Archive of SID

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

برآورد بیزی رابطه میان تلاطم بازدهی و حجم معاملات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

ابراهیم حاج خان میرزای صراف[۱]
تیمور محمدی[۲]
محمدرضا صالحی راد[۳]
رضا طالبلو[۴]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۸/۰۸/۱۴ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۱۰/۲۲

چکیده

پژوهش حاضر با هدف توسعه مدل‌سازی بیزی تلاطم بازدهی و حجم معاملات بورس اوراق بهادار تهران انجام پذیرفته است. بر این اساس، تلاطم بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و حجم معاملات آن، در بازه زمانی۱ اردیبهشت ۱۳۹۴ تا ۸ اسفند ۱۳۹۷ با تواترهای روزانه، هفتگی و ماهانه مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد فرض همبستگی شرطی ثابت مدل CCC میان متغیرها نقض شده و مشاهده می‌گردد رابطه موجود از نوع همبستگی شرطی پویا مدل DCC و منفی است که دلالت بر این واقعیت دارد با افزایش بازده، سرمایه‌گذاران به دلیل خوش بینی تمایلی چندانی به فروش سهام خود ندارند و با عدم فروش آن، موجب کاهش حجم معاملات در بازار می‌گردند و برعکس. از سوی دیگر یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در نظر گرفتن توزیع t استیودنت چوله برای پسماندها با دمی پهن‌تر از توزیع نرمال و اعمال چولگی، از عملکرد بهتری نسبت به سایر توزیع‌ها برخوردار است.

کلمات کلیدی

تلاطم بازدهی سهام، حجم معاملات، رهیافت بیزی ، DCC-GARCH .

طبقه‌بندی JEL:C11، C15، C32، D14.

۱- گروه اقتصاد مالی، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. ebrahim_HajKhan@atu.ac.ir
۲-گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) atmahmadi@gmail.com
۳-گروه آمار، دانشکده علوم ریاضی و رایانه دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. salehirad@atu.ac.ir
۴-گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایرانreza_talebloo@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

تحلیل ارتباط میان متغیرهای مالی همواره از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده‌است. در بازارهای مالی داده‌های خام متغیرها، با هدف افزایش شفافیت و فراهم نمودن فرصت‌های برابر سرمایه‌گذاری، با توجه به استانداردهای گزارشگری مالی تهیه و بر اساس ضوابط از پیش تعریف شده‌ای منتشر می‌شوند که شاخص کل و حجم معاملات از آن جمله هستند. هنگام کار با این داده‌ها، برای پرهیز از دریافت نتایج گمراه کننده، نیاز است برخی از تبدیلات همچون محاسبه بازده، بر روی مقدار یا قیمت متغیر مورد بررسی انجام پذیرد. به دو دلیل عمده از بازده بجای قیمت در ادبیات مالی استفاده می‌شود. نخست آنکه بازده، متوسطی از اطلاعات کامل و بدون واحد اندازه‌گیری را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد. دوم اینکه تحلیل بازده به دلیل دارا بودن ویژگی‌های خاص آماری، بسیار آسان‌تر از قیمت است (کمپبل و همکاران[1]،۱۹۹۷). به سخن دیگر بازده، توصیف بهتری از وقایع وارد بر یک متغیر را نمایان می‌سازد.

طی سه دهه گذشته مدل‌سازی بازدهی متغیرهای مالی بسیار توسعه یافته است و مطالعات تجربی نشان می‌دهد که استفاده از متغیرهای کمکی دیگری همچون حجم معاملات در کنار آن، می‌تواند به بهبود مدل‌سازی‌ها کمک نماید.

حجم معامله را می‌توان نماینده جریان اطلاعاتی بازار در فرایند ایجاد بازده سهام دانست که ورود اطلاعات متوالی موجب تغییرات بازده سهام می‌گردد (عباسی و همکاران،۱۳۹۴). تغییر در حجم معاملات تصویری شفاف از رفتارهای هیجانی ناشی از اخبار مثبت و منفی به نمایش می‌گذارد. همچنین حجم معاملات صورت گرفته در یک نماد یا شاخص را می‌توان به عنوان معیاری جهت سنجش عمق بازار مورد بررسی در نظر گرفت.

بنابراین جهت دستیابی به تصویری جامع‌تر از بازار مالی مورد مطالعه، بررسی ارتباط میان تلاطم بازدهی و حجم معاملات صورت گرفته در آن، امری ضروری به نظر می‌رسد.

در مدل‌سازی چندمتغیره تلاطم ، طیف گسترده‌ای از روش‌ها به ویژه خانواده مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی چندمتغیره[2] استفاده می‌شود. از فرض‌های اصلی در مدل‌های اولیه این خانواده، می‌توان به فرض ثبات همبستگی میان متغیرها در بستر زمان اشاره نمود. مطالعات تجربی انگل(۲۰۰۲) که موجب پیدایش مدل همبستگی شرطی پویا[3] گردید نشان می‌دهد که فرض ثبات همبستگی میان متغیرها در بستر زمان همواره برقرار نیست و در بسیار از موارد نقض گردد. از این رو نیاز است تا این پدیده در مدل‌سازی‌های چندمتغیره تلاطم مورد توجه قرار گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

از منظری دیگر استفاده از تکنیک‌های بیزی در مدل‌سازی‌های اقتصادسنجی به ویژه در یک دهه گذشته بسیار گسترش یافته است. از عمده دلایل این امر، به امکان ادغام اطلاعات پیشین در رابطه با یک پدیده و تخمین مدل با استفاده از حجم نمونه کم اشاره نمود.

از این رو پژوهش حاضر با توجه به خلاءهای پژوهشی داخلی در این زمینه، با هدف توسعه مدل‌سازی بیزی تلاطم بازدهی و حجم معاملات بورس اوراق بهادار تهران با فرض‌های زیر انجام پذیرفته است.

- ارتباط معنی‌داری میان تلاطم بازدهی و حجم معاملات سهام وجود دارد.
- امکان استفاده از روش بیزی جهت تبیین رابطه میان تلاطم بازدهی و حجم معاملات سهام وجود دارد.

با توجه به مطالبی که پیشتر اشاره شد، تمرکز اصلی پژوهش بر ارتباط میان تلاطم بازدهی و حجم معاملات از یک سو و مدل‌سازی بیزی همبستگی شرطی پویا میان تلاطم بازدهی و حجم معاملات از سوی دیگر قرار گرفته است. در این راستا مقاله به پنج بخش اصلی تقسیم‌بندی شده‌است. پس از مقدمه در بخش دوم، پیشینه خارجی و داخلی تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. بخش سوم مدل تحقیق تبیین شده است. بخش چهارم یافته‌های پژوهش را ارائه می نماید و در بخش پنجم به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته شده است.

مروری بر پیشینه پژوهش

از نخستین تلاش‌های صورت گرفته جهت مدل‌سازی تلاطم و رفع مشکل ناهمسانی واریانس می‌توان به مدل ارائه شده توسط انگل[۴] (۱۹۸۲) اشاره نمود که در آن ناهمسانی واریانس شرطی ARCH[۵] به طور متقارن مورد مدل‌سازی قرار می‌گیرد. مدل ARCH بیان می‌دارد که تغییرات بزرگ منجر به تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک منجر به تغییرات کوچک می‌گردد. به عبارت دیگر سطح جاری تغییرپذیری، رابطه مثبت با مقادیر گذشته آن دارد. بولرسلو[۶] (۱۹۸۶) با تعمیم مدل انگل و اضافه نمودن جمله واریانس با وقفه، مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته GARCH[۷] معرفی نمود که این دسته از مدل‌سازی‌ها سنگ بنای مدل‌سازی ناهمسانی واریانس شرطی امروزی قرار گرفتند.

لاموروکس و لاستریپس[۸] (۱۹۹۰) به بررسی وجود اثر ARCH در بازدهی روزانه سهام ۲۰ شرکت از شاخص S&P[۹] پرداختند و با برازش دو مدل، که یکی شامل حجم معاملات و دیگری فاقد آن بود نشان دادند که تلاطم در بازدهی روزانه سهام بازتاب دهنده اطلاعات وارد شده بر بازار است و حجم معاملات روزانه می‌تواند به نمایندگی از این اطلاعات مورد استفاده قرار گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

بلوم و همکاران[10] (۱۹۹۴) به بررسی نقش اطلاعات موجود در حجم معاملات سهام پرداختند و نشان دادند که پویایی‌های قیمت و حجم معاملات با یکدیگر در ارتباط است. همچنین حجم معاملات روزانه دارای اطلاعاتی است که قیمت به تنهایی بازتاب دهنده آن‌ها نبوده و دارای نقشی فراتر از یک متغیر توصیفی است و استفاده از آن می‌تواند موجب بهبود عملکرد معامله گران در بازارهای مالی گردد.

چن و همکاران[11] (۲۰۰۵) با بررسی ۹ بازار بورس بین‌المللی طی سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۰ دریافتند که همبستگی مثبت میان حجم معاملات و قدر مطلق تغییرات سهام وجود دارد. همچنین از نتایج آزمون علیت گرنجر مشاهده می‌گردد در برخی از کشورهای مورد مطالعه رابطه معنی‌دار دو طرفه میان متغیرهای حجم معاملات و بازده وجود دارد. با توجه به رابطه پویای موجود میان این دو متغیر، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بازده سهام قابلیت پیش بینی حجم معاملات را داشته و در هر دو بازار صعودی و نزولی قابلیت استفاده را دارد.

بولرسلو و همکاران(۲۰۱۸) به بررسی تاثیر اعلام اخبار عمومی بر روی تلاطم و حجم معاملات پرداختند. یافته‌های آن‌ها برای شاخص S&P500 نشان می‌دهد اخبار اعلام شده، بر تلاطم و حجم معاملات درون یک روز بسیار موثر هستند.

از منظری دیگر رویکرد استنباط بیزی در دو دهه اخیر به صورت ویژه مورد توجه پژوهشگران بوده است. از این رو مشاهده می‌گردد در سال‌های اخیر بسیاری از روش‌های مرسوم اقتصادسنجی مالی در چارچوب استنباط بیزی توسعه یافته‌اند. باون و لوبرانو[12] (۱۹۹۶) در پژوهش خود با عنوان «در باب استنباط بیزی در مدل‌های GARCH با استفاده از نمونه‌گیری گیبز» به تشریح کاربرد نمونه‌گیری گیبز و مقایسه آن با روش‌های نمونه‌گیری متروپلیس- هستینگ[13] و نمونه‌گیری ایمپورتنس[14] در مدل‌سازی‌های GARCH پرداخته و به کمک آن شاخص بورس بروکسل را مدل‌سازی کردند.

ناکاتسوما[15] (۱۹۹۹) به کمک تحلیل بیزی مدل‌های ARMA-GARCH به گسترش روش شبیه سازی مونت کارلوی زنجیرهای مارکوفی با استفاده از الگوریتم متروپلیس- هستینگ پرداخت و نشان داد که امکان استفاده از این روش جهت مدل‌سازی خانواده GARCH وجود دارد.

با شروع قرن جدید، استفاده از روش‌های بیزی در مدل‌سازی‌های مالی مورد استقبال قرار گرفت. لمبرت[16](۲۰۱۸) تفاوت اصلی میان دو رهیافت بیزی و کلاسیک را به کمک تفاوت در ماهیت تعریف ریاضی θ تبیین می‌نماید. در چارچوب کلاسیک فرض می‌شود برای پارامتر θ یک مقدار واقعی و ثابت وجود دارد. حال آنکه در رهیافت بیزی فرض بر آن است که θ متغیری تصادفی است و توسط چگالی

www.SID.ir

Archive of SID

پیشین $P(\theta)$ تبیین می‌گردد. مزیت رویکرد بیزی در مقایسه با رویکرد کلاسیک در اعمال اطلاعات پیشین در مدل تحت عنوان توزیع پیشین آگاهی‌بخش[۱۷] است. همچنین در صورت نبود دانش قبلی نیز می‌توان با در نظر گرفتن توزیع‌های ناآگاهنده[۱۸] در قسمت توزیع پیشین از این رویکرد استفاده نمود. پژوهشگران حوزه اقتصادسنجی بیزی نیز با اعمال این نگرش اقدام به برآورد مدل‌های مرسوم با استفاده از تحلیل‌های بیزی به ویژه در دو دهه اخیر نموده‌اند. در ادامه به برخی از مهم‌ترین پژوهش‌های خارجی صورت گرفته در این زمینه اشاره شده است.

لوبیان و راگی[۱۹] (۲۰۰۴) به روش بیزی و با استفاده از مدل نوسانات تصادفی به مقایسه توزیع‌های دم پهن و چوله برای نرخ ارز در کشور آمریکا پرداختند. یافته‌های پژوهش آن‌ها دلالت بر وجود عدم تقارن در داده‌های نرخ ارز داشته و توزیع خطای تعمیم یافته[۲۰] چوله در میان توزیع‌های مورد بررسی، بهترین عملکرد را از خود نشان داده است.

آسایی[۲۱] (۲۰۰۶) به مقایسه مدل‌گزینی بیزی به روش‌های گوناگون شبیه سازی مونت کارلوی زنجیرهای مارکوفی[۲۲] برای خانواده GARCH با استفاده از الگوریتم پذیرش و رد پرداخته است. یافته-های وی نشان می‌دهد که بهترین روش، الگوریتم متروپلیس- هستینگ با رهیافت تیلور است.

آردیا و هوگرهاید[۲۳] (۲۰۰۹) به برآورد بیزی بازدهی نرخ ارز در انگلستان با استفاده از الگوریتم نمونه‌گیری ایمپورتنس برای خانواده مدل‌های GARCH با پسماندهای دارای توزیع t استیودنت پرداختند و نشان دادند بهترین مدل برای لگاریتم بازدهی در دوره مورد بررسی GARCH(1,1) خواهد بود.

واله و همکاران[۲۴] (۲۰۱۴) در پژوهش خود به مدل‌سازی بیزی بازدهی‌های سهام ۴ شرکت از شاخص بورس نیویورک با استفاده از مدل‌های نوسان تصادفی پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که ارتباط معنی‌داری میان تلاطم و حجم معاملات سهام وجود داشته و از میان توزیع‌های آماری مورد بررسی توزیع t استیودنت چوله بهترین عملکرد را داراست.

چن و همکاران[۲۵] (۲۰۱۶) در پژوهشی دیگر با استفاده از خانواده مدل‌های GARCH با رویکرد بیزی به بررسی رفتار غیر عادی حجم معاملات و تاثیرات آن بر روی بازده مازاد سهام پرداختند. آن‌ها از مطالعه سهام ۶ شرکت در شاخص صنعتی داوجونز[۲۶] دریافتند که تاثیرات رفتار غیر عادی حجم معاملات بر روی بازده مازاد به شدت معنی‌دار است.

www.SID.ir

Archive of SID

اقبال و ترنتافایلاپولوس[۲۷](۲۰۱۹) به استنباط بیزی در زمینه مدل‌های GARCH چندمتغیره دوران یافته با پسماندهای چوله پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که توزیع t استیودنت چوله از عملکرد بهتری نسبت به سایر توزیع‌ها برخوردار است.

با توجه به تنوع موضوعی پژوهش‌های مرتبط داخلی صورت گرفته در این زمینه، نخست به معرفی پژوهش‌های صورت گرفته به روش بسامدی پرداخته شده‌است و پس از آن پژوهش‌ها با رویکرد بیزی مورد بررسی قرار گرفته است.

تهرانی و همکاران(۱۳۸۷) به بررسی تاثیر چولگی و کشیدگی در توصیف بازده سهام با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که ریسک سیستماتیک و چولگی نقش مهمی در توصیف بازده سهام در هر دو ایفا می‌نماید.

محمدی و همکاران (۱۳۸۸) با عنوان «مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران» اشاره نمود. آن‌ها با استفاده از خانواده مدل‌های GARCH نشان دادند که مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی به خوبی می‌توانند ویژگی‌های داده‌های مالی از قبیل نوسانات خوشه‌ای، حافظه بلند مدت و اثرات اهرمی را مدل‌سازی نمایند و همبستگی بالایی میان ریسک و بازدهی وجود دارد.

صمدی و همکاران(۱۳۸۸) به ارزیابی پیش‌بینی‌پذیری شاخص بورس تهران پرداختند. طبق نتایج به دست آمده توسط آن‌ها، فرض وجود گام تصادفی در سری مورد مطالعه با تواتر روزانه رد می‌شود.

حنیفی و موسوی ایوانکی(۱۳۹۰) به بررسی عوامل فصلی و ایام مذهبی بر تغییرات شاخص بورس اوراق بهادار و بازده صنایع پرداختند. یافته‌های حاصل از به کارگیری روش‌های آماری توسط آن‌ها، حاکی از وجود اثرات ماهانه در بعضی از ماه‌های شمسی بر مبنای برخی از شاخص‌های مورد محاسبه در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد به طور خاص وجود اثر منفی ماه مهر در برخی از شاخص‌ها و وجود اثر مثبت در ماه‌های فروردین در برخی از شاخص‌های بکار گرفته شده تایید شده است.

شیرین بخش و صفری(۱۳۹۲) به بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد در دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ بازده روز یکشنبه مثبت و معنی‌دار است و دوره ۱۳۸۹ بازده معنی‌دار وجود ندارد.

در پژوهشی دیگر، کاشی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی ارتباط علی و همزمان بازده و سهام، حجم معاملات و نوسان بازده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های چندگانه VAR-GJR-GARCH[۲۸] و GJR-GARCH-DCC پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بازده سهام و

www.SID.ir

Archive of SID

حجم معاملات دارای ضریب همبستگی مثبت و معنی‌دار است. همچنین فرض ثبات همبستگی پویا برای مدل CCC[۲۹] رد شده و متغیرها از مدل DCC پیروی می‌کنند.

عباسی و همکاران(۱۳۹۴) اشاره کرد. آن‌ها با بررسی رابطه بین حجم معامله، بازده سهام و نوسان بازده در مقیاس‌های مختلف زمانی در بورس اوراق بهادار تهران، برای دوره زمانی ۹۶ ماهه (ابتدای فروردین ۱۳۸۶ تا اسفند۱۳۹۳) نشان دادند در مقیاس‌های زمانی مختلف روابط میان متغیرهای مورد بررسی متفاوت بوده و رابطه علیت گرنجر میان متغیرها در برخی از مقیاس‌های زمانی وجود داشته و در برخی دیگر این رابطه علی وجود ندارد.

شیرازیان(۱۳۹۶) به بررسی دنباله بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. یافته‌های پژوهش وی نشان می‌دهد در بازه زمانی فروردین ۱۳۳۸۷ تا مرداد ۱۳۹۶ توزیع بازده‌های لگاریتمی شاخص بورس تهران، دارای پدیده دم پهن[۳۰] توزیع است.

محفوظی و همکاران(۱۳۹۸) به بررسی حجم مبادلات سهام و رشد اقتصادی پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که فناوری اطلاعات و ارتباطات رابطه‌ی بین حجم مبادلات سهام و رشد اقتصادی را تنها در کشورهای توسعه تحت تاثیر قرار می‌دهد که این امر ناشی از توسعه نوع فناوری‌ها در کشورهای توسعه یافته است.

در زمینه مدل‌سازی تلاطم با رویکرد بیزی نیز پژوهش‌های داخلی بسیار اندک هستند. صالحی راد و حبیبی‌فرد (۱۳۹۰) به مقایسه مدل گزینی بیزی بر اساس روش MCMC و سری زمانی مالی (مدلGARCH) پرداختند و برای برآورد پارامترهای مدل از روش از MCMC استفاده کرده و مدل GARCH را با دو توزیع نرمال و t استیودنت روی پسماندهای تصادفی مدل مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش دلالت بر دقت بیشتر مدل با توزیع t استیودنت دارد.

سجاد و عسگری(۱۳۹۱) به بررسی روند زمانی قطعی و تغییر در پایداری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، مبتنی بر تحلیل بیزین پرداختند. یافته‌های آن‌ها دلالت بر غیر خطی بودن سری زمانی شاخص کل دارد و این سری زمانی با احتمال ۹۹ درصد دارای روند ماناست.

اکبری و آقامحمدی (۱۳۹۱)، با استفاده از توزیع لاپلاس چوله به تحلیل بیزی مدل‌سازی نوسان تصادفی پرداختند و نشان دادند که توزیع‌های مورد بررسی در مقایسه با توزیع نرمال از کارایی بیشتری در مدل‌سازی نوسان تصادفی برخوردار هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

مقدس بیات و همکاران(۱۳۹۷) در تحلیل نوسانات بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل MSBVAR-DCC[۳۱] با بررسی متغیرهای شاخص آزاد شناور بورس اوراق بهادار تهران، نرخ ارز، قیمت نفت سبد اوپک و قیمت جهانی طلا با تواتر داده روزانه و رهیافت بیزی دریافتند که نوسانات متغیرهای نفت، ارز و طلا حاوی اطلاعات منحصر به فردی برای نوسانات متغیر مالی هستند.

با توجه به آنچه در بخش پیشینه پژوهش ارائه شد، مشاهده می‌گردد تاکنون پژوهشی جامع که روابط حاکم میان تلاطم بازده و حجم معاملات را در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش‌های بیزی تبیین نماید صورت نگرفته است. از این رو پژوهش حاضر در این راستا انجام پذیرفته است.

روش‌شناسی پژوهش

مدل‌سازی ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره

پژوهش حاضر بر پایه مدل ارائه شده توسط انگل انجام پذیرفته است. در این رویکرد که می‌توان آن را تعمیم مدل CCC دانست، ماتریس همبستگی R_t امکان تغییر در طول زمان را یافته و H_t به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۱)$$

برای محاسبه R_t داریم

$$R_t = \mathrm{diag}(Q_t)^{-1/2}\, Q_t\, \mathrm{diag}(Q_t)^{-1/2} \qquad (۲)$$

که در آن Q_t ماتریس مثبت معین $k \times k$ بوده و u_t بازدهی‌های استاندارد شده هستند که به کمک آن‌ها می‌توان H_t را محاسبه نمود.

$$\begin{cases} Q_t = (1-\alpha-\beta)R + \alpha u_{t-1}u'_{t-1} + \beta Q_{t_1} \\ u_t = D_t^{-1} y_t \quad \alpha > 0 \quad \beta > 0 \quad \alpha+\beta < 1 \end{cases} \qquad (۳)$$

حال تابع درستنمایی شرطی برای برآورد مدل سری $y = (y_1, \dots, y_2, \dots, y_n)$ در مدل (۱) را می توان به شرح زیر تعریف نمود

$$L(\theta) = \prod_{t=1}^{n} |H_t|^{-\frac{1}{2}}\, p_{\epsilon}\left(H_t^{-1/2} y_t\right) = \qquad (۴)$$
$$\prod_{T=1}^{N}\left[\prod_{i=1}^{K} H_{ii,t}^{-1/2}\right] |R_T|^{-1/2} p_{\epsilon}\left((D_T R_T D_T)^{-1/2} Y_T\right)$$

که در آن p_{ϵ} تابع چگالی توام برای ϵ_t هاست. انتخاب توزیع ϵ_t نقشی بسیار مهم در مدلسازی بر عهده دارد. هرچند توزیع نرمال از نخستین پیشنهادها در این زمینه است اما مطالعات تجربی تی سی[۳۲]

www.SID.ir

Archive of SID

(۲۰۱۴) نشان می‌دهد در بازارهای مالی به دلیل ماهیت پرنوسان داده‌ها، می‌توان در صورت برقراری شرایط لازم، از توزیع‌هایی با دمی پهن‌تر از توزیع نرمال همچون توزیع t استیودنت و توزیع خطای تعمیم یافته استفاده نمود که در پژوهش حاضر نیز به مقایسه عملکرد این توزیع‌ها در مدل‌سازی پرداخته شده‌است.

از منظری دیگر، در حل بسیاری از مسائل کاربردی با رویکرد بیزی، محاسبه توزیع پسین به صورت مستقیم امکان پذیر نیست و بسته به ماهیت مسئله، از روش‌های گوناگون شبیه‌سازی و نمونه گیری برای بدست آوردن توزیع پسین کمک گرفته می‌شود. از دشوارترین بخش‌های برآورد بیزی تعیین توزیع پیشین است. هرچند با افزایش گام‌ها اهمیت مقادیر اولیه کاهش می‌یابد اما نیاز است تا جهت بهبود برآوردها و دستیابی سریع‌تر به همگرایی، مقادیر اولیه به درستی تعیین گردند. در پژوهش حاضر جهت کالیبره نمودن مقادیر اولیه، با توجه به یافته‌های کاشی و همکاران[۳۳] (۱۳۹۲) در زمینه وجود رابطه GARCH(1,1) میان تلاطم بازدهی و حجم معاملات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از یکسو و مقادیر اولیه پیشنهادی آردیا[۳۴] (۲۰۰۶) برای مدل DCC-GARCH(1,1) بر اساس جدول۱، مقادیر اولیه کالیبره شده‌اند.

جدول ۱- شرح قیدهای پیشنهادی برای هایپرپارامترهای مدل

ردیف	پارامتر
۱	$\omega_i \sim N\left(\mu_{\omega i}.\sigma^2_{\omega i}\right)I_{(\omega_i>0)}$
۲	$\alpha_i \sim N\left(\mu_{\alpha i}.\sigma^2_{\alpha i}\right)I_{(0<\alpha_i<1)}$
۳	$\beta_i \sim N(\mu_{\beta i}.\beta^2_{\alpha i})I_{(0<\beta_i<1)}$
۴	$V \sim N\left(\mu_V.\sigma^2_V\right)I_{(V>2)}$
۵	$\delta \sim N\left(\mu_\delta.\sigma^2_\delta\right)I_{(\delta>0)}$
۶	$\beta \sim N(\mu_\beta.\beta^2_\alpha)I_{(0<\beta<1)}$
۷	$\alpha \sim N(\mu_\alpha.\sigma^2_\alpha)_{I_{(0<\alpha<1)}}$
۸	$b = [\Gamma(a+1/2)/\Gamma(a)]^2$

منبع: آردیا (۲۰۰۶)

www.SID.ir

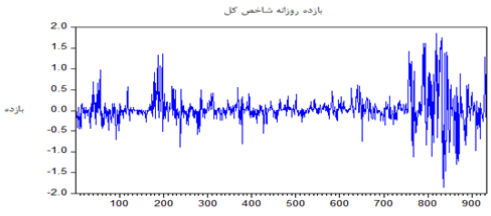
Archive of SID

داده‌ها و اطلاعات آماری

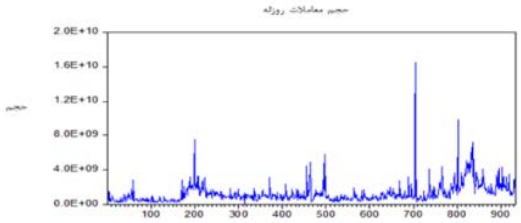
داده‌های مورد استفاده در پژوهش با تواترهای روزانه، هفتگی و ماهانه به صورت کتابخانه‌ای از آرشیو بورس اوراق بهادار تهران تهیه گردید و دوره مورد بررسی از ۱ اردیبهشت ۱۳۹۴ تا ۸ اسفند ۱۳۹۷ بوده است. محاسبه بازده شاخص کل بر اساس فرمول $100 \times \log(\frac{I_t}{I_{t-1}})$ صورت گرفته است و برآوردها به کمک نرم افزارهای Eviews10 و R انجام پذیرفته است.

یافته‌های پژوهش و برآورد مدل

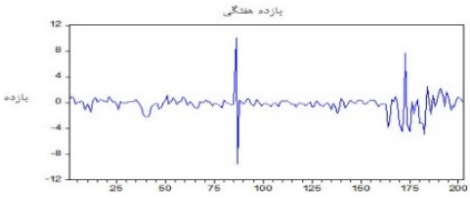
در این بخش نخست به نمایش نموداری رفتار بازده روزانه شاخص کل و حجم معاملات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در تواترهای روزانه، هفتگی و ماهانه پرداخته شده است



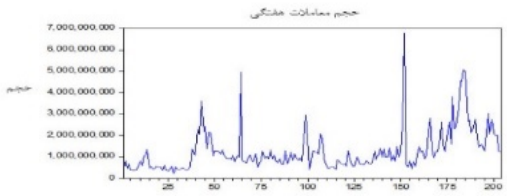
نمودار ۱-۱-بازده روزانه شاخص کل



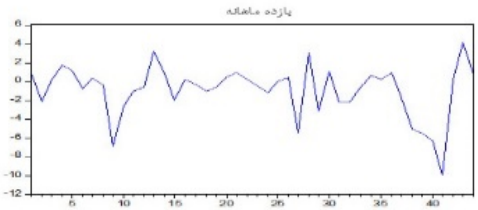
نمودار ۱- ۲-حجم معاملات روزانه شاخص کل



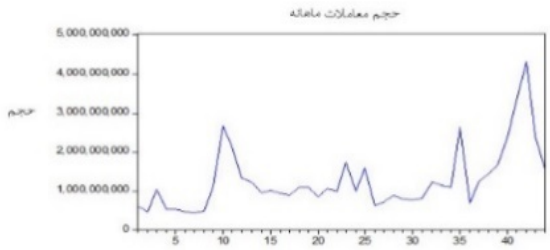
نمودار ۱- ۳- بازده هفتگی شاخص کل



نمودار ۱- ۴- حجم معاملات هفتگی شاخص



نمودار ۱- ۵- بازده ماهانه شاخص کل



نمودار۱-۶- حجم معاملات ماهانه

www.SID.ir

Archive of SID

جهت سنجش ایستایی متغیرهای مورد بررسی، از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته[۳۵] و فیلیپس-پرون[۳۶] استفاده شده است. یافته‌های بدست آمده از این آزمون‌ها در جدول ۲ خلاصه شده‌است که دلالت بر عدم وجود پدیده ریشه واحد در آن‌ها دارد.

جدول ۲- نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مورد بررسی منبع: محاسبات پژوهش

متغیر		آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		آزمون فیلیپس پرون	
		آماره آزمون	سطح معنی‌داری	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
بازده	روزانه	-۱۱/۹۷۶	۰/۰۰۰	-۲۰/۶۷۲	۰/۰۰۰
	هفتگی	-۱۵/۲۹۴	۰/۰۰۰	-۱۵/۳۰۰	۰/۰۰۰
	ماهانه	-۴/۸۲۸	۰/۰۰۰	-۴/۸۳۵	۰/۰۰۰
حجم معاملات	روزانه	-۴/۷۵۵	۰/۰۰۰	-۲۰/۱۹۵	۰/۰۰۰
	هفتگی	-۵/۰۷۰	۰/۰۰۰	-۷/۱۵۸	۰/۰۰۰
	ماهانه	-۳/۰۹۰	۰/۰۳۴	-۳/۰۸۱	۰/۰۳۵

آماره‌های توصیفی بازده شاخص کل و حجم معاملات در تواترهای روزانه، هفتگی و ماهانه در جدول ۲ نمایش داده شده‌است. مشاهده می‌شود میانگین بازده برای تواترهای روزانه، هفتگی و ماهانه شاخص کل سهام در طول دوره مورد بررسی، به ترتیب برابر با ۰/۰۴-، ۰/۱۸- و ۰/۹۱- درصد است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که میانگن بازدهی کل بازار در دوره مورد بررسی به صورت جزئی منفی بوده است و با در نظر گرفتن بازه‌های زمانی بزرگ و حرکت به سمت تواتر هفتگی و ماهانه اثر منفی بودن میانگین بازدهی، بیشتر نمایان می‌گردد. با هدف کاهش اثر منفی داده‌های پرت، جهت تفسیر شاخص تمرکز، میانه داده‌ها نیز مورد بررسی قرار گرفت. مشاهده می‌شود میانه نیز برای تواترهای روزانه، هفتگی و ماهانه به ترتیب ۰/۰۱-، ۰/۰۲- و ۰/۳۲- درصد است. بنابراین بازدهی سرمایه‌گذاری در بازار بورس اوراق بهادار در بازه زمانی مورد بررسی منفی بوده است. به سخن دیگر هرچند افراد امکان کسب بازدهی‌های مثبت در این بازار را داشته‌اند، اما در کلان بازار، سرمایه‌گذاران با بازدهی منفی و نزدیک به صفر روبرو شده‌اند. همچنین بررسی میانگین و میانه حجم معاملات در تواترهای روزانه، هفتگی و ماهانه دلالت بر آن دارد که با حرکت به سمت تواتر هفتگی و ماهانه، حجم معاملات افزایش می‌یابد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت کاربران بیشتر به صورت بلند مدت به معامله در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازند. بررسی مقادیر بیشینه و کمینه متغیر بازده دلالت بر آن دارد بیشترین و کمترین بازدهی روزانه برابر ۱/۸۴ و

www.SID.ir

Archive of SID

۱/۸۵- و برای بازده هفتگی برابر ۹/۹۷ و ۹/۴۳- بوده است و مشاهده می‌گردد بیشینه مقدار و کمینه مقدار منطقی دست‌یافتنی در بازار، برای معاملات روزانه و هفتگی برابر مقادیری است که به آن ها اشاره شد. اما این مطلب در مورد بازده ماهانه صادق نیست. مشاهده می‌گردد بیشینه مقدار شاخص کل برابر ۴/۱۷ و کمینه مقدار برابر ۹/۹۴- بوده است که دلالت بر این واقعیت دارد که با توجه به دامنه ایجاد شده، زیان معاملات ماهانه در مقایسه با معاملات روزانه و هفتگی به صورت نامتقارن بوده است. کشیدگی به دست آمده برای هر دو متغیر، مقدار بزرگی را نشان می‌دهد و این معیار برای حجم معاملات بسیار بیشتر از بازده روزانه شاخص کل است. آماره آزمون جارکو-برا که متاثر از کشیدگی و چولگی متغیرهای مورد بررسی است، آماره آزمون بزرگی را نشان می‌دهد که دلالت بر رد فرض نرمال بودن توزیع متغیرهای مورد بررسی دارد.

جدول ۲- آماره‌های توصیفی بازده شاخص کل و حجم معاملات تهران منبع: یافته‌های پژوهش

آماره	بازده شاخص کل			حجم معاملات		
	روزانه	هفتگی	ماهانه	روزانه	هفتگی	ماهانه
میانگین	-۰,۰۴	-۰,۱۸	-۰,۹۱	1.25×10^9	1.27×10^9	1.27×10^9
میانه	-۰,۰۱	-۰,۰۲	-۰,۳۲	9.39×10^8	9.83×10^8	1.04×10^9
بیشینه	۱,۸۴	۹,۹۷	۴,۱۷	1.65×10^{10}	6.76×10^9	4.32×10^9
کمینه	-۱,۸۵	-۹,۴۳	-۹,۹۴	1.15×10^6	2.30×10^8	4.33×10^8
انحراف‌استاندارد	۰,۳۶	۱,۵۱	۲,۷۶	1.15×10^9	9.67×10^8	8.08×10^9
چولگی	-۰,۷۷	۰,۴۲	-۱,۱۶	4.72	2.44	1.84
کشیدگی	۹,۷۱	۲۲,۴۳	۴,۶۷	44.80	10.72	6.58
آماره ژارکو-برا	۱۸۲۷,۷۶۸	۳۲۰۱,۶۶	۱۵,۰۸	۷۰۷۱۰,۱۷	۷۰۶,۴۲	۴۸,۲۵
سطح معنی‌داری	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰

توجه: سطح معنی داری ۰,۰۵ با * نمایش داده شده است.

با هدف بررسی کارایی بازار سرمایه جهت اجرای مدل BayesianDCCGARCH(1,1)، در این قسمت از دو آزمون ناپارامتری نسبت واریانس برای سنجش کارایی بازار سرمایه استفاده شده‌است. رایت[۳۷] (۲۰۰۰) دو آزمون ناپارامتری رتبه و علامت نسبت واریانس را جهت سنجش کارایی سرمایه معرفی نمود.

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون‌های ناپارامتری رایت دارای دو مزیت اصلی هستند. نخست آنکه برای انجام آن‌ها نیازی به تقریب‌های مجانبی نیست و دوم آنکه اگر داده‌ها به شدت غیر نرمال باشند، این آزمون‌ها نسبت به سایر آزمون‌ها قوی‌تر و بیشتر قابل اطمینان هستند. از این رو در این قسمت از دو آزمون رتبه و علامت نسبت واریانس رایت استفاده شده است و خلاصه نتایج حاصل از اجرای آزمون ها در جدول ۳ نمایش داده شده است. همانگونه که جدول نشان می‌دهد با حرکت به سمت تواتر هفتگی و ماهانه کارایی بازار سرمایه افزایش می‌یابد. به سخن دیگر انتشار اطلاعات در بازار سرمایه در تواتر زمانی ماهانه به گونه‌ای است که بازار کارا عمل می‌کند و سری زمانی بازده را می‌توان نوفه سفید[۳۸] در نظر گرفت.

جدول ۳- خلاصه نتایج آزمون‌های رتبه و علامت نسبت واریانس رایت منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر	تواتر		آماره R_1	آماره R_2	آماره S	وضعیت
بازده	روزانه	K=2	9/91*	10/61*	7/50*	معنی‌دار
		K=5	11/51*	12/16*	9/65*	
		K=10	11/55*	11/66*	11/39*	
	هفتگی	K=2	4/06*	2/90*	4/56*	معنی‌دار
		K=5	3/43*	2/44*	3/94*	
		K=10	2/98*	2/49*	2/61*	
	ماهانه	K=2	۰/۹۶	۰/۸۷	۰/۴۵	غیر معنی‌دار
		K=5	-۰/۳۱	-۰/۴۱	-۰/۱۱	
		K=10	-۰/۸۳	-۰/۹۹	۰/۰۸	

توجه: سطح معنی داری ۰،۰۵ با * نمایش داده شده است.

با توجه به چارچوب بیزی پژوهش و در نظر گرفتن این نکته که توزیع پسین پارامترهای مورد بررسی نامشخص هستند و بنابراین مرتبه مدل پس از شبیه سازی تعیین می‌گردد، از الگوریتم گام برداری تصادفی متروپلیس-هستینگز[۳۹] با نرخ پذیرش در بازه ۲۰درصد تا ۵۰ درصد جهت شبیه سازی پارامترهای مدل DCC-GARCH(1,1) استفاده شده‌است. دوره سوخت اولیه[۴۰] با هدف اجتناب از چسبندگی زنجیره مارکوف برابر ۳۰۰۰۰ قرار داده شد و کل تکرارهای صورت گرفته تا دستیابی به خروجی پایدار برابر ۲۰۰۰۰۰ تکرار بوده است. بر اساس معیارهای مدل‌گزینی EAIC، EBIC وDIC در جدول ۴ ، توزیع t استیودنت چوله به دلیل کمینه شدن مقادیر معیارهای مورد اشاره، دارای بهترین عملکرد است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- مقایسه شاخص‌های مدل‌گزینی بیزی منبع: محاسبات پژوهش

توزیع	EAIC	EBIC	DIC
نرمال	۲۱۶۸/۲۴	۲۱۸۶/۰۸	۲۱۴۵/۶۸
t استیودنت	۲۰۸۹/۱۵	۲۱۰۷/۵۷	۲۰۶۸/۴۶
توزیع خطای تعمیم یافته	۲۱۷۱/۰۶	۲۱۹۰/۶۸	۲۱۴۳/۶۴
نرمال چوله	۲۱۶۸/۲۱	۲۱۸۶/۰۵	۲۱۴۶/۸۷
t استیودنت چوله	۲۰۸۷/۳۲	۲۱۰۶/۹۵	۲۰۶۵/۷۸
توزیع خطای تعمیم یافته چوله	۲۱۷۰/۱۴	۲۱۸۹/۷۶	۲۱۴۳/۸۹

در جدول ۵ ضرایب برآورد پارامترهای مدل DCC-GARCH(1,1) با توزیع پسماند t استیودنت چوله به روش میانگین‌گیری بیزی ارائه شده است. با توجه به یافته‌های پژوهش، ارتباط منفی میان تلاطم بازدهی شاخص کل و حجم معاملات ماهانه تایید می‌گردد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که مقادیر پارامترهای A و B نامنفی است که شرط $A + B < 0$ را تامین می‌سازد. این شرط بیان می‌کند که بروز شوک در سری زمانی بازدهی، موجب افزایش در همبستگی شرطی برای دوره بعدی می‌گردد. پارامتر B نیز در مدل DCC بیانگر اثر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری است. هرچه مقدار این پارامتر بزرگ‌تر و به عدد یک نزدیک‌تر باشد، انتظار می‌رود که همبستگی شرطی دوره جاری به همبستگی شرطی دوره قبل نزدیک‌تر باشد. همچنین فرض صفر A=B=0 مبنی بر وجود همبستگی شرطی ثابت (CCC) میان متغیر را رد می‌گردد که دلالت بر این واقعیت دارد که همبستگی میان بازده و حجم معاملات در بستر زمان تغییر می‌نماید. لازم به ذکر است مقدار بدست آمده برای همبستگی ثابت میان متغیرها برابر ۰/۲۶- است. بنابراین رابطه همبستگی شرطی میان متغیرهای مورد بررسی از نوع پویا (DCC) است و بر اساس پژوهش انگل(۲۰۰۲) و تسویی و تسی (۲۰۰۲) پیشنهاد می‌گردد از مدل همبستگی شرطی پویا برای مدل‌سازی داده‌ها استفاده شود.

همچنین نتایج به دست آمده نشان می‌دهد حجم معاملات به نمایندگی از جریان اطلاعاتی وارد بر بازار، بر نوسانات بازدهی کل موثر است و ضرایب بدست آمده برای مقادیر پارامترهای A و B دلالت بر

www.SID.ir

Archive of SID

این واقعیت دارد که به دلیل وجود رابطه دو سویه، نوسانات بازدهی نیز خود همچون یک خبر عمل کرده و موجب تشدید تلاطم در حجم معاملات می‌گردد.

همچنین با توجه به مقادیر به دست آمده برای پارامترهای چولگی γ_1 و γ_2 می توان نتیجه گرفت که هر دو متغیر بازده ماهانه شاخص کل و حجم معاملات دارای چولگی به راست هستند اما شدت چولگی به راست در متغیر بازده، بیشتر است. چولگی به راست برای متغیر بازدهی، به معنی بازده مثبت بیشتر در مقایسه با بازده منفی بازار است و چولگی متغیر حجم دلالت بر تاثیر پذیری شدید بازار از اخبار وارد بر آن دارد. در پیوست ۱ نمودار اثرات[۴۱] که نشان‌دهنده پایداری پارامترهای تخمین زده شده است نمایش داده شده است.

جدول ۵-برآورد مدل DCC-GARCH(1,1) با توزیع پسماند t استیودنت چوله منبع: محاسبات پژوهش

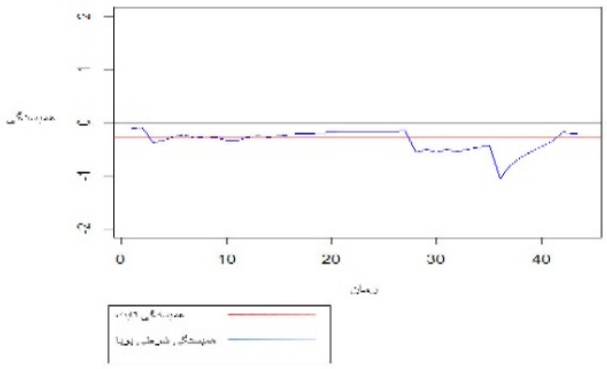
عنوان	پارامتر	میانگین (انحراف‌استاندارد)	چندک		
			٪۲/۵	٪۵۰	٪۹۷/۵
بازده	ω_1	۱۱/۷۰۷۷ (۴/۸۸۸۲)	۳/۹۱۷۳	۱۱/۱۴۴۲	۲۲/۸۳۹۴
	α_1	۰/۵۰۲۲ (۰/۲۲۳۱)	۰/۰۵۹۱	۰/۵۱۵۷	۰/۸۸۸۹
	β_1	۰/۲۶۷۲ (۰/۱۸۱۹)	۰/۰۱۷۵	۰/۲۳۷۴	۰/۶۸۷۸
	γ_1	۱/۰۳۰۳ (۰/۰۲۸۱)	۰/۹۷۸۱	۱/۰۲۹۲	۱/۰۸۹۴
حجم معاملات	ω_2	۸/۰۱۵۴ (۵/۹۴۸۵)	۰/۳۷۴۰	۶/۷۸۸۷	۲۲/۲۸۰۶
	α_2	۰/۴۴۴۴ (۰/۲۱۶۳)	۰/۰۷۹۵	۰/۴۳۲۹	۰/۸۵۱۳
	β_2	۰/۱۵۸۳ (۰/۱۰۰۲)	۰/۰۱۴۸	۰/۱۳۹۹	۰/۳۹۹۰
	γ_2	۰/۷۲۲۱(۰/۰۲۶۵)	۰/۶۶۵۰	۰/۷۲۳۱	۰/۷۷۰۲
کل	A	۰/۲۹۳۲ (۰,۱۹۴۳)	۰/۰۱۳۵	۰/۲۶۴۳	۰/۷۰۳۵
	B	۰/۳۲۴۲(۰,۲۲۹۰)	۰/۰۱۲۷	۰/۲۸۳۵	۰/۸۱۶۸
	ν	۲/۳۳۶۱ (۰,۱۳۸۶)	۲/۱۵۹۵	۲/۳۰۵۳	۲/۶۹۲۲

از بررسی نمودار همبستگی شرطی پویای میان متغیر بازده و حجم معاملات مشاهده می‌گردد که در تواتر ماهانه، یک رابطه عکس میان بازده و حجم معاملات برقرار است. مشاهده چنین پدیده‌ای را می‌توان در رفتار سرمایه‌گذاران جستجو نمود. رابطه منفی همبستگی پویای شرطی دلالت بر این واقعیت دارد که در زمان‌هایی که بازدهی افزایش می‌یابد، افراد تمایلی برای فروش سهام خود در بازار ندارند و با دید

www.SID.ir

Archive of SID

خوش بینانه اقدام به حفظ سهام خود می‌نمایند که این موضوع موجب می‌گردد که حجم معاملات کاهش یابد. اما در زمان‌هایی که بازدهی کاهش می‌یابد، تمایل افراد برای فروش سهام خود افزایش می‌یابد و جهت پرهیز از زیان بیشتر، حاضر به فروش سهام خود هستند. بنابراین با کاهش بازدهی تمایل به فروش سهام افزایش یافته و در نتیجه حجم معاملات افزایش می‌یابد. همانگونه که نمودار ۲ نمایش می‌دهد، همبستگی پویای شرطی میان متغیرهای مورد بررسی مقداری متغیر است که در بستر زمان تغییر می‌یابد و با افزایش تلاطم در دوره پایانی این مقدار به شدت منفی شده و به سمت منفی یک حرکت کرده است. جهت مقایسه بهتر میان متغیرها، همبستگی ثابت میان بازده و حجم معاملات که برابر ۰/۲۶- است با رنگ قرمز در نمودار ترسیم شده است.



نمودار ۲- همبستگی پویای شرطی میان بازده و حجم معاملات شاخص کل منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به گسترش نقش بازار سرمایه در ایران طی دو دهه اخیر، آگاهی از رفتار متغیرهای مالی بیش از پیش ضروری به نظر می‌رسد. هدف اصلی پژوهش حاضر تبیین رابطه میان تلاطم بازده شاخص کل و حجم معاملات آن به روش بیزی بوده است. یافته‌های پژوهش با توجه به ضرایب بدست آمده در مدل نشان می‌دهد رابطه دو سویه میان متغیرهای مورد بررسی وجود دارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که افزایش تلاطم در حجم معاملات که ناشی از اخبار وارده بر بازار است موجب افزایش تلاطم در بازده می‌گردد و افزایش بازده نیز خود مانند یک خبر عمل کرده و موجب افزایش تلاطم در معاملات صورت گرفته در بازار می‌شود. که منطبق بر یافته‌های پژوهش‌های پیشین صورت گرفته در این زمینه است. آنچه یافته‌های پژوهش حاضر را متفاوت از پژوهش‌های پیشین می‌نماید، مطالعه رفتار سرمایه‌گذاران در

www.SID.ir

Archive of SID

تواترهای بزرگتر و ماهانه است که بازار در شرایط کارای ضعیف قرار می‌گیرد. هنگامی که بازار از کارایی ضعیف برخوردار باشد، ارتباطی منفی میان بازدهی و حجم معاملات مشاهده می‌گردد. بدین مفهوم که سرمایه‌گذاران به دلیل خوشبینی و انتظارات مثبت با افزایش بازده در بازه‌های بلندمدت، اقدام به حفظ سهام خود می‌نمایند و کاهش بازده در بازار کارا، موجب فروش‌های بیشتر و خروج سرمایه‌گذاران از بازار خواهد شد.

همچنین مشاهده می‌گردد که میان متغیر تلاطم بازدهی شاخص کل و حجم معاملات همبستگی شرطی پویا مدلDCC وجود داشته و این همبستگی در بستر زمان تغییر می‌نماید. بدین معنی که همبستگی میان دو متغیر مورد بررسی در طول زمان یک مقدار ثابت نخواهد بود و با توجه به تغییر شرایط این همبستگی تغییر می نماید و امکان در نظر گرفتن یک ضریب ثابت برای تاثیر پذیری این دو متغیر وجود ندارد بنابراین فرض اینکه دو متغیر مالی همواره دارای یک همبستگی شرطی ثابت به صورت مدل CCC هستند نقض می‌گردد.

جنبه دیگری که به آن پرداخته شده است، استفاده از توزیع‌های دارای دم‌پهن‌تر و چوله نسبت توزیع نرمال برای پسماندهاست. که یافته‌های پژوهش دلالت بر عملکرد بهتر توزیع t استیودنت چوله در مقایسه با سایر توزیع‌ها دارد. مشاهده می‌گردد اعمال عدم تقارن در واکنش‌ها به شوک‌های مثبت و منفی، توسط توزیع t استیودنت ، دقت مدل نهایی در مقایسه با سایر مدل‌ها افزایش یافته است.

پیشنهادها

با توجه به گسترش استفاده از رویکرد بیزی در مدل‌سازی‌های اقتصادسنجی مالی، مشاهده می‌گردد که استفاده در جایگاه درست از این روش‌ها، موجب بهبود در دقت مدل‌سازی می‌گردد. بر اساس یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌گردد که پژوهشگران متغیر حجم معاملات را به عنوانی متغیری موثر در پژوهش‌های خود مد نظر قرار دهند. همچنین با توجه به خلاءهای پژوهشی موجود، پیشنهاد می‌گردد رابطه میان بازده و حجم برای سهم‌های تاثیرگذار در بازار سرمایه و ارتباط میان سایر متغیرها مورد بررسی قرار گیرند. پیشنهاد می‌گردد رابطه تلاطم بازدهی متغیرهای کلان اقتصادی در سطح بین‌الملل بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با هدف سنجش تاثیر این تلاطم‌ها بر اقتصاد ایران، با روش بکار رفته در پژوهش مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد. نظر به اینکه در پژوهش حاضر به دلیل پیچیدگی‌های کد نویسی مدل‌سازی بیزی، تنها از الگوریتم گام برداری تصادفی متروپلیس هستینگ استفاده شده است، پیشنهاد می‌گردد برای گسترش بحث، سایر الگوریتم‌ها مورد مقایسه قرار گیرند

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

۱) اکبری، نجمه، آقامحمدی، علی، (۱۳۹۱). تحلیل بیزی مدلهای نوسان تصادفی با استفاده از توزیع لاپلاس چوله، سومین کنفرانس ریاضیات مالی و کاربردها.

۲) تهرانی, رضا, بلگوریان, میثم, نبی زاده, احمد. (۱۳۸۷). بررسی تاثیر چولگی و کشیدگی در توصیف بازده سهام با استفاده از مدل قیمت‌گذاری .*فصلنامه بورس اوراق بهادار*،۱(۴)،۳۵-۵۲.

۳) صالحی راد، محمدرضا، حبیبی فرد، نفیسه. (۱۳۹۱). مقایسه مدل گزینی بیزی بر اساس روش MCMC و سری های زمانی مالی مدلGARCH، *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۳ (۱۵)، ۶۷-۵۰.

۴) صمدی, سعید, نصرالهی, خدیجه, ثقفی کلوانق, رضا. (۱۳۸۸). ارزیابی پیش‌بینی‌پذیری شاخص بورس تهران .*فصلنامه بورس اوراق بهادار*.۲(۶)، ۵-۳۰.

۵) عباسی، ابراهیم، دهقان نیری، لیلا، پورداداش مهربانی، نازیلا. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین حجم معامله، بازده سهام و نوسان بازده در زمان مقیاس‌های مختلف در بورس اوراق بهادار تهران .*مدیریت دارایی و تأمین مالی*،۴(۴)، ۹۹-۱۱۴.

۶) کاشی، منصور، روشنف رضا، دنیایی، محمد. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط علّی و همزمان بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده بورس اوراق بهادار تهران: کاربردی از مدل‌های چندگانه. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۴(۱۷)، ۶۱-۸۶.

۷) محمدی، شاپور، راعی، رضا، تهرانی، رضا، فیض‌آباد، آرش. (۱۳۸۸). مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی*، ۱۱(۲۷)، ۹۷-۱۰۹.

۸) مقدس بیات، مریم، شیرین بخش، شمس اله و محمدی، تیمور. (۱۳۹۷). تحلیل نوسانات بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل MSBVAR-DCC. چشم‌انداز مدیریت مالی. ۸(۲۲)،۹۷-۱۱۲.

۹) شیرین بخش ماسوله, شمس اله, صفری, سولماز. (۱۳۹۲). بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام الگوریتم رگرسیون حداقل میانگین مربعات(LMS) . مهندسی‌مالی‌ومدیریت‌اوراق‌بهادار.۴(۱۷)، ۴۵-۵۹.

۱۰) شیرازیان, زهرا. (۱۳۹۷). بررسی دنباله بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران .مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار.۹(۳۴)، ۱۹۳-۲۱۳.

۱۱) حنیفی, فرهاد, موسوی ایوانکی, سیدمصطفی. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر عوامل فصلی و ایام مذهبی بر تغییرات شاخص .مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. ۲(۷)، ۱۶۷-۱۸۴.

www.SID.ir

Archive of SID

۱۲) سجاد, رسول, عسگری, محسن. (۱۳۹۱). بررسی روند زمانی قطعی و تغییر در پایداری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، مبتنی بر تحلیل بیزین و با مدل تعمیم یافته ریشه واحد تصادفی (GSTUR).مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار.۳(۱۲)، ۸۱-۱۰۹.

۱۳) محفوظی, غلامرضا, اکبری, محسن, فرخنده, مهسا, ایاغ, زهرا. (۱۳۹۸). حجم مبادلات بازار سهام و رشد اقتصادی: نقش تعدیل گر فناوری اطلاعات و ارتباطات با توجه به توسعه‌یافتگی کشورها .مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. ۱۰(۴۰)،۳۶۵-۳۸۵.

14) Abanto-Valle, C. A., Dey, D. K., & Lachos, V. H. (2014). Stock return volatility, heavy tails, skewness and trading volume: a Bayesian approach. *Federal University of Rio de Janeiro Working Paper. p1- 29.*

15) Ardia, D. (2006). Bayesian Estimation of the GARCH (1, 1) Model with Normal Innovations.

16) Ardia, D., & Hoogerheide, L. F. (2009). Bayesian estimation of the garch (1, 1) model with student-t innovations.

17) Ardia, D., & Hoogerheide, L. F. (2010). Efficient Bayesian estimation and combination of GARCH-type models. *Rethinking Risk Measurement and Reporting: Examples and Applications from Finance*, *2*.

18) Asai, M. (2006). Comparison of MCMC methods for estimating GARCH models. *Journal of the Japan Statistical Society*, *36*(2), 199-212.

19) Azzalini, A. (2013). The skew-normal and related families (Vol. 3). *Cambridge University Press.*-

20) Bauwens, L., & Lubrano, M. (1998). Bayesian inference on GARCH models using the Gibbs sampler. *The Econometrics Journal*, *1*(1), C23-C46.

21) Blume, L., Easley, D., & O'hara, M. (1994). Market statistics and technical analysis: The role of volume. *The Journal of Finance*, *49*(1), 153-181.

22) Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, *31*(3), 307-327.

23) Bollerslev, T., Engle, R. F., & Nelson, D. B. (1994). ARCH models. *Handbook of econometrics*, *4*, 2959-3038.

24) Bollerslev, T., Li, J., & Xue, Y. (2018). Volume, volatility, and public news announcements. *The Review of Economic Studies*, *85*(4), 2005-2041.

25) Bollerslev, T., Li, J., & Xue, Y. (2018). Volume, volatility, and public news announcements. *The Review of Economic Studies*, *85*(4), 2005-2041.

26) Campbell, J. Y., & Andrew, W. Lo, and A. Craig MacKinlay, (1997). *The econometrics of financial markets*, *2*.

www.SID.ir

Archive of SID

27) Chen, C. W., & Lee, J. C. (1995). Bayesian inference of threshold autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis, 16(5), 483-492.*

28) Chen, G. M., Firth, M., & Rui, O. M. (2001). The dynamic relation between stock returns, trading volume, and volatility. *Financial Review, 36(3), 153-174.*

29) Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.

30) Fernández, C., & Steel, M. F. (1998). On Bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association, 93(441), 359-371.*

31) Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, *48*(5), 1779-1801.

32) Iqbal, F., & Triantafyllopoulos, K. (2019). Bayesian inference of multivariate rotated GARCH models with skew returns. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 1-19.

33) Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects. *The journal of finance*, *45*(1), 221-229.

34) Lubian, D., & Raggi, D. (2004). MCMC Bayesian estimation of a skew-GED stochastic volatility model. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *8*(2).

35) Nakatsuma, T. (2000). Bayesian analysis of ARMA–GARCH models: A Markov chain sampling approach. *Journal of Econometrics*, *95*(1), 57-69.

36) Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.

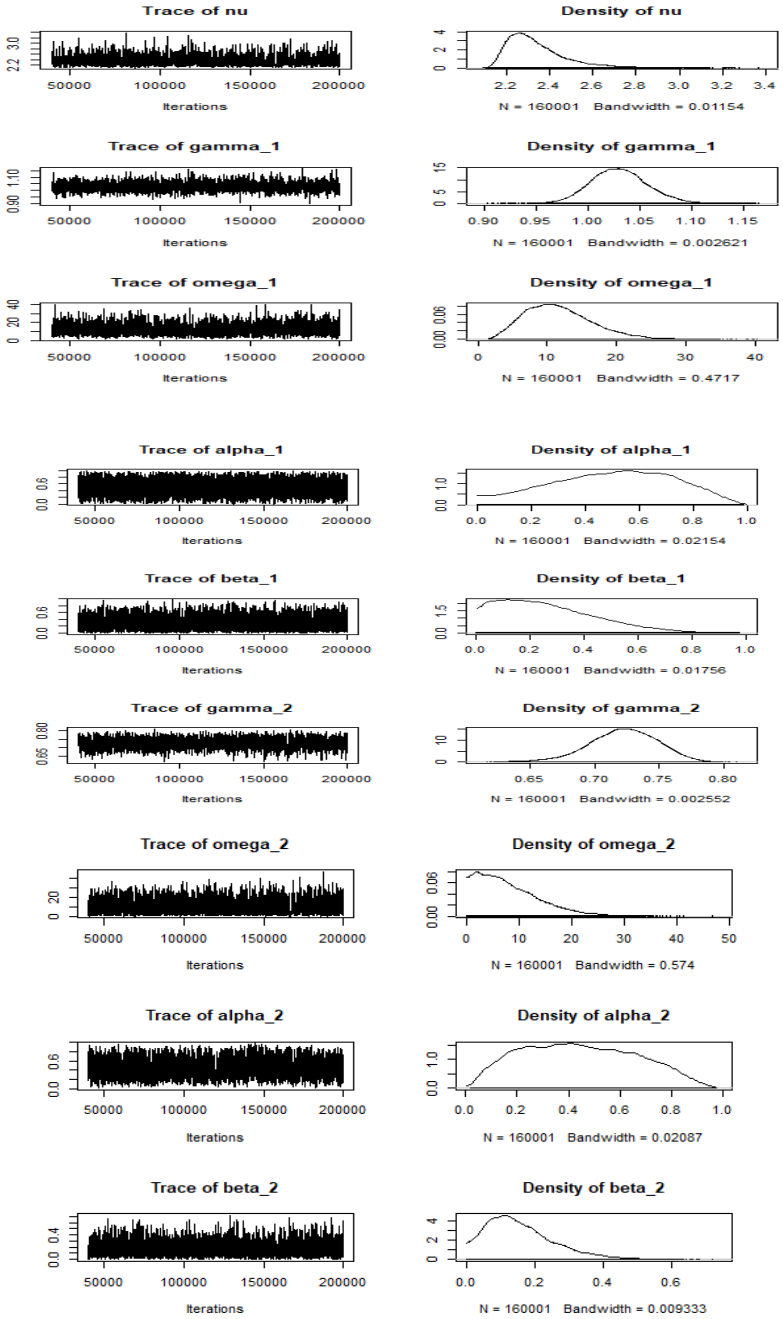
37) Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series (Vol. 543). John wiley & sons.*

38) Zellner, A. (1971). An introduction to Bayesian inference in econometrics *(Vol. 156). New York: Wiley*

www.SID.ir

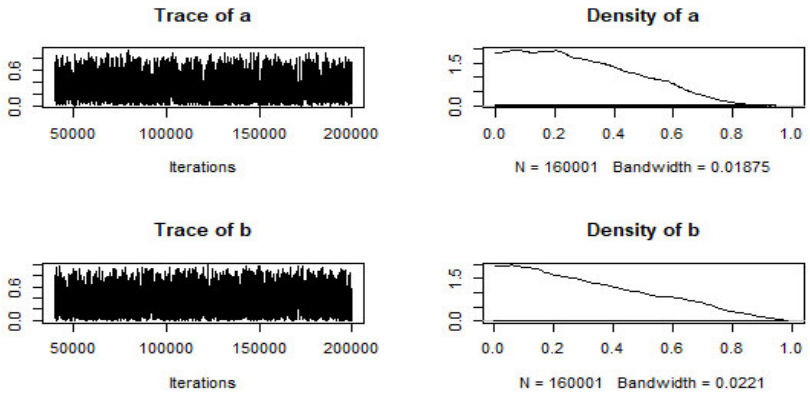
Archive of SID

پیوست۱-نتایج شبیه سازی پارامترها با توزیع t استیودنت چوله منبع: یافته‌های پژوهش



www.SID.ir

Archive of SID



یادداشت‌ها :

1 Campbell et al
2 Multivariate GARCH
3 Dynamic Conditional Correlation GARCH
4 Engle
5 Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
6 Bollerslev
7 Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
8 Lamoureux and Lastrapes
9 Standard and Poors
10 Blume et al
11 Chen et al
12 Bauwen and Lubrano
13 Metropolis Hastings
14 Importance Sampling
15 Nakatsuma
16 Lambert
17 Informative
18 Uninformative
19 Lubian and Raggi
20 Generalized Error Distribution
21 Asai
22 Markov Chain Monte Carlo
23 Ardia and Hoogerheide
24 Valle et al

www.SID.ir

Archive of SID

25 Chen et al
26 Dow Jones Industrial
27 Iqbal and Triantafyllopoulos
28 Vector Auotoregressive Glosten-Jagnnathan-Runkle
29 Constant Conditional Correlation
30 Fat-Tail
31 Markov- switching Bayesian Vector Autoregression
32 Tsay
33 Kashani et al (2013)
34 Ardia
35 Augmented Dickey Fuller Test
36 Phillips Perron Test
37 Wright
38 White Noise
39 Random Walk Metropolis Hastings
40 Burn-in
41 Trace Plot

www.SID.ir