگل و پتن، (۲۰۰۱) با استفاده از داده های روزانه طی ۲۳ سال مربوط به شاخص صنعتی داو جونز ،نوسانات در این شاخص را با استفاده از مدل (۱،۱)گارچ پیش بینی نمودند. آنها نشان دادند که این شاخص با اینکه پایداری بسیار زیادی از خود نشان می دهد، اما در نهایت برگشت به میانگین بوده و اثر یک شوک بعد از حدود ۱۰۰ روز از بین می رود.همچنین آنها نشان دادند که این شاخص دارای اثرات اهرمی است ،بنابراین باید از مدل های گارچ نا متقارن برای مدل سازی استفاده نمود.

سلیم (۲۰۰۷)به مدل سازی نوسانات و عدم تقارن بورس سهام کراچی پاکستان پرداخته است.از مدل گارچ برای بررسی زمان نوسانات مختلف و ماندگاری آن و از ای گارچ برای بررسی اثر اهرمی استفاده شد. نتایج نشان داد که بازده های مثبت نوسانات بیشتری نسبت به بازده منفی دارند و پسماند های گذشته روی نوسانات جاری تاثیر زیادی دارند.

گابیچ در مقاله ایی باعنوان اندازه گیری خوشه بندی نوسانات در بازار سهام (۲۰۰۷)روش گارچ را برای تشریح رفتار خوشه بندی در سری های زمانی پیچیده مطرح می کند و آنرا برای داده بازارهای مالی با فرکانس بالا به کار می برد. وی مطرح می کند که" اثر خوشه بندی نوسانات" با استفاده از مدل گارچ خوشه بندی نوسانات را به طور قابل توجهی کاهش می دهد. وی شاخص ۵۰۰s&p را از سال ۱۹۹۵تا ۲۰۰۴ به طور ۵دقیقه ایی و سهام ۲۸صنعت موردمعامله در نزدک با نقدینگی بالا از سال ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۲را در نظر گرفت.

آلبرگ و همکاران (۲۰۰۸) به تخمین نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل های گارچ غیر متقارن پرداختند و از مدل های گارچ ،ای گارچ ،جی جی آر استفاده کرد و به این نتیجه رسیدند که مدل ای گارچ با توزیع تی استیودنت چوله برای پیش بینی بورس اوراق بهادار اسرائیل از همه مدل ها بهتر بوده است.

پارک (۲۰۰۸)نشان داد که رفتار گله ای منجر به افزایش بالایی در نوسانات اما نه حجم معاملات می -شود. امینک (۲۰۱۰)به بررسی خوشه بندی نوسانات ،کشیدگی واثر اهرمی برای سریهای بازده بورس نیجریه پرداخت. با استفاده از گارچ (۱و۱)او فهمید که نوسانات بازده در بورس نیجریه وجود دارد .با استفاده از مدل (۱و۱)جی جی آر گارچ[۸] اثر اهرمی در بورس نیجریه شناسایی شد.

مطالعه ای که توسط فلور۹ (۲۰۰۸)انجام شد نوسانات در بازار سهام مصر با استفاده از داده های روزانه شاخص بورس مصر انجام شد. با استفاده از انواع مختلف مدلهای گارچ پی به وجود خوشه بندی نوسانات و اثر اهرمی برد بطوری که اخبار بد نوسانات را بیشتر افزایش می دهند.

تریپاتی و همکاران (۲۰۱۰)، در مقاله ای با عنوان "تحلیل دینامیکی بازار سها م هند" با استفاده از مدل های TARCH,EGARCH,ARCH,GARCH به مطالعه ی ارتباط بین اثر اهرمی و بازدهی سهام و حجم معاملات و نوسان برای ۳۰ سهم از بازار سهام بمبئی از دوره ی زمانی ژانویه ی سال ۲۰۰۵تا ژوئن سال ۲۰۰۹پرداخته اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اثرات ARCHدر پسماندهاوجود دارد و شوک ها و نوسانات در بازار دائمی هستند. همچنین اثرات اهرمی و نامتقارن در بازار سهام بمبئی وجوددارد و اخبار بد تاثیر بیشتری روی تغییرات حجم معاملات و نوسانات در بازاردارد و مدل های گارچ نا متقارن شرایط بازار را بهتر از مدل های گارچ متقارن برازش می کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

در تحقیقی با عنوان مدلسازی نوسانات غیرمتقارن در بورس اوراق بهادار هند توسط حجت الله گودرزی در سال۲۰۱۱ به تاثیر اخبار خوب و بد روی نوسان در بازار سهام هند با استفاده از مدلهای غیر متقارن ARCH در طی سالهای ۲۰۰۹ تا ۲۰۰۸ بحران مالی جهان پرداخته است و به مطالعه نوسانات غیر متقارن طی دوره ۱۰ساله پرداخته است و از مدلهای EGARCH و TGARCH استفاده کرده و به این نتیجه رسیده که "اثر اهرمی" در بورس سهام هند وجود دارد یعنی اخبار منفی اثر بیشتری روی نوسانات بازدهی ها نسبت به اخبار مثبت با همان میزان داشته است.

مصطفایی و سخابخش[۳۷](۲۰۱۱) با استفاده از روش DFAحافظه بلند مدت را آزمون کرد و با اثبات حافظه بلند و استفاده از این مقدار آزمون در مدل ARFIMA، به پیش بینی قیمت نفت اوپک پرداختند.

جاگا جیوان[۱۰] (۲۰۰۱۲)پایداری نوسانات و عدم تقارن در نوسانات بازدهی در بازده های ماهانه و روزانه در شاخص بورس کلومبو بررسی کرد او خوشه بندی نوسانات را در بازده های روزانه و نه ماهیانه مشاهده کرد همچنین وی اثر اهرمی در بازده های روزانه را شناسایی کرد جایی که شوک منفی نوسان بیشتری رادر مقایسه با شوک مثبت دارد.

مالیبا و همکاران (۲۰۱۴) به پیش بینی نوسانات شاخص بورس بمبئی پرداخته اند. در این تحقیق از سه مدل گارچ (۱،۱)، ای گارچ (۱،۱)، جی جی آر طی دوره زمانی ۲۰۱۰تا ۲۰۱۴ استفاده کردند. نتیجه یافته ها نشان می دهد که خوشه بندی نوسانات ، رفتار برگشت به میانگین و پایداری نوسانات و اثر اهرمی وجود دارد.

گوکیلاک و همکاران به تخمین و پیش بینی نوسانات بازارهای مالی با استفاده از مدل های گارچ غیر متقارن در ترکیه پرداختند. و از مدل های ای گارچ و تی گارچ برای مدل سازی نوسانات بازار سهام ترکیه در طی سالهای ۲۰۰۲تا۲۰۱۴ استفاده کردند. نتایج پژوهش نشان داد سریهای بازده شامل کشیدگی، عدم تقارن، خوشه بندی نوسانات و حافظه بلند مدت می باشد. به عبارت دیگر ضریب بتا گارچ[۱۱] تخمین زده شد بیشتر از ۷./و نشانه ماندگاری تاثیر اخبار قدیمی روی نوسانات می باشد. از طرف دیگر مجموع آلفا و بتا کمتر از یک می -باشد که نشانه حافظه بلند مدت است.ارزش گاما مثبت و معنی دار است. که به معنای وجود اثر اهرمی است یعنی اخبار بد نوسانات را بیشتر می کنند. استفاده از مدلهای گارچ نا متقارن بهتر می توانند نوسانات دارایی های مالی را پیش بینی کنند.

در پژوهشی با عنوان خوشه بندی نوسانات در بورس جانسبرگ که توسط تواری(۲۰۱۳) انجام شده از مدل گارچ برای بررسی خوشه بندی نوسانات استفاده کرده و به این نتیجه رسیده که شوک های منفی نوسانات بیشتری نسبت به شوک های مثبت با همان اندازه روی قیمت های سهام ایجاد کرده است. بعبارتی به اثر عدم تقارن شوک های منفی و مثبت در بوس پی برده است. وی به خوشه بندی نوسانات و عدم تقارن آن در بورس با استفاده از مدل گارچ پی برده است.

در مقاله ای با عنوان "آیا خوشه بندی نوسانات بازده های دارایی غیر متقارن است؟" توسط نیگ(۲۰۱۵) انجام شده و از رویکرد کوپلا استفاده نموده است. با استفاده از نوسانات کرنل روزانه از داده های سهام و بازارهایی با فرکانس بالا استفاده نموده و بدین نتیجه رسیده است که خوشه بندی نوسانات غیر خطی بوده و به

www.SID.ir

Archive of SID

طور قوی در خوشه های با نوسان بالا نسبت به خوشه های با نوسان کم غیر متقارن است.از طرف دیگر خوشه بندی نوسانات در بازار سهام نسبت به بازار ارز بیشتر بوده است. از طرف دیگر خوشه های نوسانات برای بیشتر از یک ماه ثابت بوده و در طی دوره های زمانی مختلف غیر متقارن می باشند.

۳- روش شناسی پژوهش

این پژوهش جزو تحقیقات کاربردی،کمی،تجربی است .جامعه آماری سری زمانی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نمونه مورد استفاده سری زمانی بازده شاخص کل در بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۸۷ تا مرداد سال ۱۳۹۶ می باشد . برای تدوین مبانی نظری پژوهش از روش کتابخانه ای استفاده شده است. مقادیر شاخص از نرم افزار ره آورد نوین استخراج و سپس بازده لگاریتمی طبق فرمول زیر محاسبه شده است و با نرم افزارهای ایویوز و متلب تحلیل شده اند.

$$rt = ln(\frac{Pt}{Pt-1})$$

فرضیات

۱) تغییرات بزرگ تمایل به پیروی از تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک تمایل به پیروی از تغییرات کوچک در بورس اوراق بهادار تهران دارند.
۲) نوسانات بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار نامتقارن است.
۳) اخبار منفی اثر بیشتری روی نوسانات بازدهی ها نسبت به اخبار مثبت با همان اندازه در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

۴- یافته های پژوهش

یافته ها در دوبخش آمار توصیفی و استنباطی آمده اند.در جدول زیر مشخصات آمار توصیفی برای شاخص کل بورس و بازدهی آن به همراه آماره جارک- برا جهت تعیین نرمال بودن توزیع داده ها ارائه شده است همانطور که مشخص است و با توجه به سطح معنی داری بدست امده برای این اماره که کوچکتر از ۰,۰۵ است فرض اولیه نرمال بودن توزیع داده ها رد شده لذا توزیع متغیر شاخص کل و بازدهی آن نرمال نیست اما تا زمانی که نرمال نبودن ناشی از کشیدگی باشد نه چولگی ، نتایج براورد گر حداقل مربعات مورد پذیرش است.

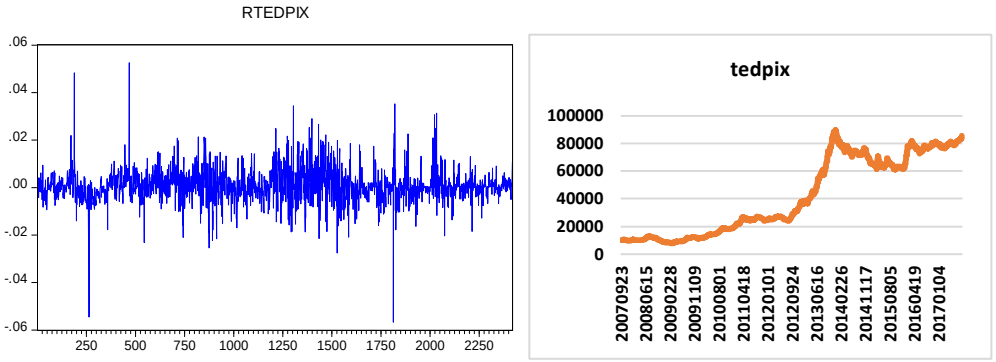
جدول۱:مشخصات آمار توصیفی شاخص بورس (TEDPIX) و بازدهی آن (RTEDPIX)

آمار توصیفی	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارک -برا	احتمال
TEDPIX	42066.29	28557.90	89500.60	7955.400	28025.70	0.207351	1.335232	295.4470	0.000000
RTEDPIX	0.000878	0.000319	0.052608	-0.056703	0.006905	0.273091	10.59614	5821.709	0.000000

www.SID.ir

Archive of SID

در ذیل ابتدا نمودارهای شاخص کل بورس تهران و بازدهی آن از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا مرداد ۱۳۹۶ارائه می شود.



نمودار۱: نمودارهای شاخص کل بورس و بازدهی آن

قبل از مدلسازی یک سری زمانی باید از مانا بودن آن اطمینان حاصل کرد. در سریهای زمانی مالی معمولا نامانایی ناشی از آنست که سطح ثابتی برای بازده ها وجود ندارد .در ادبیات سریهای زمانی ، بدان سری زمانی نامانایی دارای ریشه واحد گفته میشود(تسای، ۲۰۰۵).در این آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل عدم وجود ریشه واحد در سری زمانی است.بنابراین چنانچه آماره آزمون فاصله معناداری از صفر داشته باشد،فرضیه صفر رد میشود و در غیر اینصورت فرضیه صفر رانمیتوان رد کرد.همانطور که در جدول ۲ مشخص می باشد برای شاخص کل ، سری زمانی نامانا ولی برای بازدهی شاخص کل مانا می باشد. پس می بایست معادله میانگین ARMA را روی سری بازدهی شاخص کل اجرا نمود.

جدول ۲ نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته روی شاخص کل و بازدهی آن

RTEDPIX	TEDPIX	
0.0000	0.6796	سطح معنی داری

آزمون فرضیات

فرضیه اول- تغییرات بزرگ تمایل به پیروی از تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک تمایل به پیروی از تغییرات کوچک در بورس اوراق بهادار تهران دارند.

بمنظور آزمون این فرضیه که همان تست خوشه بندی نوسانات است از آزمون ARCH –Effect روی بازدهی شاخص کل استفاده می کنیم اما قبل از آن معادله میانگین آرما به روش باکس- جنکینز روی سری بازدهی

www.SID.ir

Archive of SID

شاخص کل اجرا می کنیم.باکس و جنکینز (۱۹۷۶) اولین کسانی بودند که روشی را برای تخمین مدل‌هایARMA ارائه نمودند.روش آنها یک روش عملی است که دارای سه مرحله تشخیص،تخمین و بازبینی است. این روش عمدتاً از رفتار ضرایب خودهمبستگی و ضرایب خودهمبستگی جزئی استفاده می‌کند. برای این منظور می بایست به نمودار همبسته‌نگار سری مربوطه رفته و عناصر خود رگرسیونی (AR)، میانگین متحرک (MA) و مرتبه آنها را تشخیص داده و به معادله میانگین افزود. در زیر نمودار همبسته نگار ، سری بازده ارائه می شود:

Date: 09/04/17 Time: 02:12
Sample: 1 1319
Included observations: 1318

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.331	0.331	144.54	0.000
		2	0.118	0.010	163.08	0.000
		3	0.168	0.142	200.55	0.000
		4	0.130	0.037	222.88	0.000
		5	0.150	0.100	252.79	0.000
		6	0.089	-0.010	263.22	0.000
		7	0.038	-0.012	265.16	0.000
		8	0.027	-0.017	266.14	0.000
		9	0.024	-0.002	266.93	0.000
		10	0.082	0.068	275.92	0.000
		11	0.072	0.024	282.87	0.000
		12	0.083	0.060	292.14	0.000
		13	0.089	0.035	302.80	0.000
		14	0.083	0.032	311.95	0.000
		15	0.064	-0.005	317.37	0.000
		16	0.056	0.005	321.56	0.000
		17	0.037	-0.016	323.43	0.000
		18	0.067	0.041	329.47	0.000
		19	0.046	-0.004	332.35	0.000
		20	0.015	-0.011	332.67	0.000
		21	0.037	0.021	334.50	0.000
		22	0.035	0.003	336.11	0.000
		23	0.048	0.023	339.18	0.000
		24	0.069	0.032	345.56	0.000
		25	0.049	0.006	348.75	0.000
		26	0.010	-0.033	348.89	0.000
		27	0.051	0.039	352.37	0.000
		28	0.030	-0.026	353.57	0.000
		29	0.022	0.004	354.21	0.000
		30	0.053	0.032	358.01	0.000
		31	0.033	0.001	359.46	0.000
		32	0.020	-0.002	360.00	0.000
		33	0.031	0.011	361.29	0.000
		34	-0.025	-0.063	362.14	0.000
		35	-0.038	-0.039	364.07	0.000
		36	0.025	0.039	364.94	0.000

نمودار۲:همبسته نگار

در گام نخست و با توجه به اینکه توابع خود همبستگی (Autocorrelation) و همبستگی جزئی (Partial correlation) در وقفه یک بیرون زدگی دارند ابتدا یک مدل ARMA(1,1) را اجرا کرده که نتایج آن به ترتیب زیر است:

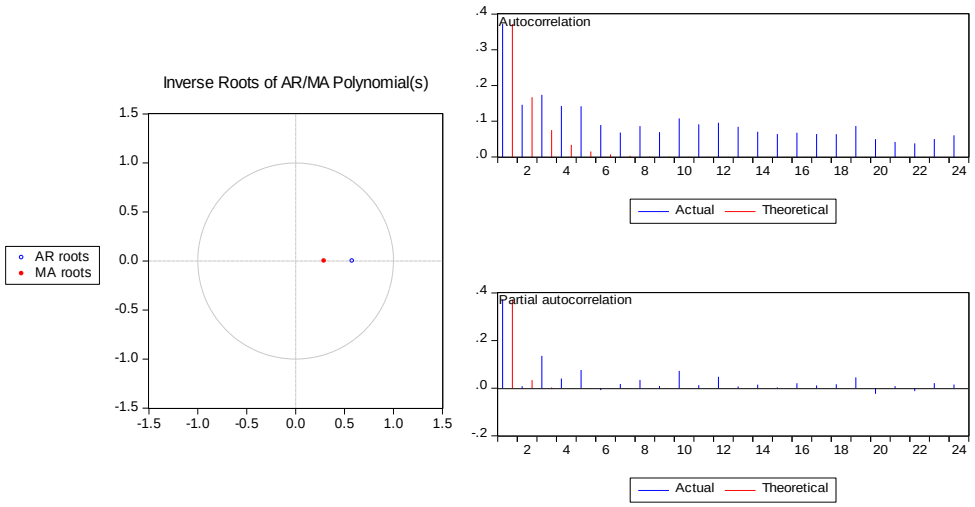
جدول ۳: مدل آرما(۱و۱)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000881	0.000216	4.085180	0.0000
AR(1)	0.449166	0.048644	9.233826	0.0000
MA(1)	-0.089526	0.054216	-1.651294	0.0988

www.SID.ir

Archive of SID

سپس ریشه های بخش همگن از معادله تفاضلی آرما را دیده و نمودار همبسته نگار آرما را جهت تعین میزان همپوشانی مقادیر براورد شده با واقعی را بررسی می کنیم.



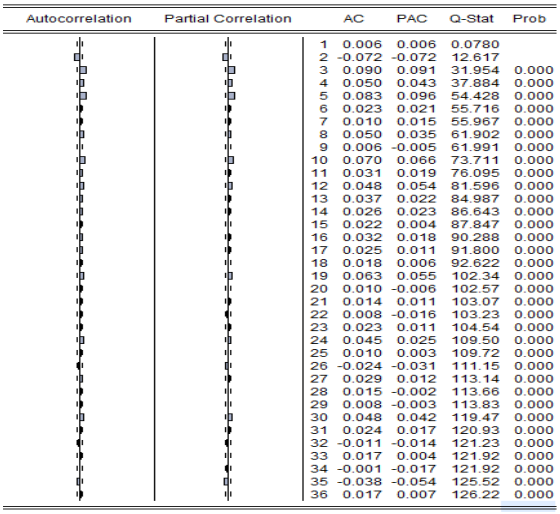
نمودار۳ریشه های بخش همگن در آرما و مقایسه مقادیر واقعی و تیوریکی

سپس به نمودار همبسته نگار سری اجزا باقیمانده در مدل بالا رفته تا به آسیب شناسی این مدل بپردازیم و بر اساس ارزش احتمال مربوط به آماره Q-STAT در مورد وجود یا عدم وجود عناصر سیستماتیک AR و MA در سری باقیمانده های این مدل تصمیم گیری نماییم این نمودار به ترتیب زیر است. همانطور که مشاهده می شود سطح معنی داری مربوط به آماره Q-Stat کوچکتر از ۰،۰۵ بوده لذا فرضیه اولیه عدم وجود عناصر سیستماتیک در اجزاء باقیمانده‌های مدل بالا رد شده که به معنی وجود عناصر AR و MA متعدد دیده نشده است و باز بیان این مطلب که مدل مبتنی بر AR(1) و MA(1) که در بالا به اجرا گذاشته شده مدل نهایی نیست لذا با توجه به وقفه های بیرون زده در توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی اقدام به اضافه نمودن عناصر AR و MA می کنیم و در پایان بعد از اینکه بیشتر سطح معنی داری ها در آماره Q-STAT بزرگتر از ۰،۰۵ شد، به سراغ حذف عناصر غیر معنی دار رفته تا جایی که به کمترین آماره آکائیک برسیم که در این حالت به مدل نهایی رسیده ایم که بر این اساس مدل زیر به عنوان معادله میانگین تعیین می شود:

www.SID.ir

Archive of SID

Date: 09/23/17 Time: 11:34
Sample: 11 2419
Included observations: 2409
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.006	0.006	0.0780	
		2	-0.072	-0.072	12.617	
		3	0.090	0.091	31.954	0.000
		4	0.050	0.043	37.884	0.000
		5	0.083	0.096	54.428	0.000
		6	0.023	0.021	55.716	0.000
		7	0.010	0.015	55.967	0.000
		8	0.050	0.035	61.902	0.000
		9	0.006	-0.005	61.991	0.000
		10	0.070	0.066	73.711	0.000
		11	0.031	0.019	76.095	0.000
		12	0.048	0.054	81.596	0.000
		13	0.037	0.022	84.987	0.000
		14	0.026	0.023	86.643	0.000
		15	0.022	0.004	87.847	0.000
		16	0.032	0.018	90.288	0.000
		17	0.025	0.011	91.800	0.000
		18	0.018	0.006	92.622	0.000
		19	0.063	0.055	102.34	0.000
		20	0.010	-0.006	102.57	0.000
		21	0.014	0.011	103.07	0.000
		22	0.008	-0.016	103.23	0.000
		23	0.023	0.011	104.54	0.000
		24	0.045	0.025	109.50	0.000
		25	0.010	0.003	109.72	0.000
		26	-0.024	-0.031	111.15	0.000
		27	0.029	0.012	113.14	0.000
		28	0.015	-0.002	113.66	0.000
		29	0.008	-0.003	113.83	0.000
		30	0.048	0.042	119.47	0.000
		31	0.024	0.017	120.93	0.000
		32	-0.011	-0.014	121.23	0.000
		33	0.017	0.004	121.92	0.000
		34	-0.001	-0.017	121.92	0.000
		35	-0.038	-0.054	125.52	0.000
		36	0.017	0.007	126.22	0.000

نمودار۴: همبسته نگار

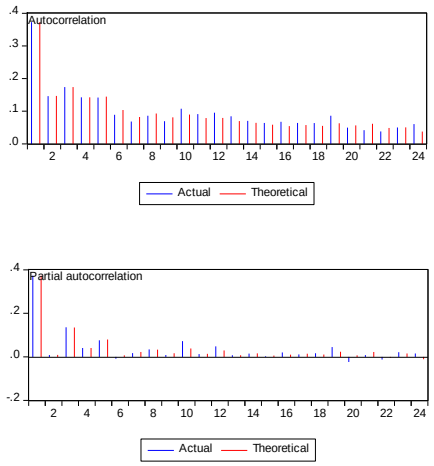
جدول۴: نتایج مدل آرما

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000887	0.000407	2.178213	0.0295
AR(1)	1.441654	0.563887	2.556636	0.0106
AR(2)	-0.120415	0.441485	-0.272750	0.7851
AR(3)	-1.193093	0.359594	-3.317892	0.0009
AR(4)	0.819043	0.551666	1.484671	0.1378
AR(5)	0.487848	0.208444	2.340426	0.0193
AR(6)	-0.604494	0.426728	-1.416577	0.1567
AR(7)	0.134633	0.120928	1.113329	0.2657
AR(8)	0.013823	0.047659	0.290046	0.7718
AR(9)	-0.054960	0.044355	-1.239112	0.2154
AR(10)	0.038595	0.025251	1.528431	0.1265
MA(1)	-1.085732	0.564697	-1.922680	0.0546
MA(2)	-0.322927	0.265138	-1.217960	0.2234
MA(3)	1.263314	0.420925	3.001283	0.0027
MA(4)	-0.477929	0.491623	-0.972147	0.3311
MA(5)	-0.711595	0.212178	-3.353757	0.0008
MA(6)	0.444824	0.414361	1.073518	0.2831
SIGMASQ	3.94E-05	5.14E-07	76.80862	0.0000

نمودار همبسته نگار آرما و جز باقیمانده مدل بالا به تر تیب زیر است:

www.SID.ir

Archive of SID



Date: 09/23/17 Time: 11:28
Sample: 11 2419
Included observations: 2409
Q-statistic probabilities adjusted for 16 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.001	0.001	0.0010	
		2	0.001	0.001	0.0042	
		3	0.001	0.001	0.0049	
		4	0.003	0.003	0.0239	
		5	-0.002	-0.002	0.0341	
		6	-0.011	-0.011	0.3456	
		7	-0.016	-0.016	0.9390	
		8	0.001	0.001	0.9436	
		9	-0.021	-0.021	2.0105	
		10	0.026	0.026	3.6802	
		11	0.003	0.003	3.7027	
		12	0.014	0.014	4.1640	
		13	0.009	0.009	4.3793	
		14	-0.002	-0.002	4.3884	
		15	-0.001	-0.001	4.3893	
		16	0.009	0.009	4.5820	
		17	0.005	0.006	4.6519	0.031
		18	0.000	0.000	4.6520	0.098
		19	0.030	0.032	6.8920	0.075
		20	-0.011	-0.012	7.2035	0.126
		21	-0.018	-0.018	7.9880	0.157
		22	-0.007	-0.007	8.1015	0.231
		23	-0.006	-0.007	8.1930	0.316
		24	0.034	0.034	10.983	0.203
		25	-0.014	-0.014	11.495	0.243
		26	-0.028	-0.027	13.356	0.204
		27	0.001	-0.001	13.357	0.271
		28	0.002	0.003	13.371	0.343
		29	-0.011	-0.014	13.670	0.397
		30	0.033	0.033	16.297	0.296
		31	0.008	0.009	16.461	0.352
		32	-0.026	-0.027	18.051	0.321
		33	-0.001	0.000	18.056	0.385
		34	-0.022	-0.024	19.240	0.377
		35	-0.043	-0.044	23.779	0.205
		36	-0.001	0.000	23.784	0.252

نمودار۵: همبسته نگار

همانطور که مشاهده می شود سطح معنی داری برای آماره های Q-STAT اکثرا بزرگتر از ۰،۰۵ بوده که این بیانگر عدم و جود عنصر سیستماتیک دیده نشده در اجزا باقیمانده مدل است لذا مدل بالا مدل نهایی خواهد بود در ادامه جهت تعیین اثرات ناهمسانی واریانس از نوع ارچ تست مربوطه انجام می شود که نتایج آن به ترتیب زیر است:

جدول۵: نتایج آرچ تست

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	130.0190	Prob. F(1,2406)	0.0000
Obs*R-squared	123.4556	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

بر اساس نتایج آزمون بالا و با توجه به سطح معنی داری بدست آمده برای این ازمون فرضیه اولیه عدم وجود واریانس ناهمسانی ناشی از خود همبستگی رد شده و لذا مشکل مربوطه و جو د دارد که در اینجا به معنی امکان اجرای مدل ارچ و گارچ است و دراین قسمت وجود خوشه بندی تایید می گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

مدل GARCH

جدول۶: نتایج مدل گارچ

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.92E-06	2.34E-07	8.212114	0.0000
RESID(-1)^2	0.249862	0.018654	13.39437	0.0000
GARCH(-1)	0.739899	0.017438	42.42984	0.0000

در جدول بالا روی معادله آرما مدل گارچ اجرا شده است با توجه به سطح معنی داری بدست آمده برای عناصر معادله گارچ (که همگی کوچکتر از ۰,۰۵ هستند) مشخص می شود که همه این عناصر در معادله واریانس معنی دار هستند. در ادامه سایر مدلهای این خانواده از جمله MGARCH، ETGARCH، T GARCH ، EGARCH اجرا شد که برخی متقارن,مانند MGARCH ,برخی نامتقارن(EGARCH TGARCH, ETGARCH)هستند. گارچ متقارن تعمیم‌یافته مدل ARCH انگل می‌باشد، توسط بولرسلو در سال ۱۹۸۶ معرفی‌شده است. به مدل GARCH نرمال متقارن، نسخه ساده GARCH گفته می‌شود. نمایش ریاضی این مدل به‌صورت زیر می‌باشد:

$$r_t = \mu_t + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha a_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

$$a_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

چون در این مدل شوک‌های مثبت و منفی بازار اهمیت یکسانی دارند، به این مدل GARCH متقارن گفته می‌شود.همچنین به این دلیل که در این مدل فرض می‌شود که شوک‌های بازار دارای توزیع نرمال هستند، به این مدل GARCH نرمال گفته می‌شود. در مدل‌های GARCH نامتقارن به شوک‌های منفی و مثبت بازار (a_t) اهمیت متفاوتی داده می‌شود. در بازار سهام و کالاها مشاهده‌شده است که نوسانات بازار بعد از یک شوک منفی بزرگ شدیدتر می‌شوند، که به این پدیده اثر اهرم گفته می‌شود. (الکساندر،۲۰۰۸)

با توجه به آماره آکائیک بهترین مدل خانواده گارچ ، مدل گارچ آستانه ای – نماییETGHARCH (مدل گارچ آستانه ای نمایی هم نامتقارن و اثر تریشولد در گارچ نمایی را بررسی می کند تریشولد یعنی بررسی تاثیر نامتقارن اخبار خوب و بد) است چراکه دارای کمترین آکائیک است لذا این مدل به عنوان مدل نهای جهت استخراج نوسانات در نظر گرفته می شود.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷:مقایسه مدلها بر اساس معیار آکاییک

مدل	آکائیک
M GARCH	-7.5660
E TGHARCH	-7.5733
T GHARCH	-7.5580
E GARCH	-7.5641
GARCH	-7.5519

فرضیه ۲- نوسانات بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار نامتقارن است.

بمنظور آزمون این فرضیه ازمدل T GHARCH استفاده شد. با توجه به معنی داری عنصر آستانه (تریشلد) مشخص میگردد که نوسانات بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار نامتقارن است.

جدول۸: نتایج مدل تی گارچ

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.71E-06	2.12E-07	8.042750	0.0000
RESID(-1)^2	0.313200	0.024392	12.84044	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.133859	0.025937	-5.160957	0.0000
GARCH(-1)	0.748989	0.015884	47.15256	0.0000

فرضیه۳- اخبار منفی اثر بیشتری روی نوسانات بازدهی ها نسبت به اخبار مثبت با همان اندازه در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

با توجه به منفی بودن عنصر آستانه (تریشلد) در مدل T GHARCH در فرضیه دوم پی به وجود اثر اهرمی میبریم و منفی بودن ضریب بیانگر نمایی شدن مدل می باشد که با مدل E TGHARCH آنرا نمایی کردیم.

۵- نتیجه گیری

بر اساس فرضیه اول بوسیله اثر آرچ به این نتیجه رسیدیم که خوشه بندی نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد و می تواند به طور مستقیم روی قیمت اختیارهای معامله و ریسک سهام و پورتفوی اثر بگذارد یا بعبارتی در بحث مدیریت ریسک باید بدان توجه نمود.نتایج پژوهش با تحقیقات رویا ال عمران، انگل و پتن، مالیبا و همکاران (۲۰۱۴)، گوکیلاک و همکاران، جاگا جیوان همسو می باشد.

بر طبق آزمون فرضیه ۲ که با مدل تی گارچ تست شد به این نتیجه رسیدیم که خوشه بندی نوسانات در بورس تهران نامتقارن است که با تحقیقات فلور، تریپاتی و همکاران، کانگ و ویون (۲۰۰۷)و کاسمان و تورون (۲۰۰۷) همراستا می باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه حاصل از فرضیه سوم نشان داد که در بورس اوراق بهادار تهران، شوکهای منفی تاثیر بیشتری روی نوسانات دارند تا شوکهای مثبت یا بعبارتی اثر اهرمی وجود دارد. این نتیجه با پژوهشهای مهر آرا و عبدلی، موتمنی و ابو نوری ، گودرزی ، فلور، تریپاتی و همکاران همسو می باشد.

بر مبنای نتایج حاصل از پژوهش حاضر میتوان اظهار کرد:

اندازه گیری و پیش بینی صحیح ریسک بازار مالی اهمیت زیادی برای عوامل بازار و سیاست گذاران اقتصادی و مالی داشته است. به عنوان مثال مدیر بنگاه باید احتمال کاهش ارزش سبد دارایی اش را در آینده بداند. معامله- گراختیار می خواهد ریسک مورد انتظار در مورد قرار داد اختیار را بداند. برای پوشش ریسک این قرار داد ،همچنین وی می خواهد بداند میزان نوسانات پیش بینی چقدر است. یک مدیر سبد دارایی ممکن است بخواهد یک سهم را قبل از اینکه خیلی متلاطم شود بفروشد. یک بازار ساز وقتی معتقد است در آینده با نوسانات بیشتری روبرو ست اختلاف بین نرخ خرید و فروش را بیشتر قرار می دهد. سیاست گذاران نیز می خواهند با استفاده از سیاست های مختلف مانند محدود نمودن دامنه نوسان شاخص قیمت در یک روز، نوسانات بازار را کنترل نمایند. همه این مواردمنوط به اندازه گیری، مدل سازی ،و پیش بینی صحیح ریسک این بازار ها می باشد. مهمترین معیار اندازه گیری ریسک بازارهای مالی نوسانات شاخص بازده این بازار ها است.

بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران به عنوان مهم ترین بازار مالی کشور از یک سو به دلیل رشد فزاینده و جذب سرمایه های فراوان در سال های اخیر (ارزش معاملات این بازار در بین بورس های جهان در سال های اخیر ،بیشترین رشد را داشته است) و از سوی دیگر به عنوان یکی از ابزارهای اصلی خصوصی سازی شرکت های دولتی نقش مهمی در اقتصاد کشور ایفا می کند.با این وجود ،این بازار در طی سال های گذشته با نوسانات زیاد وشدیدی روبرو بوده است(به عنوان مثال کاهش شدید شاخص قیمت این بازار در سال ۱۳۸۴ و رشد حباب گونه در اواخر سال ۱۳۸۹)که این موضوع می تواند به عنوان نمادی از ریسک و نوسانات این بازار، فعالیت در این بازار را برای سرمایه گذاران و معامله گران پر هزینه نماید. در نتیجه اندازه گیری، مدل سازی و پیش بینی صحیح ریسک این بازار نوپا(در مقایسه با بازارهای سهام کشور های توسعه یافته)می تواند راهنمای مهمی برای سرمایه گذاران و سیاست گذاران باشدتا آنها بتوانند با استفاده از یک مدل مناسب، میزان نوسانات این بازار راپیش بینی نموده و به ترتیب تصمیم بهینه برای خرید و فروش سهام یا سیاست مناسب را اتخاذ نمایند.

با توجه به رشد روز افزون بازارهای مالی، وجود هر گونه تغییراتی در این بازار ها می تواند آثار شگرفی بر کل اقتصاد جهانی بگذارد. به طور کلی این تغییرات می تواند از حوادث اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و نیز سیاسی نشات بپذیرد، که این امر سبب سر در گمی شدید سرمایه گذاران و ایجاد نا امنی در موردعملکرد بازارهای مالی شده و در نتیجه اعتماد عمومی سرمایه گذاران به این بازارها کاهش یافته و اثرات منفی زیادی بر اقتصاد جهانی خواهد گذاشت. این مطلب شاهد آشکاری بر رابطه قوی بین نا اطمینانی بازارهای مالی و اعتماد عمومی سر مایه گذاران می باشد. به این دلیل سیاست گذاران مالی کشورها اغلب به برآورد و پیش بینی دقیق تغییرات قیمت های بازار های مالی به عنوان معیاری جهت اتخاذ سیاست مناسب برای کاهش آسیب پذیری اقتصاد ملی و جهانی نیاز دارند. بنابر این پیش بینی تغییرات قیمت دارایی مالی یکی از مهمترین وظایف در

www.SID.ir

Archive of SID

بازارهای مالی بوده که توجه محققان و سیاست گذاران را در طی دو دهه اخیر به خود جلب کرده است.تا آنها بتوانند از این پیش بینی ها در ارزیابی و قیمت گذاری دارایی ها تخصیص بهینه منابع مالی و ارزیابی عملکرد مدیریت ریسک استفاده نمایند.

فهرست منابع

* آل عمران، سید علی. آل عمران، رویا. ۱۳۹۱. بررسی روند نوسانی بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. شماره چهاردهم.
* ابونوری، اسمعیل. موتمنی، مانی. ۱۳۸۶. بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران. مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز. دوره ۲۶، شماره اول.
* افشاری، حسین. ۱۳۸۲. بررسی ساختاری قابلیت پیش بینی قیمت سهام در بورس اورق بهادار تهران. فصلنامه بررسیهای حسایداری و حسابرسی.
* تک روستا، علی. مروت، حبیب. تک روستا، حسین. ۱۳۹۰. مدل سازی نوسانات (تلاطم) بازدهی روزانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه اقتصاد پولی مالی (دانش و توسعه سابق). سال هجدهم.
* مهرآرا، محسن. عبدلی، قهرمان. ۱۳۸۵. نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران. ۲۶۰، ۵۴-۴۱.
* نیکومرام، هاشم. سعیدی، علی. عنبرستانی، مرجان. ۱۳۹۰. بررسی حافظه بلند مدت در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری. سال سوم. شماره
* Alberg, D., Shailit, H. Yousef, R. (2008). Estimating Stock Market Volatility Using Asy Garch Models. Financial Economics. 18.
* M.Balu, B,. G.Griffith, T. (2016). Price Clustering And The Stability Of Stock Prices. Jiornal Of Business Research. 69.
* Cont, R. (2005). Volatility Clustering In Financial Markets: Empirid Facts And Agent-Base Models.
* Girandina, I, Bouchaud, J.Ph. (2003). Volatility Clustering In Agenet Based Market Models.Elsevier. 6-16.
* He, X.Zh., Li, K. Wang, Ch. (2016). Volatility Clustering: Theoritical Approach. Journal Of Economic Behevioe & Organization. 374-297.
* Ilker, G., Pekaya, M. (2014). Estimating And Forecasting Volatility Of Financial Markets Using Asymmetrics Garch Models: An Application On Turkish Financial Markets. International Journal Of Economics And Finance.6.4.
* Joshi,P.(2014). Forecasting Volatility Of Bombay Stock Exchange. International Journal Of Current Research And Academic Review.2.7.
* Ning, C., Xu, D., S.Wirjanto, T. (2015). Is Volatility Clustering Of Asset Returns Asymment. Journal Of Banking & Finance. 62-76.
* Nlyitegeka, O., Tewari, D.D. (2013). Volatility Clustering At The Johasnburg Stock Exchange: Investigation And Analysis. Journal Of Social Sciences.4.14.
* Saleem, K. (2007). Modeling Time Varying Volatility Of Karachi Stock Exchange (KSE).
* Tripathy, T., A.Gil-Alana, L. (2015) Modeling Time-Varying Volatility In The Indian Stock Returns: Some Empricial Evidence. Review Of Development Finance.91-97.

www.SID.ir

Archive of SID

* Alfarano, S. and Lux, T. (2001), "A minimal noise trader model with realistic time series properties". Economics Working Papers, Christian-Albrechts-University of Kiel, Department of Economics.
* Arguile, W. P. (2012), Performanceodf efensivesharesontheJSEduring financiaclrisise: vidence from analysis or feturnsand volatility (Doctoral dissertation, Rhodes University).
* Black, F. (1976), "Capital market equilibrium with restricted borrowing" ThJeournaoBlfusiness. 5(3): 444-455.
* Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". JournaoElfconometrics . 31, 307-327. Brooks, C. (2002I)n, troductorEyconometricfsoFrinance. Cambridge: Cambridge University Press.
* Diebold, F. (2012), 100+ Years of Financial Risk Measurement and Management. University of Pennsylvania and NBER. Available from: http://www.ssc.upenn.edu/~fdiebold/papers/paper108/DieboldElgar.pdf [Accessed 12/12/2012]
* Chinzara, Z.(2008), An empirical analysis of the long-run comovement, dynamic returns linkages and volatility transmission between the world major and the South African stock markets.Unpublished Masters thesis. Grahamstown: Rhodes University.
* Chinzara, Z., and Aziakpono, M. J. (2009), "Dynamic returns linkages and volatility transmission between South African and world major stock markets". JournaoSlftudieiEsnconomicasn Edconometrics , 33(3), 69-94.
* Christie, A. A. (1982),"The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects". Journaoflifnancial Economics, 10(4), 407-432.
* Emenike, Kalu O. (2010), Modelling stock returns volatility in Nigeria using GARCHModels. Published in: Proceeding of International
* Conference on Management and Enterprise Development, Ebitimi Banigo Auditorium, University of Port Harcourt - Nigeria , Vol. 1, No. 4 (10. February 2010): pp. 5-11.
* Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional Heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation". Econometrica. 50, 987-1007.
* Fama, E. F. (1965), "The behavior of stock-market prices". ThjeournaoBlfusiness, 38(1), 34-105.
* Floros, C. (2008), "Modeling volatility using GARCH models: Evidence from Egypt and Israel. MiddlEeasterFninancaenEd conomics ,2: 31-41
* Hourvouliades, N. L., (2007), "Volatility Clustering in the Greek Futures market: Curse or Blessing?" InternationaRl esearcJhournaolf
* FinancaenEdconomics . 11, Available from: http://wwww.eurojournal[Accessed on 03/05/2011]
* Jacobsen ,B. and Dannenburg, D. (2003), "Volatility clustering in monthly stock returns." JournaoElfmpiricaFlinance . 10(4): 479-503. Jagajeevan, S .(2012), Return Volatility and asymmetric news effect in Sri Lankan Stock Market. Staff Studies, 40(1), 37 -57
* Louw, J.P (2008), Evidence of volatility clustering on the FTSE/JSE top 40 index. Masters dissertation. Stellenbosch: University of Stellenbosch.
* Mandelbrot, B. (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices," JournaoBlfusiness, 36, 394-419.
* Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset returns: A new Approach". Econometrica, 59 (2): 347-370. Park, B. J. (2008), Herd behavior and volatility in financial markets. In The3rdInternationaCl onferenceonAsia-PacificFinancial Markets.
* Samouilhan, N. (2007), The persistence of SA equity volatility: A Component ARCHperspective. Journaotlhf SetudoyEfconomicasnd Econometrics, 31(1): 99-117.
* Yamamoto, R. (2011), "Volatility clustering and herding agents: does it matter what they observe?". JournaoElfconomiIcnteractioannd Coordination. 6 :41–59

www.SID.ir

Archive of SID

یادداشت‌ها

[1] Mandelbrot
[2] Fama
[3] Arch
[4] Garch
[5] Engle
[6] Nelson
[7] Danberg
[8] GJR Garch

www.SID.ir