فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال سوم/ شماره نهم/ بهار ۱۳۹۳

مقایسه کارایی مدل های خانواده GARCH در مدل سازی و اندازه گیری ریسک نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران

میر فیض فلاح شمس
دکتری مدیریت مالی از دانشگاه تهران و استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز
fallahshams@gmail.com

یعقوب پناهی
دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه علوم اقتصادی تهران
yarsan.p@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۲/۴/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/۹/۱۹

چکیده

از دیدگاه سرمایه گذاران ، قدرت نقدشوندگی یک بازار یکی از معیارهای مهم در انتخاب آن بازار برای سرمایه گذاری محسوب می شود. هدف از این مقاله مقایسه کارایی ۵ مدل از مدل های خانواده GARCH در مدل سازی واندازه گیری ریسک نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران است. در این راستا ، داده های سری زمانی به صورت روزانه از سال۸۱ تا۹۰ جمع آوری شدند.سپس با استفاده از برخی از مدل های خانواده GARCH به مدل سازی ریسک نقد شوندگی بازار پرداخته شد.در این پژوهش ، از معیار عدم نقدشوندگی آمیهود به عنوان معیار نقدشوندگی استفاده گردید. در ضمن، محاسبه معیار آمیهود بر اساس بازده شاخص کل قیمت (تپیکس)، صورت گرفته است.نتایج این پژوهش حاکی ازاین است که از بین ۵ مدلی که از خانواده گارچ به منظور مدل سازی ریسک نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران استفاده شد مدل ARCH-M بهترین مدل برای مدل سازی ریسک نقدشوندگی می باشد.

واژه‌های کلیدی: ریسک نقدشوندگی ، خانواده GARCH ، مدل آمیهود ، بورس اوراق بهادار تهران.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

نقدشوندگی بازار زمانی بالا ست که به راحتی بتوان ابزارهای مالی موجود در آن بازار را معامله کرد، به عبارت دیگر شکاف بین قیمت های دستورات خرید و فروش دارایی های موجود در آن بازار حداقل باشد. عدم وجود نوسانات شدید ، انعطاف قیمتی بالا و البته آسان بودن کسب اطلاعات در مورد دارایی های بازار مورد بررسی آسان باشد . قدرت نقدشوندگی زمانی مطرح می شود که سرمایه گذار نسبت به تبدیل شدن سریع دارایی هایش به پول نقد احساس نیاز کند.ریسک نقدشوندگی بازار عبارت است از خطر بدتر شدن وضعیت نقدینگی بازار هنگامی که فرد احتیاج به معامله دارایی اش دارد. کمبود منابع، میزان معاملات را کاهش می دهد و کاهش معاملات، نقدشوندگی بازار را تضعیف می کند. از آنجا که نقدینگی بازار ممکن است در آینده که فرد تصمیم می گیرد دارایی خود را به فروش برساند تضعیف شده باشد، ریسک نقدینگی بازار، آنگونه که پیش تر در مورد آن بحث نمودیم، پدیدار خواهد شد. در واقع یکی از موضوع های اساسی در سرمایه گذاری میزان نقدشوندگی دارایی هاست. نقش عامل نقدشوندگی در ارزشگذاری دارایی ها بسیار مهم است؛ به دلیل تنوع موجود در مباحث مربوط به نقدینگی واهمیت آن در قیمت گذاری دارائی ها ، زمینه مناسب تحقیقاتی در مورد این مبحث بوجود آمده است.چند نتیجه مهم می توان از کارهای انجام شده در این زمینه گرفت .اولا اینکه نوعی تشابه و همانندی در نقدینگی وجود دارد(چوردیا [۱] و همکاران ، ۲۰۰۰ ، هوبرمن و هالکا [۲] ، ۲۰۰۱ ، هاسبروک و سپپی[۳] ، ۲۰۰۱). منظور همان بررسی نقدینگی بازارهای مالی وتعمیم آن به به صورت نسبی به دارایی های قابل معامله در آن بازار است. دوم اینکه سرمایه گذاران در مقابل ریسک عدم نقدشوندگی نوعی پاداش طلب می کنند.(آمیهود و مندلسون [۴] ، ۱۹۸۶ ، برننان و سوبرامانیام[۵] ، ۱۹۹۶ ، داتار[۶] و همکاران ، ۱۹۹۸ ، آمیهود ، ۲۰۰۲). در پژوهش پیش رو تلاش شده است تا با استفاده از مدل های خانواده GARCH(فرآیندهای تعمیم یافته خود رگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی) میزان عدم نقدشوندگی برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران برآیند شود. وسپس کارائی مدل های خانواده GARCH در ارزیابی ریسک عدم نقدشوندگی بازار بررسی شده است.در بخش دوم این مقاله به تشریح مفاهیم مربوط به ریسک نقدینگی پرداخته می شود . وسپس به بررسی تحقیقات مرتبط انجام شده قبلی پرداخته می شود. در بخش سوم روش نمونه گیری و روش تحقیق ارائه میشود. بخش چهارم مقاله مدل های پژوهش و متغیرهای آن را بیان می کند . در بخش پنجم فرضیات پژوهش بیان می شودو در بخش ششم یافته های پژوهش ارائه می شودو در نهایت بخش هفتم نتیجه گیری پژوهش را بیان می کند.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بررسی درجه نقدشوندگی بازارهای مالی وتعمیم آن به صورت نسبی به دارایی های قابل معامله در آن بازار در واقع اشاره به روند میزان نقدشوندگی بازار در طی زمان دارد . اوراق بهاداری که به طور روزانه و به دفعات مکرر معامله می شوند، نسبت به اوراق بهاداری که به دفعات محدود و یا کم معامله می شوند، قابلیت نقدشوندگی بیشتر و درنهایت ریسک کم تری دارند.

درجه نقدشوندگی یک سرمایه گذاری وقتی پایین است که قیمت منصفانه آن به سرعت به دست نیاید. میزان نقدشوندگی سهام بر تصمیمات سرمایه گذاران در تشکیل پرتفوی سرمایه گذاری مؤثر است. به عبارت دیگر، سرمایه گذارا ن منطقی برای سهامی که نقدشوندگی کمتری دارد، صرف ریسک بیشتری را مطالبه می کنند و بازده مورد انتظار آنها بیشتر خواهد بود . بنابراین، رابطه منفی بین نقدشوندگی و بازده سهام در سطح ساختارهای کوچک وجود دارد. زیرا نقدشوندگی کم تر مساوی با ریسک بیشتر است و ریسک بیشتر همراه با بازده بیشتر است. اما در سطح کلان و در سطح یک کشور این انتظار میرود، هرچه نقدشوندگی سهام بیشتر بشود در برگیرنده ی اطلاعات جدیدی برای تغییرات تدریجی سهام باشد به بالارفتن سطح بازده منجر خواهد شد(برتولوتی بی، دی جونگ اف ، نیکودانو جی ، ایبولیا اس[۷] ، ۲۰۰۶).عامل نقدشوندگی در ارزشگذاری دارایی ها مهم است ؛ زیرا سرمایه گذاران به این موضوع اهمیت می دهند که اگر بخواهند دارایی های خود را به فروش رسانند، آیا بازار مناسبی برای آن ها وجود دارد یا خیر؟ هر چقدر قابلیت نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد،آن سهم جذابیت کمتری برای سرمایه گذاران خواهد داشت، مگر اینکه بازده بیشتری داشته باشد(کی ال جیوف فری سی ، گاوین جی ، نیکلسون[۸]، ۲۰۰۶) .

از دیدگاه اثر قیمتی، نقدشوندگی توانایی بازار برای جذب حجم عظیم معاملات بدون ایجاد نوسانات شدید در قیمت تعریف می شود. علاوه بر این، ویژگی اصلی بازارهای نقدشونده، اندک بودن فاصله ی بین قیمتهای پیشنهادی خرید و فروش است. به همین ترتیب عدم نقدشوندگی ، نمایانگر تأثیری است که روند سفارش برروی قیمت میگذارد (چوردیا تارون وهمکاران[۹]،۲۰۰۰). به زعم بلَک بازار نقدشونده بازاری است که از استحکام، عمق و انعطا ف پذیری زیاد برخوردار باشد و به طور معمول قیمت های واقعی و منصفانه دارایی ها را نشان دهد. استحکام عبارت از هزینه خرید و فروش فوری یک قرارداد یا همان تفاوت قیمتهای پیشنهادی خرید و فروش است. به عنوان مثال عمق بازار در بازار مشتقه به معنی تعداد قراردادهای مورد نیاز برای تغییر در قیمت و معرف تأثیر معاملات با حجم زیاد بر قیمتها است. به تعبیر ساده، عمق بیانگر حجم سفارشات بازار است. در تعیین میزان عمق بازار دو بعد مهم شامل نرخ تغییر قیمت و اندازۀ تغییر قیمت باید مورد توجه قرار گیرد. انعطاف پذیری به معنی زمان

Archive of SID

www.SID.ir

مورد نیاز برای بازگشت مجدد قیمت به حالت تعادل پس از وقوع شوکهای تصادفی است. انعطاف پذیری مدت زمانی است که پس از نوسان شدید قیمت باید طی شود تا بازار به حالت تعادل خود باز گردد(گووس ، باری ای[10]،۲۰۰۸).محققان تاکنون برداشت های متفاوتی از ریسک نقدینگی بازار داشته اند.چوردیا وهمکارانش (۲۰۰۰) معتقدند که نقدینگی بازار ناشی از این است که شرایط اقتصادی وغیراقتصادی کلان منجر به نوسانات مشترک در قیمت های عمومی بازار می شود.در حالی که کگونور وساد[11] (۲۰۰۴) معتقدند که وجود محدودیت در سرمایه و اطلاعات سود منجر به ایجاد هم بستگی در نقدشوندگی دارایی های موجود در یک پرتفوی می شود.هم چنین انجام معاملات با تکیه بر شایعات موجود در بازار (هوبرمن و هالکا[12]، ۲۰۰۱) ، اطلاعات سطحی (ساد[13]۲۰۰۶) ، خبرهای تحول در تکنولوژی های جدید،(چوردیا[14] وهمکاران، ۲۰۰۰) و وجود تشابه در روش ها،اهداف و استراتژی های سرمایه گذاران(بروکمن و چونگ[15] ، ۲۰۰۶) منجر به این می شود تا معاملات انجام شده در بازار دارای نوعی وابستگی به هم دیگر باشند ودر نتیجه موضوعی به نام نقدشوندگی مشترک بازار مطرح شود.

صرف نظر از دلایل مطرح شده بالا که منجر به مطرح شدن موضوعی با عنوان نقدشوندگی مشترک بازار می شود، ریسک نقدشوندگی سهام و یا درحالت کلی تر بازار، می تواند در قیمت گذاری دارایی ها تعیین کننده باشد.برای مثال ، اگر نقدشوندگی بازار افت کند ولی در عوض یک سهم خاصی نسبت به بازار نقدشوندگی بالایی داشته باشد ، سرمایه گذاران باید قیمت بالاتری را برای خرید آن سهم بپردازند بنابراین اگر شرایط به همین منوال ادامه پیدا کند نرخ بازده مورد انتظار کاهش خواهد یافت.اگرچه برخی از محققان بر این باورند که ریسک نقدینگی به عنوان یک ریسک خاص برای هر شرکت مطرح است.(آمیهود و مندلسون، ۱۹۸۶ ، برنانن و سوبراهمانیام[16]، ۱۹۹۶ ، آمیهود ، ۲۰۰۲) اما شواهد تجربی در مورد نقدینگی بازار حاکی از آن است که ریسک نقدینگی را نمی توان یه عنوان ریسک خاص هر شرکت در نظر گرفت.و به این دلیل لزوم بررسی ریسک نقدشوندگی در سطح بازار مطرح می شود.

لی[17](۲۰۱۱) ، کیوین[18](۲۰۰۸) و داویوونگز[19](۲۰۱۰) تحقیقات قابل استنادی در مورد ریسک نقدشوندگی بازارهای نوظهور انجام دادند.همه این محققان بر اهمیت نقدشوندگی بازار در بازارهای نوظهور تاکید داشتند ، اما به این نتیجه رسیدند که هرچه به سمت بازارهای منطقه ای وجهانی حرکت می کنیم از اهمیت موضوع نقدشوندگی بازار کاسته می شود.در تحقیقی که داویوونگز (۲۰۱۰) انجام داد به این نتبجه رسید که موضوع نقدشوندگی بازار در بازار های نوظهور آسیایی به ویژه بازار های چین وتایوان از اهمیت زیادی برخوردار است. لی(۲۰۱۱) به این نتیجه رسید که در بازار های نوظهور پاداش بیش تری به خاطر تحمل ریسک نقدشوندگی به عنوان یک ریسک سیستماتیک از سوی سرمایه گذاران طلب می شود. دلایل گوناگونی در مورد چرایی اهمیت موضوع نقدشوندگی در بازارهای

Archive of SID

www.SID.ir

نوظهور نسبت به سایر بازارها وجود دارد.اولا اینکه بازارهای نوظهور نسبتا کوچک هستند بنابراین دارایی هایی که به تحولات جهانی حساس هستند خود را با شرایط جهانی وفق می دهند که این موضوع می تواند منجر به این شود که نقدینگی این نوع دارایی ها از بازارهای جهانی تاثیر بگیرد. این مشاهدات برای بازار تایوان صدق می کند. ثانیا برخی از سهام ها نقدشوندگی پایینی دارند.وسوم اینکه در بازار هایی مثل بازار چین سرمایه گذارن خرد دارای گزینه های سرمایه گذاری محدودی هستند(ایبونگ وهوآنگ، ۲۰۰۷). بنابراین در سهام های محدودی می توانند سرمایه گذاری کنند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

روش مورد استفاده در این پژوهش ، توصیفی و از نوع تحلیل همبستگی و رگرسیون می باشد. در پژوهش پیش رو تلاش شده است تا با استفاده از ۵ مدل از مدل های خانواده GARCH (فرآیندهای تعمیم یافته خود رگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی) ریسک نقدشوندگی بازار را با استفاده از معیار آمیهود برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را تخمین زده و سپس با استفاده از آزمون های مناسب کارایی این مدل ها را در مدل سازی و اندازه گیری ریسک نقدشوندگی بازار با هم مقایسه کرد وبهترین مدل را انتخاب کرد.

چون در این تحقیق به دنبال پیش بینی مدل آمیهود به عنوان شاخص سنجش ریسک نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران هستیم، انتخاب پرتفوی کاملی از سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای انجام این کار لازم است. بدین منظور جامعه آماری در پژوهش پیش رو داده های سری زمانی متغیرهای خاص تاثیرگذار بر نقدینگی کل بازار است که به صورت ماهانه جمع آوری شده اندکه به خوبی می توانند ریسک نقدینگی شرکت های موجود در بورس را مدل سازی کنند و اندازه بگیرند.

به منظور تعیین نمونه و داده های مورد نیاز مدل های این پژوهش از روش نمونه گیری برش مقطعی طولی استفاده شده است. داده های حاصل از روش برش مقطعی طولی در یک برهه از زمان و به صورت تصادفی تهیه می شوند. نمونه انتخابی، داده های ماهانه مربوط به سری زمانی متغیرهای مستقل و وابسته مورد استفاده در مدل سازی ریسک نقدشوندگی ، در فاصله سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ می باشند.

اطلاعات مربوط به بررسی مبانی نظری و ادبیات موضوع از طریق مطالعات کتابخانه ای و جستجوی اینترنتی جمع آوری گردیده است و اطلاعات مربوط به سری زمانی داده های مربوط به مدل نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران نیز از طریق سایت رسمی شرکت بورس و اوراق بهادار و نرم

Archive of SID

www.SID.ir

افزار های موجود در کتابخانه سازمان بورس و اوراق بهادار تهران جمع آوری شده است. به منظور برازش مدل های اقتصاد سنجی GARCH و GARCH-M وEGARCH و Component ARCH(1,1) و IGARCH و هم چنین تجزیه و تحلیل داده های این تحقیق از نرم افزار E-Views استفاده شده است.

داده های این تحقیق شامل سری های زمانی متغیر عدم نقدشوندگی آمیهود که براساس شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (تپیکس) محاسبه شده است ، حجم معاملاتی بر حسب ریال ، اندازه بازار و تعداد کل سهام های شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد.

۴- مدل‌های پژوهش و پارامترهای آن

در مدل های شناخته شده ی اقتصادسنجی متداول، یکی از فروض کلاسیک، ثبوت واریانس جزء اختلال در کل دوره ی زمانی نمونه است؛ اما، در بسیاری از داد ه های سری زمانی اقتصادی، این داده ها در دوره هایی با نوسان های بالایی همراه است و درپی آن دور ه هایی با تغییرات اندک را می گذرانند. در این وضعیت، فرض وجود واریانس ثابت یا همسان معقول نخواهد بود. از سوی دیگر، در بسیاری از موارد به دنبال پیش بینی واریانس شرطی یک سری داد ه ها هستیم. برای مثال، یک سهامدار ممکن است به دنبال پیش بینی نسبت سود سهام و واریانس آن در طول دورهی نگهداری باشد؛ اگر این سهامدار بخواهد سهمی را در دوره t خریداری کرده و در دوره ی t+1 به فروش رساند، برای وی واریانس غیرشرطی و یا بلندمدت درآمد آن ارزش نخواهد داشت[۲۰] . در روش های شناخته شده به منظور رفع واریانس ناهمسانی از تبدیل های مختلف استفاده می شود؛ اما، این مسأله تا زمانی می تواند درست باشد که، دنباله ی جزء اختلال مدل براورد شده، دارای واریانس ثابت باشد، در غیر اینصورت باید از تبدیلاتی دیگر برای همسانی واریانس استفاده کرد.

- **مدل ARCH[۲۱] و GARCH[۲۲]**

مدل های ARCH اولین بار توسط انگل در سال ۱۹۸۲ معرفی شدند و در سال ۱۹۸۶ به وسیله بالرسلو تحت عنوان GARCH یا ARCH تعمیم یافته بسط داده شد .در مدل های اقتصادسنجی سنتی، ثابت بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فروض اصلی و کلاسیک اقتصادسنجی به حساب می آید. رابرت انگل (۱۹۸۲)، برای رهایی ازاین فرض محدود کننده روش جدیدی موسوم به ARCH را پایه گذاری کرد. یکی از دلایل استفاده از مدل های ARCH وجود خطاهای پیش بینی کوچک و بزرگ در خوشه های مختلف یک سری می باشد؛ به طوری که یک سری می تواند در طی سال های مختلف ، رفتار های متفاوتی از خود نشان دهد. در چنین شر ایطی انتظار بر این است که

Archive of SID

www.SID.ir

واریانس در طول زمان ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در واقع مزیت مدلهای ARCH این است که می تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد. در حالت کلی فرایند مرتبه q ام از ARCH و تابع حداکثر راست نمایی آن، توسط معادلات زیر ارائه می گردد:

$y_t \parallel \psi_{t-1} N (x_t \beta , h_t($

$$\sigma^2_{t+1/t} = h_t = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \epsilon^2_{t-i}$$

مدل رگرسیونی ARCH به صورت صریح بین واریانس غیرشرطی و واریانس شرطی تفاوت قایل شده و واریانس شرطی را به عنوان تابعی از خطاهای گذشته و در طول زمان متغیر فرض می کند.اگر ϵ_t یک فرایند تصادفی با اعداد حقیقی و به صورت محدود باشد و اگر ψ_t مجموعه اطلاعات موجود در طول زمان t فرض شود، در این صورت مدل GARCH به صورت زیر مطرح می شود:

$$\varepsilon_t \parallel \psi_{t-1} N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon^2_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

به طوریکه : $q > 0 , p \geq 0$ و $i = 1,2, \dots, q$ و $a_0 > 0, a_i \geq 0$ $i = 1,2, \dots p$ و $\beta_i \geq 0$

برای $p = 0$ فرآیند ARCH(q) خواهد شد. و اگر $p = q = 0$ باشد در این صورت به سادگی می توان دید که ε_t یک جمله وایت نویز [۲۳] است. در فرآیند ARCH(q) واریانس شرطی تابعی خطی از خطاهای گذشته است اما درفرآیند GARCH(p,q) واریانس های شرطی وقفه ای نیز وارد مدل می شوند. یک مدل ARCH دو ویژگی دارد: ۱) میانگین شرطی ۲) واریانس شرطی .

ساده ترین مدل GARCH(p,q) مدل GARCH(1,1) است که شامل یک جزء ثابت(ω) نوسان دوره ی گذشته که به شکل وقفه ای از مجموع باقیمانده ها یا پسماندهای معادله ی میانگین اندازه گیری می شود که جزء ARCH معادل ε^2_{t-1} و واریانس پیش بینی آخرین دوره، یا جزء GARCH معادل h_{t-1} خواهد بود. در فرم استاندارد مدل GARCH(1,1) که به صورت معادله ها ی زیر هستند:

$$y_t = x'_t \gamma + \varepsilon_t$$
$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} + \beta_1 h_{t-1}$$

Archive of SID

www.SID.ir

معادله اولی که میانگین شرطی مدل می باشد به عنوان تابعی از متغیرهای برونزا با جز اخلال ε_i می باشد. از آنجا که واریانس هر دوره بوسیله واریانس یک دوره قبل پیش بینی می شود به آن واریانس شرطی می گویند. واریانس شرطی که توسط معادله دوم مشخص می شود تابعی از ۳ عبارت زیر است:

- میانگین ω
- اخبار راجع به نوسان پذیری در دوره گذشته که توسط متغیر تاخیری مربع پسماند از معادله اول بدست می آید (ε_{t-1}^2). این عبارت را جز ARCH می نامند.
- پیش بینی واریانس آخرین دوره : h_{t-1} . این جز را جز GARCH می نامند.

عبارت(۱،۱) در GARCH(1,1) به وجود جز GARCH مرتبه اول (عبارت اول از سمت چپ در پرانتز) وجز ARCH مرتبه اول (عبارت دوم از سمت چپ در پرانتز) اشاره دارد. مدل ARCH معمولی شکل خاصی از مدل GARCH می باشد که در معادله واریانس شرطی آن یعنی همان معادله دوم جز پیش بینی واریانس تاخیری(h_{t-1}) وجود ندارد.

- **مدل EGARCH[۲۴]**

برای کنترل اثر نامتقارن نلسون الگوی EGARCH یا گارچ نمایی را تعریف می کند که در آن اثر اخبار نا متقارن می باشد . تصریح الگوی گارچ نمایی به صورت زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

طرف چپ معادله به صورت لگاریتمی آمده است و متضمن این نکته است که واریانس شرطی مثبت است و نیازی به ایجاد محدودیت هایی در ضرایب نیست . اثر ناتقارنی با فرضیه $\gamma < 0$ آزمون می شود. اگر γ به صورت معنی داری مخالف صفر باشد آنگاه اثر اخبار بر نوسانات نامتقارن میباشد. بین الگوی معرفی شده توسط نلسون والگوی EGARCH برآورد شده توسط نرم افزار EViews دو تفاوت وجود دارد؛ اول اینکه نلسون فرض می کند توزیع ε_t توزیع خطای عمومی[۲۵] (GED) است در حالیکه نرم افزار EViews به ما حق انتخاب توزیع نرمال ، t- استیودنت و توزیع GED را می دهد . ثانیاً تصریح الگوی معرفی شده توسط نلسون حالت خاصی از الگوی زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left|\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - E/\left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\varepsilon_{t-i}}\right)\right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\varepsilon_{t-k}}$$

Archive of SID

www.SID.ir

اگر فرض شود توزیع ε_t نرمال باشد، الگوی EGRACH به صورت زیر تصریح می شود:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \sum_{t=h}^{r} \gamma \frac{\varepsilon_{t-k}}{\varepsilon_{t-k}}$$

- **مدل IGARCH(۱و۱)**

نتایج تجربی به دست آمده از مدل های GARCH حاکی از این است که دربسیاری از موارد مجموع ضرایب α_k و $(k = 1, \dots, q$ و $h = 1, \dots, \mathrm{p})$ γ_h ، تقریبا برابر ۱ است. لذا در مدل های IGARCH ، قید زیر بر ضرایب تحمیل می شود:

$$\sum_{k=1}^{q} \alpha_k + \sum_{h=1}^{p} \gamma_h = 1$$

IGARCH (۱و۱) ، حالت خاصی از این مدل هاست که در بسیاری از مطالعات مورد استفاده قرار گرفته و خواص خوبی را از خود نشان داده اند . فرم معادلهٔ واریانس در این مدل به شرح زیر است:

$$\varepsilon_t = \sigma_t v_t v_t \sim iid(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \theta\varepsilon_{t-1}^2 + (1-\theta)\sigma_{t-1}^2$$

- **ARCH-M**

در مواردی ممکن است نیاز باشد که انحراف معیار یا واریانس شرطی را به عنوان یکی از متغیر های توضیحی وارد معادله میانگین شرطی (معادله اصلی) کنیم. در چنین شرایطی مدل زیر را خواهیم داشت:

$$Y_t = \mu + \delta\sigma_{t-1} + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$$

اگر δ معنی دار باشدبیانگر این است که بین میانگین بازدهی (Y) و ریسک (σ) رابطه وجود دارد.

- **GARCH با اجزا موقت ودائمی [(component ARCH(1,1)]**

مدل GARCH(1,1) را اگر به صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$\sigma_t^2 = \bar{w} + \alpha(u_{t-1}^2 - \bar{w}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - \bar{w})$$

Archive of SID

www.SID.ir

در واقع عرض ازمبدا آن برابر با $(۱ - \alpha - \beta)\overline{w}$ است که به شکل فوق نوشته شده است. مدل فوق بیانگر سری زمانی است که از خاصیت برگشت از میانگین برخوردار است.$\overline{w}$ میانگین ثابت را برای همه زمان ها نشان می دهد. این مدل نشان می دهد که هر تغییری که ایجاد شود یا هر شوکی که واردشود ، بعد از مدتی اثر آن از بیین می رود و σ_t^2 به سطح $\overline{w}$ بر می گردد. حال اگر میانگین را متغیر بگیریم و با m_t نشان دهیم ،مدل فوق را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\sigma_t^2 - m_t = \alpha(u_{t-1}^2 - m_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - m_{t-1})$$

$$m_t = w + \rho(m_{t-1} - w) + \phi(u_{t-1}^2 + \sigma_{t-1}^2)$$

معادله اول جز موقتی (یعنی $\sigma_t^2 - m_t$) را نشان می دهد که با ضریب $\alpha + \beta$ به سمت صفر همگرا است . معادله دوم (یعنی m_t) جز بلند مدت را توصیف می کند که با ضریب ρ به سمت w همگرا است . معمولا ρ نزدیک به ۱ است . و لذا سرعت همگرایی m_t بسیار پایین است .

معیارهای ارزیابی عملکرد پیش بینی

در این مطالعه، الگوهای مختلفی برای پیش بینی ریسک نقدشوندگی بازار بورس اوراق بهادار تهران استفاده می شود. عملکرد پیش بینی این الگوها بر اساس معیارهای مختلفی که در این بخش معرفی خواهند شد ارزیابی شده و بدین ترتیب الگوهای مناسب برای پیش بینی انتخاب می گردند. یکی از آماره هایی که به صورت سنتی به عنوان معیاری از دقت پیش بینی الگو مورد استفاده قرار گرفته است واریانس خطای پیش بینی است . برای ارزیابی الگوهای پیش بینی و مقایسه آنها با یکدیگر بایستی سه دوره را از یکدیگر متمایز ساخت. دوره اول شامل فاصله زمانی بین T_1 تا T_2 است که برای تخمین الگو مورد استفاده قرار می گیرد. دوره دوم فاصله زمانی بین t_2تا t_3 را در بر می گیرد. t_3 نشان دهنده مقطع زمانی کنونی (آخرین مشاهده قابل دسترس) است. علی رغم این که اطلاعات مربوط به متغیرها در این فاصله زمانی در دسترس می باشند اما از آنها برای تخمین الگو استفاده نمی شو د. فاصله زمانی مذکور که به دوره پیش بینی گذشته نگر شهرت دارد بر ای مقایسه سری واقعی و سری پیش بینی و ارزیابی الگوی پیش بینی ، مورد استفاده قرار می گیرد. در این دوره، میزان نزدیکی سری پیش بینی با سری واقعی بررسی می شود. در دوره سوم (فاصله زمانی بعد از t_3) که دوره پیش بینی آینده نگر نامیده می شود مقاد یر واقعی متغیرهای درون زا در دسترس نبوده و بایستی براساس الگو پیش بینی شود . در واقع هدف الگو، پیش بینی متغیرهای درون زا در این دوره زمانی است . در این مطالعه، الگوهای پیش بینی ابتدا برای دوره ۸۱ تا ۸۷ (براساس داده های ماهانه) برآورد گردیده و

Archive of SID

www.SID.ir

سپس ریسک نقدشوندگی بازار بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۸۸ تا انتهای سال ۹۰ پیش بینی شده است . با مقایسه مقادیر واقعی و پیش بینی شده نوسانات در دوره دوم، الگوهای پیش بینی با یکدیگر مقایسه می شوند.

آماره های مختلفی برای ارزیابی عملکرد الگوهای پیش بینی در دوره پیش بینی گذشته نگر مورد استفاده قرار گرفته است(پیندیک و رابینفلد[۲۶]، ۱۹۹۸). براساس این آماره ها میزان نزدیکی متغیر پیش بینی به سری واقعی اندازه گیری می شود. فرض کنید دوره اول (نمونه تخمین) فاصله زمانی t=1,…,T و دوره دوم (پیش بینی گذشته نگر) فاصله زمانی t= T+1,…,T+h را در بر می گیرد . مقادیر واقعی و پیش بینی شده در زمان t (مربوط به دوره دوم) را به ترتیب با y_t و $\widehat{y_t}$ نشان می دهیم. آماره های خطای پیش بینی که در این مطالعه برای ارزیابی عملکرد پیش بینی مورد استفاده قرار خواهند گرفت عبارتند از:

جذر میانگین مربع خطای $RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h}(\widehat{y_t} - y_t)^2}$

میانگین قدرمطلق خطای پیش بینی $MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\widehat{y_t} - y_t|/h$

میانگین قدرمطلق درصد خطای پیش بینی $MAPE = \sum_{t=T+1}^{T+h} \left|\frac{\widehat{y_t}-y_t}{y_t^a}\right|/h$

ضریب نابرابری تایل $TIC = \frac{\sum_{t=T+1}^{T+h}(\widehat{y_t}-y_t)^2/h}{\sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+k}\widehat{y_t}^2}{h}}+\sqrt{\sum y_t^2/h}}$

دو معیار اول به مقیاس اندازه گیری متغیر وابسته، حساس هستند . لذا تنها الگوهایی که متغیر وابسته آنها یکسان است را می توان براساس این دو معیار با یکدیگر مقایسه نمود . دو معیار دیگر به مقیاس اندازه گیری وابسته نیستند . ضریب نابرابری تایل، معیار اول (RMSE) را به گونه ای تعدیل می کند که همواره بین صفر و یک قرار گیرد . هر چه خطای پیش بینی کمتر باشد توانایی الگو برای پیش بینی مطابق این معیارها بیشتر است . مقدار صفر برای هر یک از آمار ه ها نشان دهنده برازش کامل است.

Archive of SID
www.SID.ir

۵- متغیرهای پژوهش

نقدینگی یک متغیر قابل مشاهده نیست بطوریکه روش های مختلفی برای محاسبه نقدشوندگی یک دارایی وجود دارد. در این تحقیق از نسبت عدم نقدشوندگی که توسط آمیهود(۲۰۰۲) ارائه گردیده، استفاده شده است. او برای محاسبه میزان عدم نقدشوندگی سهام i را در ماه t رابطه زیر را پیشنهاد کرد[۲۷] :

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{|\mathcal{R}_{td}^i|}{\mathcal{V}_{td}^i}$$

توجه داشته باشید که ما به جای محاسبه میزان عدم نقدشوندگی یک سهم خاص ، می خواهیم میزان عدم نقدشوندگی بازار را محاسبه کنیم.

در این جا $\mathcal{R}_{td}^i$ و $\mathcal{V}_{td}^i$ به ترتیب بازدهی و حجم ریالی (بر حسب میلیون) در روز d و ماه t و $Days_t^i$ تعداد روزهایی است که سهم i در ماه t معامله شده است . ساختار مفهومی معادله بالا این است که سهمی که نقدینگی پایینی دارد ، عدم نقدشوندگی یا $ILLIQ_t^i$ بالایی دارد ، قیمت سهام چنین سهمی در واکنش به حجم کم معامله تغییر قیمت بالایی را تجربه می کند .[۲۸] این مفهوم را اگر بخواهیم در مورد بازار بررسی کنیم می توان گفت که اگر شاخص کل بازار در واکنش به حجم کم معاملات با تغییرات بالایی مواجه شود می توان چنین استدلال کرد که چنین بازاری نقدشوندگی پایینی دارد .

هم چنین حجم معاملاتی (V ،اندازه بازار) (Sizeو تعداد کل سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس (n) متغیرهای مستقل مدل هستند . اندازه بازار از حاصل جمع اندازه کل شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به دست می آید . که اندازه شرکت هم از حاصل ضرب قیمت سهام شرکت در هر روز از سال در تعداد سهام شرکت در همان روز به دست می آید. در نهایت،میانگین ماهیانه لگاریتم طبیعی اندازه بازار در هر روز، به عنوان معیار اندازه بازار وارد مدل شده است . حجم ریالی معاملات بازار در ماه از حاصل جمع حجم ریالی معاملاتی شرکت های بورسی بدست می آید . که میانگین حسابی ماهانه لگاریتم طبیعی حجم ریالی معاملاتی بازار وارد مدل می شود . هم چنین میانگین حسابی لگاریتم طبیعی تعداد سهام کل شرکت ها به صورت ماهانه وارد مدل می شود .

Archive of SID

www.SID.ir

۶- فرضیات پژوهش

فرضیه ۱: با استفاده از مدل های خانواده GARCH امکان مدل سازی و پیش بینی ریسک نقدینگی در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

فرضیه ۲: روش M-GARCH بهترین روش برای مدل سازی ریسک نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران است.

۷- یافته های پژوهش

۷-۱- آزمون پایایی سری زمانی

در مدل هایی که جزو خانواده GARCH به شمار می آیند . پایا بودن سری زمانی بکار رفته بسیار مهم می باشد. در این پژوهش ،از آزمون دیکی – فولر افزوده شده (ADF) در سطح معناداری ۵٪ جهت آزمون پایایی سری زمانی استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فوق الذکر برای ۴ متغیر مدل در جدول زیر نمایش داده شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)

illiq	ADF Test Statistic	-۴,۲۲۴۲۵۷	Critical value1%	-۴,۰۳۷۶۶۸
			Critical value5%	-۳,۴۴۸۳۴۸
			Critical value10%	-۳,۱۴۹۳۲۶
v	ADF Test Statistic	-۱۶,۸۹۱۴۸	Critical value1%	-۳,۴۸۶۵۵۱
			Critical value5%	-۲,۸۸۶۰۷۴
			Critical value10%	-۲,۵۷۹۹۳۱
size	ADF Test Statistic	-۶,۷۷۸۳۰۹	Critical value1%	-۳,۴۸۶۵۵۱
			Critical value5%	-۲,۸۸۶۰۷۴
			Critical value10%	-۲,۵۷۹۹۳۱
n	ADF Test Statistic	-۱۰,۲۵۲۹۶	Critical value1%	-۳,۴۸۸۰۶۳
			Critical value5%	-۲,۸۸۶۷۳۲
			Critical value10%	-۲,۵۸۰۲۸۱

دیکی فولر داده ها را از لحاظ وجود یا نبود ریشه واحد آزمون می کند . همان طور که ملاحظه می کنید، آزمون ADF در سطوح اطمینان مختلف (از ۹۰ درصد تا ۹۹ درصد) مانایی (پایایی) سری های

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی را مورد تایید قرار می دهد. پس به دلیل عدم وجود ریشه واحد نامانایی سری زمانی رد میشود و این بدان معنی خواهد بود که گشتاورهای ثابتی برای بازده ها وجود دارد. پس اگر چنانچه شوک های مالی ، اقتصادی وسیاسی از قبیل تعدیل سود شرکت ها، تغییرات نرخ ارز یا نتایج انتخابات سری داده ها را تحت تاثیر قرار دهد ، به دلیل باثبات بودن یا مانا بودن داده ها اثر این قبیل شوک ها بر متغیر مورد نظر میرا است وبه تدریج از بین می رود . یعنی اثر شوک مورد نظر ، در طی زمان t کم تر از t+1 خواهد بود . به زبان ساده تر ، دوام وماندگاری اثرات شوک های وارده محدود است. از طرف دیگر به دلیل مانا بودن داده ها ، روند متغیرهای توضیحی یعنی حجم معاملات ، اندازه شرکت و تعداد کل سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس با متغیر وابسته یا همان متغیر عدم نقدشوندگی آمیهود دارای رابطه تعاملی اند. پس در چنین شرایطی امکان وجود رگرسیون کاذب رد می شود .

۷-۲- برازش مدل ریسک نقدینگی

روش های مختلفی برای تخمین پارامتر ها وجود دارد که روش OLS [۲۹] یکی از این روش ها می باشد.در روش OLS اصل بر مینیمم کردن مجموع مجذورات پسماند ها است . در این روش تخمین های بدست آمده باید دارای ویژگی های زیر باشند :

۱) نا اریب باشند
۲) سازگار باشند
۳) کارا باشند [۳۰]

جدول۲- خلاصه اطلاعات برازش مدل مناسب

Dependent Variable : ILLIQ Method: Least Squares
Sample : 1-120 Included observations: 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
C	e^{-11}8.36	e^{-12}9.17	۹,۱۲۰۳۸۱	۰,۰۰۰۰
V	$-e^{-12}$ 1.44	e^{-13} 3.47	-۴,۱۵۱۰۸۶	۰,۰۰۰۱
Size	$-e^{-12}$ 1.51	e^{-13}4.35	-۳,۴۷۶۲۳۸	۰,۰۰۰۷
N	e^{-13}2.99	e^{-14}7.41	۴,۰۳۰۲۹۹	۰,۰۰۰۱
R-squared	۰,۵۰۸۲۲۷	Mean Dependent Var		e^{-12}2.44
Adjusted R squared	۰,۴۹۵۵۰۹	S.D. dependent var		e^{-12}2.63
S.E. of regression	e^{-12}1.86	Akaike info criterion		-۵۱,۱۴۵۲۱
Sum squared resid	e^{-22}4.03	Schwarz criterion		-۵۱,۰۵۲۳۰
Log likelihood	۳۰۷۲,۷۱۳	F-statistic		۳۹,۹۶۰۴۵
Durbin-Watson stat	۱,۲۸۱۹۲۵	(Prob(F-statistic		۰,۰۰۰۰

Archive of SID

www.SID.ir

در تخمین های انجام شده مدل فوق از نظر معیارهای فوق الذکر مناسب ترین بوده است. این مدل دارای بیشترین R^2 می باشد .R^2 مدل ۰,۵۰۸۲۲۷ است که نشان می دهد ۵۰,۸۲۲۷ درصد از میزان تغییرات عدم نقدشوندگی بازارناشی از متغیرهای توضیحی حجم معاملات بازار، اندازه بازار وتعداد سهام شرکت های بورسی می باشد.آماره F نیز نشان می دهد کل مدل با معنی می باشد .به این دلیل که احتمال آماره F کم تر از ۱ درصد است در سطح خطای ۹۹ درصد حداقل یکی از ضرایب مخالف صفر است . با توجه به معناداری ضرایب و موارد مهم ذکر شده، مدل تصریح شده را می توان به صورت زیر در نظر گرفت:

$$Illiq = \beta_0 + \beta_1 \mathcal{V}_t + \beta_t Size_t + \beta_t n_t$$

$$Illiq = (8.36e^{-11}) + (-1.44e^{-12})\mathcal{V}_t + (-1.51e^{-12})Size_t + (2.99e^{-13})n_t$$

که مدل مذکور بیانگر این است که نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران ناشی از میزان حجم ریالی معامله شده سهام شرکت های پذیرفته شده یا به عبارت دیگر ارزش کل معاملات ، اندازه بازار که ناشی از اندازه شرکت هاست و تعداد کل سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس می باشد.

۷-۳- آزمون ضریب لاگرانژ(LM)

بعد از اینکه مدل مناسب از طریق روش OLSبرآورد شد، به منظور اطمینان خاطر از وجود اثر ARCH در سری زمانی انتخاب شده، با انجام آزمون ضریب لاگرانژ این پدیده مورد بررسی قرار می گیرد. در استفاده از مدل های ناهمسانی واریانس شرطی (گارچ) پیش از هر چیز باید از ثابت و یا متغیر بودن واریانس جمله خطا آگاهی یافت. به این منظور آزمون ضریب لاگرانژ بر روی پسماندها برای سری زمانی داده های مدل برازش شده مان با اعمال یک وقفه انجام شد که نتایج آن در جدول (۳) مشاهده می شود . بنابراین فرض صفر مبنی بر ثابت بودن واریانس در طول نمونه رد میشود و لذا بازده شاخص دارای اثرات آرچ است. جدول زیر آزمون ضریب لاگرانژ را به منظور شناسایی اثرات ARCH نمایش داده است.

جدول ۳ – نتایج آزمون ضریب لاگرانژ

ARCH Test:			
F-statistic	۱۴,۷۱۳۶۸	Prob. F(1,115(	۰,۰۰۰۲
Obs*R-squared	۱۳,۶۱۱۸۴	Square(1) Prob. Chi-	۰,۰۰۰۲

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به اینکه احتمالات مربوط به آماره F و $\mathcal{R}^2$ در جدول بالا کم تر از ۰,۰۵ است ، بنابراین فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر عدم وجود اثر ARCH رد شده وفرضیه مقابل تایید می گردد. تایید فرضیه H_1 به معنای تایید وجود اثر ARCH است . وجود اثر ARCH به معنی این است که واریانس جمله خطا یا به عبارت دیگر قسمتی از تغییرات متغیر عدم نقدشوندگی آمیهود که توسط ۳ متغیر مدل توضیح داده نشده است ،ناهمسان است و یا ثابت نیست. در این صورت اگر مجذور جمله خطا را در مقابل متغیرهای مستقل حجم معاملات بازار ، اندازه بازار و تعداد دفعات معاملات رسم کنیم نمودار بدست آمده نشانگر وجود رابطه بین متغیرهای توضیحی وجمله خطاست. پس میتوان آثاری از آرچ، به خصوص نوسان خوشه ای را ملاحظه کرد. ویژگی داده های مورد استفاده در این پژوهش این است که دارای تغییرپذیری خوشه ای هستند یعنی تغییرات بزرگ در متغیر های تصریح شده مدل منجر به تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک منجر به تغییرات کوچک می شود. یعنی سطح جاری تغییرپذیری رابطه مثبتی با مقادیر گذشته دارد.

۴-۷- تخمین ریسک نقدینگی بازار با استفاده از مدل های خانواده GARCH

بعد از حصول اطمینان نسبت به وجود پدیده ناهمسانی واریانس شرطی یا اثر ARCH مدل استاندارد برای ۷ مدل از خانواده GARCH برآورد می شود . به این نکته توجه کنید که مجموع ضرایب معادله نوسانات کمتر از ۱ است، بیانگر مانا بودن فرآیند واریانس بازدهی در شاخص کل می باشد . خروجی نرم افزار E-views برای تخمین مدل ها به شرح زیر می باشد:

جدول ۴ – نتایج مدل های خانواده گارچ

	Standard parameter	Coefficient	Std. Error	z-Statistic
GARCH	C	e-256.21	e-252.93	۰,۰۳۴۱
	RESID(-1)^2	۰,۱۵۰۰۰۰	۰,۱۲۸۰۷۴	۰,۲۴۱۵
	GARCH(-1(	۰,۶۰۰۰۰۰	۰,۱۶۲۵۹۲	۰,۰۰۰۲

پس از تخمین مدل GARCH می توان شاخص نوسانات برای برآورد VAR را براساس رابطه زیر بدست آورید:

$$\sigma_t^2 = (6.21\mathrm{e}^{-25}) + 0.6\sigma_{t-1}^2$$

Archive of SID

www.SID.ir

	Standard parameter	Coefficient	Std. Error	z-Statistic
IGARCH	RESID(-1)^2	E-242.35	۰,۰۲۰۷۹۲	e-221.13
	GARCH(-1(	۱,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۲۰۷۹۲	۴۸,۰۹۵۴۲

پس از تخمین مدل IGARCH می توان شاخص نوسانات برای برآورد VAR را براساس رابطه زیر بدست آورید:

$$\sigma_t^2 = \sigma_{t-1}^2$$

	Standard parameter	Coefficient	Std. Error	z-Statistic
EGARCH	C(5(	-۵۴,۰۴۹۷۶	۰,۱۰۹۱۷۲	-۴۹۵,۰۸۹۵
	C(6(	۰,۰۱۰۰۰۰	۰,۰۱۵۷۱۹	۰,۶۳۶۱۹۱
	C(7(	۰,۰۱۰۰۰۰	۰,۰۱۵۷۹۴	۰,۶۳۳۱۳۸
	C(8(	۰,۰۱۰۰۰۰	۰,۰۰۲۱۰۰	۴,۷۶۲۱۸۵

پس از تخمین مدل EGARCH می توان شاخص نوسانات برای برآورد VAR را براساس رابطه زیر بدست آورید:

$$\log(\sigma_t^2) = -54.04976 + 0.01\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

	Standard parameter	Coefficient	Std. Error	z-Statistic
component ARCH(1,1(	C(5(	e-243.36	e-241.09	۰,۰۰۲۰
	C(6(	۰,۵۰۰۰۰۰	۰,۰۸۸۶۳۴	۰,۰۰۰۰
	C(7(	۰,۰۴۰۰۰۰	۰,۱۳۹۸۵۲	۰,۷۷۴۹
	C(8(	۰,۰۴۰۰۰۰	۰,۱۷۷۱۲۷	۰,۸۲۱۳
	C(9(	۰,۰۱۶۰۰۰	۲,۶۳۴۹۷۵	۰,۹۹۵۲

پس از تخمین مدل component ARCH(1,1) می توان شاخص نوسانات برای برآورد VAR را براساس رابطه زیر بدست آورید:

$$\sigma_t^2 = (3.36e^{-24}) + 0.5u_{t-1}^2$$

	Standard parameter	Coefficient	Std. Error	z-Statistic
ARCH-M	C	e-256.38	e-252.21	۲,۸۸۹۳۹۷
	RESID(-1)^2	۰,۱۵۰۰۰۰	۰,۰۹۵۲۳۴	۱,۵۷۵۰۶۲
	GARCH(-1(	۰,۶۰۰۰۰۰	۰,۱۰۰۹۱۳	۵,۹۴۵۷۳۵

Archive of SID

www.SID.ir

پس از تخمین مدل ARCH-Mمی توان شاخص نوسانات برای برآورد VAR را براساس رابطه زیر بدست آورید .

$$\sigma_t^2 = (6.38e^{-25}) + 0.6\sigma_{t-1}^2$$

۷-۵- نتایج آزمون کارایی مدل های خانواده GARCH

در این تحقیق ابتدا مدل برای کل نمونه تخمین زده شد و مقادیر واقعی واریانس شرطی به دست آورده شد . سپس مدل را برای دو سوم نمونه (از ابتدای سال ۸۱ تا انتهای سال ۸۷) تخمین زده و پیش بینی واریانس شرطی برای دورهٔ باقیمانده (از ابتدای سال ۸۸ تا انتهای سال ۹۰) صورت گرفت . با استفاده از مقادیر پیش بینی و مقادیر واقعی واریانس شرطی ، معیارهای ارزیابی عملکرد پیش بینی برای پنج مدل محاسبه شد. نتایج در جدول (۵) آورده شده است .

جدول ۵ - ارزیابی عملکرد پیش بینی

آماره های خطای پیش بینی	GARCH	EGARCH	IGARCH	ARCH-M	component ARCH(1,1(
RMSE	E-122.23	E-122.25	E-122.23	E-122.14	E-122.23
MAE	E-121.94	E-121.95	E-121.94	E-121.86	E-121.94
MAPE	۲۸۶,۲۱۸۱	۲۸۸,۴۹۲۸	۲۸۶,۲۱۸۱	۲۷۲,۲۳۱۲	۲۸۶,۲۱۸۱
Theil-IC	۰,۶۷۸۶۶۴	۰,۶۸۱۸۱۰	۰,۶۷۸۶۶۴	۰,۶۶۶۸۶۵	۰,۶۷۸۶۶۴

با توجه به جدول فوق مدلی که دارای کم تر ین خطای پیش بینی باشد ، بهترین می باشد. همان طور که مشاهده می شود مدل ARCH-M براساس هر چهار معیار RMSE، MAE، MAPE و Theil-IC دارای قدرت پیش بینی بالاتری می باشد. یعنی اینکه مدل ARCH-M ریسک نقدشوندگی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس را باخطای کم تری پیش بینی می کند.این امر نشان می دهد که اگر ریسک نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل ARCH-Mمدل سازی شود، میزان نزدیکی متغیر پیش بینی شده یعنی ریسک نقدینگی بامقدار واقعی اش بیشتر می شود.

۸- نتیجه گیری و بحث

هدف از این مقاله مقایسه کارایی ۵ مدل از مدل های خانواده GARCH در مدل سازی واندازه گیری ریسک نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران بود.براساس یافته های حاصل از این پژوهش از بین ۵ مدل خانواده اتو رگرسیو واریانس ناهمسان شرطی ، مدل ARCH-M براساس هر چهار معیار RMSE

Archive of SID

www.SID.ir

، MAE، MAPE و Theil-IC بهترین عملکرد پیش بینی ریسک عدم نقدشوندگی بازار بورس و اوراق بهادار تهران را دارا می باشد. نتایج این تحقیق شواهدی قوی مبنی بر متقارن بودن نوسانات ریسک نقدشوندگی ارایه می کند به این مفهوم که اخبار بد (تکانه های منفی) و اخبار خوب منجر به نوسانات آتی مشابهی خواهد شد. هم چنین اندازه بازار و حجم ریالی معاملاتی به عنوان متغیر مستقل در مدل آمیهودتأثیر منفی بر عدم نقد شوندگی بازار داراست و به این مفهوم است که هر چه اندازه و حجم ریالی معاملاتی بازار بزرگتر باشد ، ریسک عدم نقد شوندگی بازار کاهش می یابد.متغیر دیگری که در این مدل به عنوان متغیر اثرگذار بر ریسک نقد شوندگی بازار مطرح شد تعداد سهام های موجود در بازار است که از جمع تعداد سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس تهران به دست می آید . همان گونه که گفته شد این متغیر رابطه مثبتی با ریسک عدم نقدشوندگی بازار دارد . البته این مساله ممکن است برای بازار های مالی کشور های دیگر صدق نکند.در این پژوهش ریسک نقدشوندگی را برای کل بازار بررسی کردیم نه برای تک تک شرکت ها.به عبارت دیگر ریسک نقدشوندگی را ریسک سیستماتیک در نظر گرفتیم وبرای اولین بار ARCH-M را به عنوان مدلی مناسب برای مدل سازی ریسک نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران مطرح کردیم و متغیر تعداد سهام کل شرکت های بورس اوراق بهادارا به عنوان متغیر اثرگذار در نقدشوندگی بازار مطرح کردیم با توجه به گسترش روز افزون بازار بورس اوراق بهادار تهران ، بی ثباتی بیشتر و نوسانات شدید نقدشوندگی بازار بورس تهران استفاده از مکانیسم هایی که بتوان به کمک آن ریسک کاهش نقدشوندگی بازار در آینده را پوشش داد امری ضروری است . مطابق نتایج این تحقیق ، خانواده مدل های اتورگرسیو واریانس ناهمسان شرطی و از جمله مدل ARCH-M می تواند کمک بزرگی در این زمینه باشد.

فهرست منابع

* اندرس. والتر (۱۳۸۶) ، «اقتصادسنجی سری های زمانی با رویکرد کاربردی» ، ترجمه ی مهدی صادقی و سعید شوا لپور، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، جلد اول، صفحه ی ۲۵۲.
* رسول بیدرام (۱۳۸۱) ، «همگام با اقتصادسنجی » ، انتشارات منشور بهره وری ، تهران ، صفحه ی ۵۲.
* ACHARYA, V. V. & PEDERSON, L. H. (2005) Asset Pricing with Liquidity Risk. Journal of Financial Economics, 77, 375-410 .
* AMIHUD, Y. (2002) Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects. Journal of - Financial Markets, 5, 31.

Archive of SID

www.SID.ir

* AMIHUD, Y. & MENDELSON, H. (1986) Asset Pricing and Bid-Ask Spread. Journal of Financial Economics 17, 223-249 .
* Bortolotti B, De Jong F, Nicodano G, Ibolya S (2006). Privatization and Stock Market Liquidity, Journal of Banking and Finance, Social Scien Electronic Publishing.
* BRENNAN, M. J. & SUBRAHMANYAM, A. (1996) Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns. Journal of Financial Economics, 41, 441-464.
* (۸BROCKMAN, P. & CHUNG, D. Y. (2002) Commonality in Liquidity: Evidence from an Order-Driven Market Structure. Journal of Financial Research 25, 521-539.
* BROCKMAN, P. & CHUNG, D. Y. (2006) Index Inclusion and Commonality in Liquidity: Evidence from Stock Exchange of Hong Kong. International Review of Financial Analysis, 15, 291-305 .
* BROCKMAN, P., CHUNG, D. Y. & PÉRIGNON, C. (2009) Commonality in Liquidity: a Global Perspective. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 44 851-882.
* CHORDIA, T., ROLL, R. & SUBRAHMANYAM, A. (2000) Commonality in Liquidity. Journal of Financial Economics, 56, 3-28 .
* COUGHENOUR, J. F. & SAAD, M. M. (2004) Common Market Makers and Commonality in Liquidity. Journal of Financial Economics, 73, 37-69.
* DATAR, V. T., NAIK, N. Y. & RADCLIFFE, R. (1998) Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test. Journal of Financial Markets, 1, 203-219.
* DAVIVONGS, K. (2010) Commonality in Liquidity within Emerging Markets. Finance. Bangkok, Thailand, Thammasat University. Doctoral Thesis.
* EUN, C. S. & HUANG, W. (2007) Asset Pricing in China's Domestic Stock Markets: Is There a Logic? Pacific-Basin Finance journal, 15, 452-480 .
* Goss, Barry A. (2008). "Debt, Risk and Liquidity in Futures Markets", Routledge, New York.
* HASBROUCK, J. & SEPPI, D. (2001) Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity. Journal of Financial Economics 59, 383-411 .
* HUBERMAN, G. & HALKA, D. (2001) Systematic Liquidity. Journal of Financial Research, 24, 161-178 .
* Kiel Geoffrey C, Gavin J, Nicholson (2003). Board Composition and Corporate Performance: How the Australian Experience Informs Contrasting Theories of Corporate Governance, Corporate Governance: An International Review, vol. 11: 189-205.

Archive of SID

www.SID.ir

* LEE, K. H. (2011) The world price of liquidity risk. Journal of Financial Economics, 99, 136-161.
* QIN, Y. (2008) Liquidity and Commonality in Emerging Markets. Working paper. Illiquidity in Stock Returns. Journal of Financial Economics, 41, 441-464.
* SADD, M. M. (2006) Floor Information and Common Variations in Liquidity. Applied Financial Economics Letters, 2, 275-278

یادداشت‌ها

[1] Chordia
[2] Huberman and Halka
[3] Hasbrouck and Seppi
[4] Amihud and Mendelson
[5] Subrahmanyam and Brennan
[6] Datar
[7] Bortolotti B, De Jong F, Nicodano G, Ibolya S
[8] Kiel Geoffrey C, Gavin J, Nicholson
[9] Chordia Tarun et al
[10] Goss, Barry A
[11] Coughenour and Saad
[12] Huberman and Halka
[13] Sadd
[14] Chordia
[15] Brockmanand and Chung
[16] Brennan and Subrahmanyam
[17] Lee
[18] Qin
[19] Davivongs
[20] اندرس. والتر (۱۳۸۶) ، ترجمه ی مهدی صادقی و سعید شوا لپور
[21] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[22] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[23] White Noise
[24] The Exponential GARCH
[25] Generalized Error Distribution
[26] indyck & Rubinfeld
[27] (ACHARYA, V. V. & PEDERSON, L. H. (2005
[28] (ACHARYA, V. V. & PEDERSON, L. H. (2005
[29] Ordinary Least Squear
[30] رسول بیدرام (۱۳۸۱)

Archive of SID
www.SID.ir