مجله مطالعات مالی
شماره پنجم
بهار ۱۳۸۹

اثر بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار تهران

دکتر مهدی تقوی[۱]
دکتر فرهاد غفاری[۲]
سیدیاسر غیبی[۳]

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۰۲/۲۵

چکیده

با توجه به موضوع مهم بحران مالی و اثرات مهم این مسأله بر بورس اوراق بهادار تهران، بر آن شدیم تا تحقیقی در مورد اثرات بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار تهران انجام دهیم و میزان اثرات آن و استمرار نوسانات را بصورت کمّی بیان کنیم. بدین منظور در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی ۱۳۸٤/۰۱/۱٦ تا ۱۳۸۸/۰۸/۱۸ و متدولوژی آرچ و گارچ و الگوریتم ICSS جهت بررسی اهداف فوق استفاده شده است. هدف اصلی این پژوهش بررسی میزان اثرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بحران مالی غرب می باشد و اهداف ویژه آن شامل:

۱) یافتن تغییرات ناگهانی نوسانات بازده سهام توسط الگوریتم ICSS

۲) تطابق این تغییرات با وقایع جهانی که در طول سری زمانی رخ می دهد می باشد.

نتایجی که از این تحقیق بدست آمد نشان میدهد که اولا بحران مالی غرب بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران تاثیرگذار نبوده است و همچنین استمرار نوسانات در این دوره نیز کم بوده است.

واژه‌های کلیدی: بحران مالی، نوسانات، الگوریتم ICSS، آرچ و گارچ، بورس اوراق بهادار تهران

۱- استاد دانشگاه علامه طباطبایی
۲- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات f_ghaffari@yahoo.com
۳- دانش آموخته کارشناسی ارشد رشته مدیریت بازرگانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران Gheibi.yaser@gmail.com

مقدمه

پدیده بحران مالی در جهان پدیده ای نو نیست. ساختار یک اقتصاد یا مجموعه ای از اقتصادها ممکن است با بحران مالی مواجه شوند. در واقع تغییر شکل، ابعاد، علل و ریشه‌های بحران مالی است که وضعیت متحولی از این بحران بوجود می آورد.

جهانی بودن اقتصاد امروز بر همگان آشکار است. زمینه های بهره برداری از توسعه برون زا یا به عبارت بهتر استفاده از تسهیلات و امکانات موسسات مالی و پولی بین المللی در جهت رشد پدیده جهانی شدن اقتصاد می باشد.

آشفتگی عظیمی که از تابستان سال ۲۰۰۷ در بازار مسکن و بازارهای ایالات متحده آمریکا پدیدار شد در سال ۲۰۰۸و ۲۰۰۹ نیز ادامه یافت و در سپتامبر سال ۲۰۰۸ با به تصویر کشیدن یک بحران مالی ویرانگر، بازارهای مالی بین المللی و اقتصاد بسیاری از کشورهای جهان را در معرض آسیب های جدی قرار داد. بحران مالی و اعتباری سال ۲۰۰۸، بانکها و موسسات مالی بسیاری را در سراسر جهان به کام نابودی و ورشکستگی کشاند و منجر به ادغام یا تبدیل تعداد زیادی از آنها به بانک های تجاری گردید.

این بحران بدترین بحران اقتصادی از زمان رکود بزرگ در سال ۱۹۲۹ است. کاهش اعتماد عمومی نسبت به بازارهای مالی و خشک شدن جریان اعتباری باعث گردید که اثرات بحران به بخش واقعی اقتصاد کشورها سرایت کند و چشم اندازی به مراتب بدتر از انتظارات اولیه نسبت به آینده اقتصاد جهانی را ترسیم نماید.

با توجه به نقش و اهمیت بازار سرمایه در رشد و توسعه اقتصاد کشور ضرورت شناخت رفتار نوسانات بازار سهام و اینکه کدام عوامل جهانی یا داخلی اجتماعی، سیاسی و یا اقتصادی، غالب و باعث نوسانات و ناپایداری بازار سرمایه می شود اهمیت خاصی پیدا می کند تا از این حیث شناخت لازم از بازار و عوامل ریسک جهت تصمیم گیری صحیح و مناسب فعالان و دست اندرکاران بازار سرمایه فراهم شود. خلأ تحقیقاتی که در این زمینه وجود دارد این است که میزان اثرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بحران به صورت کیفی بیان میشود که در این تحقیق بر آنیم تا این تاثیر را به صورت کمّی بیان کنیم. هدف اساسی در این مقاله بررسی میزان اثرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بحران مالی غرب بوده است.

در ادامه، مروری بر تحقیقات انجام شده صورت می گیرد. سپس داده های الگو در بخش سوم معرفی می شود. بخش چهارم به برآورد الگوها و آزمون فرضیه ها اختصاص یافته است. در بخش پنجم نتیجه تحقیق ارائه شده است.

مروری بر ادبیات موضوع

۱-۱- آگاروال، اینکلن و لیل[1] در تحقیقی با عنوان " نوسانات در بازارهای نوظهور " تغییرات نوسانات بازدهی بازارهای نوظهور سهام و وقایعی که با نوسانات فزاینده مرتبط است را بررسی کرده اند. بازدهی بر مبنای پول رایج محلی و دلار در طول دوره ی ۱۹۸۵-۱۹۹۵ بررسی می شود. نوسانات بالا در بازارهای نوظهور با تعدادی تغییرات ناگهانی مشخص شده است، به عنوان مثال در آرژانتین هفت تغییر مشخص نوسانات در طول این دوره ی زمانی وجود داشت. تغییرات ناگهانی در نوسانات به وقایع مهم سیاسی، اجتماعی و اقتصادی کشورها مربوط می شد. این وقایع شامل بحران مکزیک، دوره ی تورم حاد در آمریکای لاتین، تعارض مارکوس در فیلیپین و رسوایی در بازار سهام هند بود. سقوط اقتصادی سال ۱۹۸۷ تنها واقعه ی جهانی است که باعث یک جهش در نوسانات در چندین بازار نوظهور شد.

تعداد تغییرات ناگهانی نوسانات در کشورها متفاوت بوده و همچنین به فراوانی داده ها مربوط می شود. تعداد بیشتر نقاط تغییرات ناگهانی نوسانات برای بازدهی های روزانه نسبت به بازدهی های هفتگی و ماهانه ملاحظه می شود و همچنین نتایج تحقیق برای بازدهی بر مبنای پول محلی بطور مشخصی با بازدهی بر مبنای دلار اشتراک دارد. (Aggarwal, Inclan, Leal, 1999)

۲-۱- حموده و لی[2] در تحقیقی تحت عنوان "تغییرات ناگهانی در نوسانات بازارهای نوظهور سهام کشورهای عربی خلیج فارس" تغییرات ناگهانی در نوسانات برای پنج بازار سهام حوزه خلیج فارس را با استفاده از الگوریتم ICSS بررسی کرده و تاثیرات آنها را بر روی استمرار برآوری نوسانات تجزیه و تحلیل می کنند. این روش تغییرات بالا در نوسانات بازار سهام در طول دوره های هفتگی را از سال ۱۹۹٤ تا ۲۰۰۱ شناسایی می کند. این تحقیق دریافت بسیاری از بازارهای سهام خلیج فارس به رویدادهای عمده جهانی

نسبت به عوامل محلی و منطقه ای حساس ترند. بحران۱۹۹۷ آسیا، سقوط قیمتهای نفت در سال ۱۹۹۸ بعد از بحران، پذیرش مکانیزم محدود قیمت توسط OPEC در سال ۲۰۰۰ و حمله یازدهم سپتامبر، بطور سازگاری بازارهای سهام خلیج فارس را تحت تاثیر قرار داده است. وارد کردن این تغییرات عمده نوسانات در مدل GARCH بطور مشخصی وجود نوسانات در بازارهای سهام خلیج را کاهش می دهد.

این تحقیق رفتار نوسانات و استمرار آنرا در بازارهای سهام GCC، شامل پنج کشور شورای همکاری خلیج فارس، یکی از پر نوسان ترین مناطق جهان بررسی می کند، این کشورها وابسته به نفت هستند و بنابراین شوکهایی که نوسانات بازار نفت را تحت تاثیر قرار می دهد بطور مستقیم بر آنها اثر می‌گذارد. آنها در سال ۲۰۰۲ تقریباً ۱۶درصد کل تولید روزانه ۷۶/۵ میلیون بشکه جهانی را دارا بودند. بعلاوه آنها در منطقه ای واقع شده اند که دست کم چهار جنگ اساسی در طی ۲۰ سال گذشته داشته اند. از طرف دیگر، اقتصاد وابسته به نفت آنها با تکیه وسیع بر نیروهای انسانی خارجی و بدینسان در بسیاری از طرق مختلف نیز مشابه هستند.

برخلاف نتایج تحقیق آگاروال، اینکلن و لیل در سال ۱۹۹۹ (بررسی ۱۱ بازار سهام نوپا به اضافه بازارهای سهام آمریکا، آلمان، انگلستان، هنگ کنگ و سنگاپور از سال ۱۹۸۵-۱۹۹۵) که عوامل محلی و خاص کشورها را علّتهای غالب برای تغییرات ناگهانی دانست، در این تحقیق فاکتورهای اصلی جهانی مربوط به رشد اقتصادی دنیا، بحرانهای مالی بین المللی، شوکهای بازار نفت و حمله ۱۱ سپتامبر به عنوان فاکتورهای غالب پدیدار شدند. (Hammoudeh,S.,Li,H.(2005))

۳-۱ در تحقیق اندرسون، نوسانات بازار اسلو از سال ۱۹۸۰ تا نوامبر ۲۰۰۵ با تمرکز بر نقاط شکست ساختاری در نوسانات بررسی شده و جستجوی این نقاط شکست بدون نگاه اولیه به محل این نقاط آغاز و سپس به شرح آنها پرداخته شده است.

الگوریتم ICSS قویا یک تغییر آشکار نوسانات در بازار سهام اسلو در سال ۱۹۹۳ را مشخص می کند. در حال حاضر نیز به نظر می رسد نوسانات احتمالا به سبب وابستگی مضاعف به بازارهای انرژی دوباره افزایش یابد. تنها نقطه ی شکست احتمالی مشخص در آخر تابستان، اوایل پاییز ۱۹۹۸ با یک افزایش قوی در نوسانات می باشد. تا حدی حیرت

آور است که می توان گفت این تنها نقطه ی شکستی است که با اطمینان بالایی اتفاق افتاده است.

یک تغییر به سمت پایین در نوسانات دانمارک در سال ۱۹۹۳ زمانیکه نوسانات در فنلاند و سوئد به سمت بالا حرکت می کند اتفاق افتاد. تغییرات در نوسانات نروژ در بازارهای دیگر نیز اتفاق افتاده است. دانمارک، اروپا و ایالات متحده نوسانات منفی مشابهی در اوایل ۱۹۹۰ دارند اگرچه تنها در نروژ و اروپا این تغییرات اطمینان بالایی را داشتند. این تغییر منطقه ای نیست همچنان که برای فنلاند و سوئد ملاحظه نشد. بازار نروژ بیشتر وابسته به بازار انرژی است و در حال رشد می باشد و به نظر می رسد نوسانات تا حدی در چند سال اخیر افزایش یافته است. (Anderson, 2006)

٤-١ در تحقیق محسن مهرآرا و قهرمان عبدلی با عنوان " نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران " الگوهای (متقارن و غیر متقارن) نوسان و همچنین، منحنیهای آثار اخبار انگل و انجی (۱۹۹۳)، برای تبیین نوسانات بازدهی در بازار بورس تهران بررسی می شود. الگوهای مورد استفاده شامل CARCH , EGARCH , TARCH GARCH , متقارن و غیر متقارن هیچ گونه شواهدی مبنی بر وجود اثرات نا متقارن قوی و معنی دار نشان نمی دهند، به این مفهوم که اخبار خوب و بد با اندازه یکسان، تأثیر مشابهی بر نوسانات شرطی بازدهی دارد.

این نتیجه مخالف با یافته هایی است که برای سایر بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته به دست آمده است. از میان الگوهای مذکور فرایند EGARCH، مناسب ترین الگو برای تبیین رضایت بخش داده های استفاده شده است. نتیجه اساسی این مطالعه که اخبار خوب و بد، اثرات متقارن و یکسانی بر نوسانات شاخص قیمت در بازار بورس اوراق بهادار تهران دارند، بر خلاف یافته هایی است که در بازارهای بورس سایر کشورها (به ویژه ممالک توسعه یافته) مشاهده شده است. چند دلیل برای این نتیجه غیر متعارف می توان ذکر کرد:

اولاً) نوسان قیمت در بورس تهران با توجه به تنظیم و مداخلات دولتی نمی تواند از یک حدود مشخصی فراتر رود.

ثانیاً) بورس تهران در مقایسه با سایر بورسها جوان و نو پا محسوب می شود.

ثالثاً) جریان اطلاعات در بورس تهران در مقایسه با بورسهای تکامل یافته در سایر کشورها، آرام و کند است. (مهرآرا، عبدلی، ۱۳۸۵)

۵-۱ در تحقیقی که توسط کرنی و دالی[۳] در سال ۱۹۹۸، در مورد علل اقتصادی نوسانات قیمت سهام در بورس سیدنی انجام دادند، آثار متغیرهایی مثل نرخ بهره، تورم، عرضه ی پول، تولیدات صنعتی و کسری حساب جاری را بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که تورم و نرخهای بهره تاثیر مستقیم، ولی کسری حساب جاری و عرضه ی پول تاثیر غیر مستقیم بر بازده سهام دارند. قویترین تاثیر به عرضه ی پول مربوط می شود ولی هیچ رابطه ی معنی داری بین نرخ ارز و بازده سهام وجود ندارد. همچنین در بررسی علل نوسانات قیمت سهام در ایرلند به این نتیجه رسید که تغییرات نرخ ارز بیشتر از نرخ بهره روی قیمتهای سهام اثر گذاشته اند. (Kearney, Daly, 1998)

٦-۱ آقایان اسمعیل ابونوری و رضا ایزدی در تحقیق خود با عنوان ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی آرچ و گارچ به نتایجی رسیدند که عبارتست از:

با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در مدل های بعضی از متغیرها به ویژه در بازار سهام، از مدل های خانواده آرچ (ناهمسانی واریانس شرطی) به صورت متقارن یا نامتقارن استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل آرچ ام- نمایی حاکی از اثر منفی معنادار روزهای شنبه و چهارشنبه در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۲ بوده است. برای کنترل تغییر شدید ایجاد شده در شیب خاص سهام در اوایل سال ۱۳۸۲ در مقایسه با دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۱، اثر روز های هفته در شاخص کل، به دوره رونق ۱۳۷۱تا ۱۳۸۱ و دوره پررونق ۱۳۸۲ تفکیک شده است. در دوره رونق مدل گارچ نمایی مبین اثر منفی معنادار سه شنبه بوده است. در حالی که در دوره پررونق ۱۳۸۲ مدل آرچ ام- نمایی حاکی از اثرات منفی روزهای اوایل هفته (شنبه، یکشنبه و دوشنبه) بوده است. برای تجزیه و تحلیل بیشتر، اثرات روزهای هفته بر بازده سهام، به تفکیک صنایع آزمون و ارزیابی شده است: نتایج مربوط به وجود اثر مثبت معنادار روزهای هفته در صنعت چوب و کاغذ و صنعت نساجی؛ منفی معنادار در صنایع استخراج معدن، کانه های فلزی، ماشین آلات و تجهیزات کشاورزی؛ آثار معنادار مثبت و منفی در صنایع کانی غیر فلزی، فلزات اساسی و محصولات فلزی بوده است. در مقابل،

هیچ گونه اثر روزانه معنادار در صنایع دیگر (کاغذ و محصولات، چاپ و نشر، محصولات غذایی، فرآورده های نفتی، لاستیک و پلاستیک و مواد شیمیایی) مشاهده نشده است. بنابراین در مجموع با تشخیص اثرات معنادار روزهای هفته و به کارگیری آن در تصمیمات سرمایه گذاری، امکان کسب بازدهی های ناشی از تحلیل اطلاعات در بازار اوراق بهادار ایران وجود داشته که با فرضیه بازار کارا مغایرت دارد.

شرح داده ها

متغیرهای مورد نیاز در این پژوهش، بحران مالی غرب و بازدهی سهام و نوسانات بورس و جامعه آماری ما نیز بورس اوراق بهادار تهران میباشد. برای بدست آوردن این داده ها از شاخص روزانه بازار سهام تهران در دوره زمانی شانزدهم فروردین ۱۳۸٤ تا هجدهم آبان ۱۳۸۸ استفاده شده است.

جهت هدف این تحقیق شاخص های روزانه بازار سهام به نرخهای بازده هفتگی بر اساس قیمتهای سه شنبه (برابر فرمول ۱-۲)تبدیل شده است. مشکلات معاملات ناهماهنگ و وقایع مختل کننده می تواند با استفاده از داده های هفتگی به جای داده های روزانه کم بشود.[٤]

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \qquad (۲-۱)$$

معرفی الگو

هدف در این روش تحقیق اولا" یافتن تغییرات ناگهانی نوسانات بازده سهام توسط الگوریتم ICSS و سپس تطابقی با وقایع جهانی و منطقه ای که در طول سری زمانی رخ می دهد می باشد. بعد از شناسایی زمانهای تغییرات واریانس، مدل استاندارد GARCH، برآورد می شود. با توجه به وجود نقاط شکست این مدل قادر نیست استمرار نوسانات[٥] را بطور دقیق برآورد بکند بنابراین نقاط شکست از طریق متغیرهای موهومی وارد مدل می‌شود تا برآورد دقیق تری از نوسانات بدست بیاوریم[٦]. روش تحقیق حاضر از نوع علّی - تحلیلی می باشد.

اغلب در مدل سازی سریهای زمانی، مدل هـای اتورگرسـیو (AR) میـانگین متحـرک (MA) و مدل اتورگرسیو میانگین متحرک (ARMA) مورد استفاده قرار مـی گیرنـد. در تمامی این مدل ها فرض همسان بودن واریانس خطاها مفروض می باشـد. در بسـیاری از سریهای زمانی اقتصادی دوره هایی از نوسانهای غیرمعمول و زیاد بعد از یک آرامش نسبی دیده می شود. در چنین شرایطی فرض ثابت بودن واریانس دیگر مناسب نمی باشد. مـثلاً در سریهای مالی مانند شاخص قیمت سهام دیگر این فرض مناسب نخواهد بود. به همـین دلیل معمولاً برای پیش بینی در یک سری زمانی، از توزیعهای شرطی به جـای توزیعهـای غیرشرطی استفاده می کنند. این نوع سریهای مالی معمولاً دارای سه نوع مشخّصـه هسـتند که سریهای زمانی معمولی فاقد آن می باشند.

۱) توزیع غیرشرطی سری زمانی مالی مانند بـازدهی حاصـل از تغییـرات قیمـت سـهام (Y_t)، دارای دم های پهن تر از توزیع نرمال می باشد.

۲) (Y_t) ها همبستگی چنـدانی ندارنـد در حالیکـه Y_t^2 هـا دارای همبسـتگی بـالایی می‌باشند.

۳) تغییرات در (Y_t) گـرایش بـه صـورت خوشـه ای دارنـد. یعنـی شـوکهای بـزرگ (کوچک) تمایل به پیروی از شوکهای بـزرگ (کوچـک) در همـان مسـیر را دارنـد. (Pasdel, 2005)

یک راه مدل سازی چنین الگوهایی این است که واریانس ε_t با توجه به گذشته ی آن در نظـر گرفتـه شـود. اگـر بـرای t=2,3,…,T متغیـر تصـادفی (Y_t) از تـابع چگـالی شرطی $f(Y_t / Y_{t-1})$ گرفته شود، پیش بینی حال با توجه بـه اطلاعـاتی از گذشـته برابـر $E(Y_t / Y_{t-1})$ خواهد بود که به مقدار متغیر شرطی Y_{t-1} بستگی خواهد داشت. واریانس پیش بینی این دوره بوسیله ی $\mathrm{var}(Y_t / Y_{t-1})$ بدست می آید. ایـن واریـانس، وابسـتگی واریانس پیش بینی شرطی را به اطلاعاتی از گذشته تعیین کرده و لذا می تواند یک متغیـر تصادفی باشد.

در ادبیات مالی واریانس شرطی را نوسان می نامند.اگرچه نوسان در یک سری به طور دقیق قابل اندازه گیری نیست اما دارای خواصی است که معمولاً در تغییرات دارایی ها بـه صورت زیر دیده می شود:

۱) نوسانها به صورت خوشه ای وجود دارند یعنی ممکن است نوسان برای دوره‌هایی زیاد و برای دوره های دیگر کم باشد.
۲) نوسان در طول زمان به صورت پیوسته نتیجه می شود یعنی جهش در نوسان ظاهر نمی شود.
۳) نوسان ها واگرایی بی‌نهایت ندارند یعنی تغییرات نوسان دارای محدوده متناهی است که این مورد به معنی پایایی نوسان می باشد.
٤) نوسان ها در مقابل شوکهای بزرگ مثبت و منفی واکنشهای متفاوتی با شدت و اندازه ی مختلف از خود نشان می دهند.[۷]

۱- آزمون پایایی

در متدلوژی GARCH,ICSS پایا بودن سری زمانی بکار رفته بسیار مهم می باشد. در این تحقیق از آزمونهای دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) جهت آزمون پایایی استفاده می شود.

۲- روشهای آماری و اقتصاد سنجی

۲-۱ مدلهای GARCH & ARCH

مدلهای ARCH[۸] اولین بار توسط انگل[۹] در سال ۱۹۸۲معرفی شدند و در سال ۱۹۸٦ به وسیله بولرسلو[۱۰] تحت عنوان GARCH[۱۱] (تعمیم یافته ARCH) تعمیم داده شد. (Eviews 4 user's guide, 2002)

۳- ۲-۲-۱ واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH)

در مدل های اقتصاد سنجی سنتی، ثابت بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فروض اصلی و کلاسیک اقتصاد سنجی به حساب می آید. رابرت انگل (۱۹۸۲)، برای رهایی از این فرض محدود کننده روش جدیدی موسوم به ARCH را پایه گذاری کرد. در این روش فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیر همبسته ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته خود، متغیر فرض می گردد.

یکی از دلایل استفاده از مدلهای ARCH وجود خطاهای پیش بینی کوچک و بزرگ در خوشه های [۱۲] مختلف یک سری می باشد. وجود عینی این مسأله را می توان در بررسی روند یک متغیر اقتصادی (مانند تورم، نرخ ارز، ...) مشاهده نمود. به طوریکه ممکن است سری مذکور در طی سالهای مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارد. به مفهوم دیگر ممکن است در برخی سالها دارای نوسانات کم و در برخی سالهای دیگر دارای نوسانات زیاد باشد.

در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر 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 ابتدا فرض می شود که Y_t یک متغیر تصادفی بوده و از تابع چگالی شرطی $f(y_t|y_{t-1})$ بدست آمده باشد پیش بینی مقدار Y در زمان t و با توجه به وجود اطلاعات گذشته تحت شرایط فروض استاندارد برابر با $E(y_t|y_{t-1})$ است که به مقدار متغیر شرطی y_{t-1} بستگی دارد. همچنین واریانس پیش بینی تک دوره ای برابر با $V(y_t|y_{t-1})$ است و این در واقع بدین مفهوم است که واریانس پیش بینی شرطی y_t بستگی به اطلاعات گذشته خود یعنی y_{t-1} دارد، در حالیکه در اقتصاد سنجی سنتی واریانس شرطی y_t نمی تواند بهy_{t-1} بستگی داشته باشد. انگل ابتدا یک مدل خود رگرسیونی از مرتبه اول را به صورت زیر در نظر می گیرد :

به طوری که در آن ε_t نوفه سفید[۱۳] با واریانس $V(\varepsilon)=\sigma^2$ می باشد. میانگین شرطی y_t برابر γy_{t-1} خواهد بود در حالیکه میانگین غیر شرطی آن برابر صفر است. همچنین واریانس شرطی y_t نیز برابر σ^2 است در حالیکه واریانس غیر شرطی آن برابر $\sigma^2/(1-\gamma^2)$ می باشد.

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در اقتصاد سنجی سنتی، زمانی مسأله واریانس ناهمسانی مطرح می گردد که واریانس به متغییر برون زای مدل وابسته باشد. در این حالت بدست آوردن معادله واریانس که تابعی از متغیر توصیفی است بسیار مشکل است.

در سال ۱۹۸۷، اندرسون [۱۴] و گرنجر [۱۵] مدلی را پیشنهاد می کنند که پیش بینی واریانسی شرطی با توجه به اطلاعات گذشته میسر می گردد.

$$y_t = \varepsilon_t y_{t-1} \qquad (۲)$$

که واریانس شرطی این معادله $\sigma^2 y^2_{t-1}$ بوده در حالیکه واریانس غیر شرطی آن صفر می باشد. یک مدل ترجیحی و مناسب دیگر به صورت زیر می باشد.

$$\gamma_t = \varepsilon_t h_t^{\frac{1}{2}} \qquad (۳)$$

$$h_1 = \alpha_0 + \alpha_1 y^2_{t-1} \qquad (٤)$$

که در آن $V(\varepsilon_t) = 1$ خواهد بود و این همان چیزی است که به آن مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو یا ARCH می گویند. این مدل در حقیقت یک مدل خطی نیست اما خیلی نزدیک به آن است. با اضافه کردن فرض نرمال بودن، می توان به صورت مستقیم از عبارت ψ_t، مجموعه اطلاعات موجود در زمان t، با استفاده از توابع چگالی احتمالی می توان گفت:

$$\begin{aligned} y_t | \psi_{t-1} &\sim N(0, h_1) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y^2_{t-1} \end{aligned} \qquad (۵)$$

تابع واریانس h_t در حالت کلی تر می تواند به صورت عبارت زیر بیان شود :

$$h_1 = h(y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_{t-p}, \alpha) \qquad (٦)$$

به طوری که p مرتبه فرایند ARCH و α برداری از پارامترهای نامعلوم است. مدل رگرسیونی ARCH با فرض اینکه میانگین y_t به صورت $X_t\beta$، ترکیبی از متغیرهای وقفه دار دورن زا و برون زای موجود در مجموعه اطلاعاتی ψ_{t-1} به همراه β، بردار پارامترهای نامعلوم، به صورت زیر می باشد:

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(X_t\beta, h_t) \qquad (۷)$$

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \ldots, \varepsilon_{t-p}, \alpha) \qquad (۸)$$

$$\varepsilon_t = y_t - X_t\beta \qquad (۹)$$

در این حالت کل تابع واریانس h_t به صورت زیر خواهد بود :

$$h_t = h\left(\varepsilon_{t-} \ , \varepsilon_{t-2},...,\varepsilon_{t-p}, X_t, X_{t-1},...,X_{t-p}, \alpha\right) \qquad (۱۰)$$

یا به طور خلاصه و ساده تر :

$$h_t = h\left(\psi_{t-1}, \alpha\right) \qquad (۱۱)$$

مدل رگرسیونی ARCH که در معادلات (۱۱) تا (۱۵) مطرح شد خصوصیتها و ویژگی هایی دارد که آن را برای کاربردهای اقتصاد سنجی جذاب و مهمتر می سازد.
به عنوان مثال سبد کالایی دارایی های مالی تابعی از میانگین و واریانس انتظاری نرخ های بازگشت می باشد. هر انتقالی در تقاضای دارایی ها باید به همراه تغییر در میانگین و واریانس انتظاری نرخ های بازگشتی اتفاق بیفتد. اگر فرض شود که میانگین از یک مدل استاندارد و یا سری زمانی پیروی می کند، در این صورت بالاجبار واریانس باید در طول زمان ثابت باشد.

۲-۲-۲ مدلهای رگوسیونی ARCH

در حالت کلی فرایند مرتبه p ام ARCH و تابع حداکثر راست نمایی آن، توسط معادلات زیر ارائه می گردد.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_p\varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۱۲)$$
$$y_t|\psi_{t-1} \sim N\left(X_t\beta, h_1\right)$$

۲-۲-۳ واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH)

مدل رگرسیونی ARCH که توسط انگل مطرح شده و در قسمت قبلی به آن پرداخته شد، به صورت صریح بین واریانس غیر شرطی و واریانس شرطی تفاوت قایل شده و واریانس شرطی را به عنوان تابعی از خطاهای گذشته در طول زمان متغیر فرض می کرد. حال سعی بر این است که میزان انعطاف پذیری مدل های ARCH در طول زمان ارتقا داده شود.

اگر ε_t یک فرایند تصادفی با اعداد حقیقی و بـه صـورت محـدود باشـد و اگـر ψ_t مجموعه اطلاعات موجود در طول زمان t فرض می شود در این صورت مدل GARCH به صورت زیر مطرح می شود:

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \qquad (۱۳)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \qquad (۱٤)$$

$$\alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h$$

به طوری که : $p \geq 0, q > 0$ $\quad \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 \quad$ و $\quad i = 1,2,...,q$

$\beta_i \geq 0 \quad$ و $\quad i = 1,2,...,p$

برای p=0 فرایند به یک فرایند ARCH(q) خواهد شد و اگر p=q=0 باشد در این صورت به سادگی می توان دید که ε_t یک جمله نوفه سفید است. در فرایند(q) ARCH، واریانس شرطی تابعی خطی از واریانسهای نمونه ای گذشته است اما در فرایندهای GARCH(p,q)، واریانسهای شرطی وقفه ای نیز وارد مدل می شوند.

مدل رگرسیونی GARCH(p,q) از باقیمانده های بدست آمده از برازش y_t بر روی بردار X_t بدست می آید. اگر رابطه زیر برقرار باشد:

$$\varepsilon_t = y_t - X_t^{'}\beta \qquad (۱۵)$$

به طوریکه y_t متغیر وابسته، X_t برداری از متغیرهای توضیحی و β برداری از پارامترهای نامشخص است.

فرایند GARCH(p,q) می توان به صورت دیگری نیز نشان داد.

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \varepsilon_{t-j}^2 - \sum_{j=1}^{p} \beta_j V_{t-j} + V_t \qquad (۱٦)$$

و

به طوریکه

$$V_t = \varepsilon_t^2 - h_t = (\eta_t^2 - 1)h_t$$

$$\eta_t \sim N(0,1)$$

توجه داشته باشید که طبق تعریف، V_t به صورت سریالی غیر همبسته و با میانگین صفر می باشد. از این رو فرایند GARCH(p,q) می تواند به عنوان یک فرایند میانگین متحرک اتورگرسیو بر روی ε_t^2 به ترتیب با مرتبه های $m = \max\{p,q\}$ و p تفسیر شود. (Pasdel, 2005)

۲-۲-٤ فرایند GARCH(1,1)

بدون شک ساده ترین و در عین حال پر استفاده ترین مدل GARCH مدل فرایندی GARCH(1,1) می باشد که داریم: (Malik, 2003)

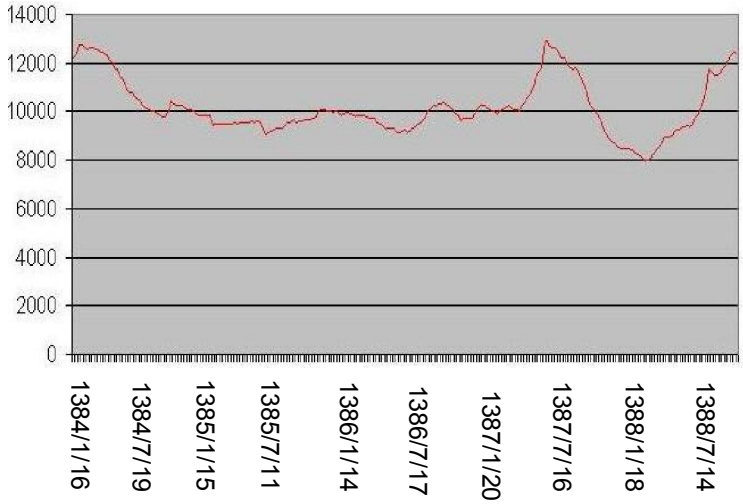
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad \text{و} \quad \alpha_0 > 0 \quad \text{و} \quad \alpha_1 \geq 0 \quad \text{و} \quad \beta_1 \geq 0 \qquad (۱۷)$$

برآورد الگوها

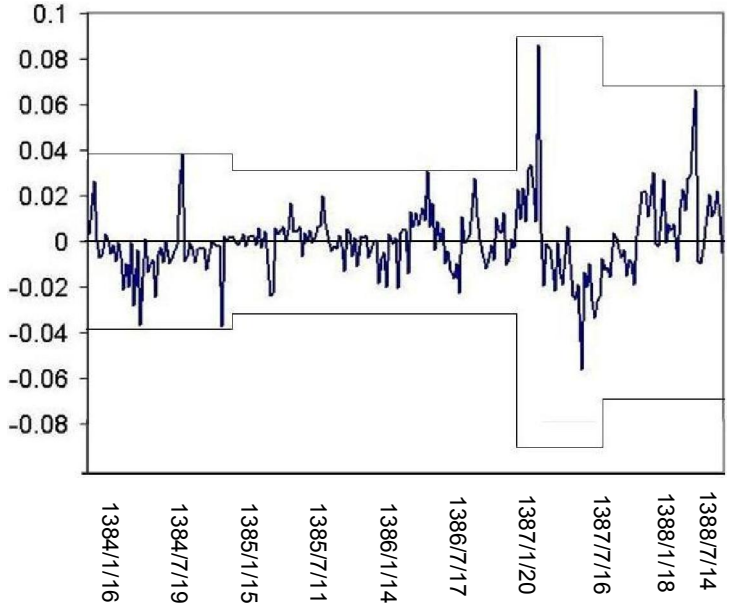
۱ تحلیل توصیفی داده ها

این بازه ی زمانی مشخصا شامل ۱۳۸٤/۰۱/۱٦ – ۱۳۸۸/۰۸/۱۸ می باشد، که جهت بررسی اثر بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است. در شکل۱ نمودار شاخص کل و در شکل۲ نمودار بازده محاسبه شده (به همراه نقاط شکست) در بورس اوراق تهران نمایش داده شده است.

شکل۱: نمودار شاخص کل ۱۳۸٤/۰۱/۱٦ – ۱۳۸۸/۰۸/۱۸



شکل۲: نمودار بازده شاخص کل ونقاط شکست ۱۳۸٤/۰۱/۱٦ – ۱۳۸۸/۰۸/۱۸



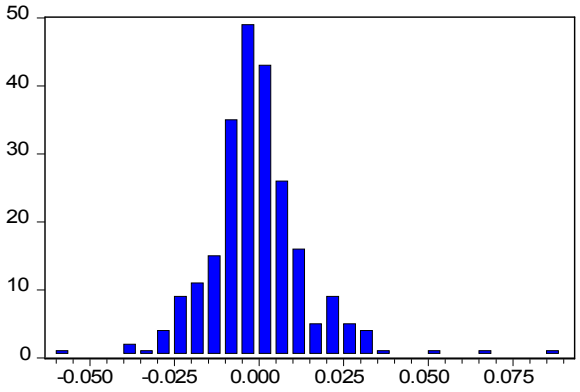
آنچه به غیر از آمارهای توصیفی معمول که در شکل۳ ارائه شده اند مهم است، توجه به مقادیر میزان کشیدگی و همینطور آماره Jarque-Bera کشیدگی معیاری است که تیزی و پخی توزیع سری را مشخص می کند. معیار کشیدگی به صورت زیر محاسبه می شود :

$$K = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\delta}}\right)$$

که در آن $\hat{\delta}$ برآوردگر واریانس نمونه است.

کشیدگی توزیع نرمال ۳ است. اگر مقدار کشیدگی بدست آمده بیشتر از این مقدار باشد، آنگاه توزیع مورد نظر نسبت به توزیع نرمال تیزتر و اگر کمتر از ۳ باشد، توزیع نسبت به توزیع نرمال پخ تر است. در فصل سوم گفته شد که یکی از ویژگیهای سرهای زمانی کشیدگی بالا است، میزان کشیدگی بدست آمده ۸/۳۹ می باشد که بیانگر این مسئله است. همینطور آماره Jarque-Bera که برای تعیین نرمال بودن تبعیت می کند، برای این سری ۳۳۰ است که از مقادیر جدول آن یعنی (٦١) بزرگتر است و در نتیجه توزیع غیر نرمال خواهد بود.

شکل ۳: تحلیل توصیفی داده ها



Series: RET	
Sample 1 239	
Observations 239	
Mean	8.51E-05
Median	-0.000616
Maximum	0.085804
Minimum	-0.056074
Std. Dev.	0.015463
Skewness	1.011124
Kurtosis	8.394962
Jarque-Bera	330.5679
Probability	0.000000

۲- آزمون پایایی

در متدلوژی GARCH,ICSS پایا بودن سری زمانی بکار رفته بسیار مهم می باشد. همانطور که در جدول۱ آمده است، آزمونهای دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) نشان می‌دهد که در سطح معنی داری ۵ درصد سری زمانی بازده ایجاد شده پایا می باشد.

جدول۱: نتایج آزمون (ADF)

ADF Test Statistic	-٤,٣٧٠٥٧٨	1% Critical Value*	-٣,٤٥٩٨
		5% Critical Value	-٢,٨٧٤٠
		10% Critical Value	-٢,٥٧٣٣

۳ - تصریح مدل

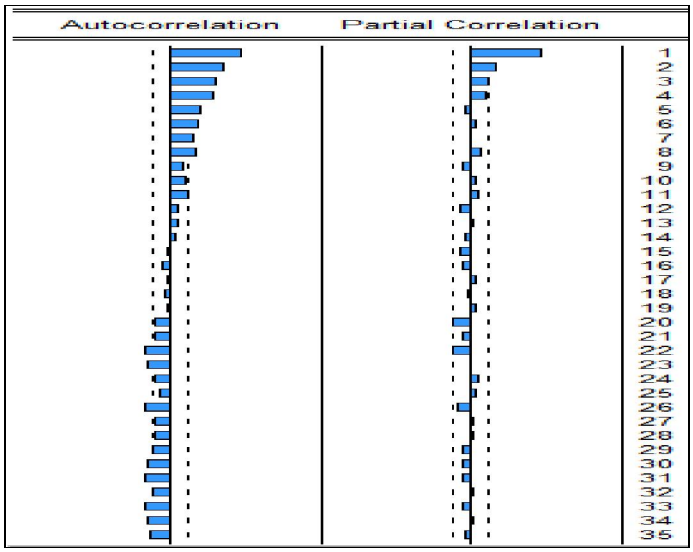
برای برآورد و تصریح مدل، از روش باکس- جنکینز استفاده شده است، در ابتدا با استفاده از نمودار همبستگی نگار (correlogram) و وارد کردن اتورگرسیون (AR) و میانگین متحرک (MA) مناسب و تخمین OLS بر اساس معیار آکائیک شوارتز و توجه سایر معیارها از جمله R^2 و R^2 تعدیل شده و انحراف معیار خطاها، مدل مناسب انتخاب می گردد که در جدول۲ آمده است.

در تخمین های انجام شده، این مدل، بیشترین R^2 تعدیل شده را داشته است. همچنین مقدار آکائیک شوارتز و انحراف معیار خطاهای این معادله از بقیه کوچکتر بوده است.

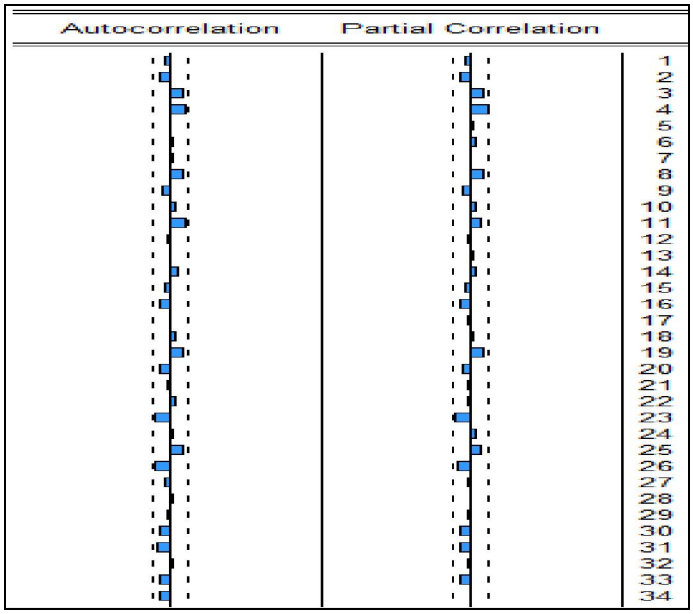
بعد از تخمین مدل، کوچکتر بودن معکوس ریشه های جملات AR و MA ایستا بودن مدل تخمین زده شده را تضمین می نمایند. با توجه به معنی داری ضرایب و موارد مهم ذکر شده، مدل تصریح شده به صورت زیر خواهد بود:

$$R = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 \varepsilon_{t-22}$$

جدول ۲


Autocorrelation
Partial Correlation
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35

جدول ۳


Autocorrelation
Partial Correlation
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33 34

توضیح جدول ۳: پس از آنکه تشخیص دادیم مدل AR(1) و MA(1) و MA(22) است آن را وارد مدل کرده و آنگاه خروجی در جدول ٤ بصورت زیر است.

جدول ٤

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.000107	0.001625	-0.065888	0.9475
AR(1)	0.379800	0.064399	5.897632	0.0000
AR(2)	0.175326	0.064544	2.716383	0.0071
MA(22)	-0.184522	0.070426	-2.620078	0.0094
R-squared	0.270339	Mean dependent var		4.79E-06
Adjusted R-squared	0.260944	S.D. dependent var		0.015493
S.E. of regression	0.013319	Akaike info criterion		-5.782558
Sum squared resid	0.041332	Schwarz criterion		-5.724025
Log likelihood	689.2331	F-statistic		28.77541
Durbin-Watson stat	2.053208	Prob(F-statistic)		0.000000

٤- تخمین مدل GARCH

بعد از حصول اطمینان از وجود پدیده ناهمسانی واریانس شرطی در سری زمانی مورد نظر مدل استاندارد GARCH(1,1) برای سری بازده در دوره مورد نظر ۱۳۸٤/۰۱/۱٦ تا ۱۳۸۸/۰۸/۱٦ برآورد می گردد.

مجموع ضرایب GARCH و ARCH تخمین زده شده که به ترتیب به ß و α معروف هستند، نشان دهنده میزان نوسان در سری زمانی باشند که مجموع این ضرایب ۷٦درصد بدست آمده است که کمتر از یک می باشد که خلاصه نتایج در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸

Variable	Coefficient	Std. Error	Z-Statistic	Prob.
C	-۰,۰۰۱۱۸۸	0.002044	-0.581184	0.5611
AR(1)	۰,۳۵٤٤۰٤	0.079680	4.447872	0.0000
AR(2)	۰,۲۷۵۷٦۹	0.086323	3.194618	0.0014
MA(22)	-0.180375	0.086603	-2.082783	0.0373

Variance Equation				
C	4.22E-05	2.05E-05	2.060481	0.0394
ARCH(1)	0.207299	0.100508	2.062522	0.0392
GARCH(1)	0.557932	0.180545	3.090266	0.0020

۵- بکارگیری الگوریتم ICSS برای تعیین تغییرات ناگهانی

با استفاده از الگوریتم ICSS ، تغییرات ناگهانی در واریانس شناسایی می‌شوند که نتایج در جدول ۹ ارائه شده است. (نقطه شکست این سری زمانی در شکل ۲ نمایش داده شده است).

جدول ۹

using inclant-tiao test	
Number of breaks	۱
Break positions	۱٦۱
Date of breaks	۱۳۸۷/۰٤/۱۱

٦- وارد کردن تغییرات ناگهانی در مدل GARCH

از آنجائیکه مدل استاندارد GARCH، حضور نوسان را بیش از مقدار واقعی برآورد می کند، به منظور بدست آوردن تخمین های قابل اطمینانی از

پارامترهای مدل نقاطی که در آن شوک و تغییرات ناگهانی روی داده است، می‌بایستی در تخمین مدل GARCH لحاظ شوند. از این رو می توان این نواحی که در آنها شوک روی داده و توسط الگوریتم ICSS شناسایی شده اند وارد مدل GARCH کرد.

با تعریف متغییرهای موهومی که در آن از نقطه شروع تغییر ناگهانی مقدار یک لحاظ و در سایر نقاط مقدار صفر به آن تعلق می گیرد، با وارد کردن این متغییرهای موهومی در مدل GARCH و تخمین دوباره مدل دیده می شود که α+ß مقدارکمتری را به نمایش می گذارد که در جدول (۱۰) نتایج آن آمده است.

جدول ۱۰

	Coefficient	Std. Error	Z-Statistic	Prob.
C	-0.001747	0.003156	-0.553431	0.5800
DM۱۶۱	0.012812	0.004486	2.855794	0.0043
AR(1)	0.488387	0.058702	8.319762	0.0000
AR(2)	0.261805	0.056385	4.643157	0.0000
MA(22)	-0.147730	0.073995	-1.996496	0.0459

Variance Equation				
C	0.000125	1.71E-05	7.337183	0.0000
ARCH(1)	0.417922	0.091683	4.558345	0.0000
GARCH(1)	-0.137424	0.061131	-2.248027	0.0246

نتیجه‌گیری و بحث

تعداد نقاط تغییرات ناگهانی نوسان در بازه ی زمانی (شامل دوره ی ۱۳۸٤/۰۱/۱٦ – ۱۳۸۸/۰۸/۱۸) برای بورس اوراق بهادار تهران ۱ مورد می باشد که فرضیه اول تحقیق ؛ "۱- بحران مالی غرب بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران تاثیرگذار بوده است پذیرفته نمی شود (نقاط تغییرات ناگهانی در نوسانات بورس تهران در جدول۷، نشان داده شده است).

مجموع ضرایب عبارات GARCH و ARCH ، α + β استمرار نوسانات[۱٦] را سنجش می کند، با توجه به وجود نقاط شکست در سری زمانی، مدل GARCH و ARCH قادر نیست استمرار نوسانات را بطور دقیق برآورد کند بنابراین نقاط شکست از

طریق متغیرهای موهومی وارد مدل می شود تا برآورد دقیقتری از نوسانات بدست آوریم. پس از محاسبه و وارد کردن تغییرات ناگهانی به مدل برای سری زمانی (دوره ی ۱۳۸٤/۰۱/۱٦ – ۱۳۸۸/۰۸/۱۸)، $\alpha + \beta = 0.28$ بدست می آید، بنابراین فرضیه ی فرعی تحقیق؛ "۲- بحران مالی باعث افزایش استمرار نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران شده است پذیرفته نمی شود." (نتایج برآورد $\alpha + \beta$ برای سری زمانی در جدول ۱۱ نشان داده شده است).

جدول ۱۱: نتایج برآورد $\alpha + \beta$ برای سری زمانی ۱۳۸٤/۰۱/۱٦ – ۱۳۸۸/۰۸/۱۸

	بدون وارد کردن تغییرات ناگهانی			پس از وارد کردن تغییرات ناگهانی		
	β	α	$\beta + \alpha$	β	α	$\beta + \alpha$
ایران	۰,۵۵۷۹۳	۰,۲۰۷۲۹	۰,۷٦۵۲۲	-۰,۱۳۷٤۲٤	۰,٤۱۷۹۲۲	۰,۲۸

اثرات بحران مالی بر بورس اوراق بهادار تهران می تواند به سه صورت مستقیم، غیر مستقیم و القایی باشد که در بورس تهران به لحاظ عدم وجود تبادلات خارجی و عدم وجود سرمایه گذاران خارجی، اثر مستقیم کم بوده به خاطر اینکه ما نوسان زیادی طی این دوره نداشتیم و این نشان از اثر کم بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار می باشد و همچنین استمرار نوسانات در این دوره نیز کم بوده است و با بررسی ساختار بورس در این مطالعه می بینیم که بیشترین اثرات، غیر مستقیم و القایی بوده است که در نتیجه کاهش تقاضا برای محصولات نفتی و مواد خام ایجاد می شود که تاثیر گذاری بحران نیز از طریق کاهش سود شرکت های بورسی می باشد. چون عمده صادرات ما محصولات خام هست و بالتبع تقاضا برای محصولات خام کاهش یافته یکی از راههای تاثیر بحران می تواند این راه باشد و راه دیگر اینکه چون قیمت محصولات خام در داخل نیز همانند قیمت جهانی می باشد قیمت آن محصولات نیز در داخل همسو با قیمت جهانی تغییر می یابد و با توجه به وابستگی بالای اقتصاد ایران به درآمدهای حاصل از نفت و مواد خام دیگر و تعیین درآمد کشور به صورت برون زا، بحران جهانی در سالهای اخیر باعث تغییر در تقاضای مواد اولیه، انرژی و قیمت نفت شده و همچنین جنگ عراق و جنگ افغانستان، که امنیت

منطقه و قیمت جهانی نفت(و نیز جریان سرمایه به داخل یا خارج) را تحت تاثیر قرار داده است. این حوادث جهانی و تغییرات قیمت نفت و مواد خام و اولیه را می توان از عوامل مهم تغییرات ناگهانی در نوسانات بازار سهام ایران به شمار آورد (حوادث جهانی و داخلی اطراف تغییرات ناگهانی نوسانات در جدول ۱۲ برای بورس اوراق بهادار تهران نمایش داده شده است). تاثیرگذاری دیگر از طریق شرکت های سرمایه گذاری هستند که بخشی از سرمایه گذاری آنها را سهام اینگونه شرکتها تشکیل می دهند و اثر القایی بحران نیز اینگونه می باشد که با کاهش قیمت نفت و کاهش بودجه و بالتبع کاهش درآمدهای مردم و در نتیجه کاهش تقاضا، بحران بر بورس اثر می گذارد و اثر روانی بحران نیز افراد ریسک گریزی هستند که با دیدن کاهش قیمت ها و شاخص ها و همچنین افزایش صف های فروش اقدام به عرضه سهام کرده و حجم زیادی از سرمایه ها را از بورس خارج می کنند.

جدول ۱۲: حوادث عمده و تغییرات ناگهانی درنوسانات بورس اوراق بهادار تهران

(۱۳۸۸/۰۸/۱۸ – ۱۳۸٤/۰۱/۱٦)

دوره	حوادث
۱۳۸۷/۰٤/۰٤	ابلاغ اجرای قانون ارزش افزوده، افزایش قیمت نفت با شکست مذاکرات جده
۱۳۸۷/۰٤/۰۸	فروش بلوکی سهام فولاد خوزستان
۱۳۸۷/۰٤/۱۱	ادامه روند کاهشی قیمت آهن

فهرست منابع

۱) ابونوری، اسمعیل، ایزدی، رضا، (۱۳۸۵)، ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی آرچ و گارچ، مجله تحقیقات اقتصادی شماره۷۲.

۲) مهر آرا، محسن، عبدلی، قهرمان، (۱۳۸۵)، نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران، فصلنامه ی پژوهش اقتصادی ایران، شماره ۲٦ .

3) Aggarwal, R., Inclan, c.,& Leal, R, (1999). Volatility in emerging markets. Journal of Financial and Quantitative Analysis. 34, 33. 55.

4) Anderson, J., (2006). Volatility on Oslo Stock Exchange. Master Thesis Financial Economics, Norges Handelshoyskol

5) Hammoudeh, S., Li, H. (2005). Sudden changes in volatility in emerging markets. Journal of the International Review of Financial Analysis.17.
6) Kearney. K, Daly.K. (1998), The causes of stock volatility in Australia, Applied Financial economics, PP.597-605.
7) Malik, F. (2003). Sudden changes in variance and volatility persistencein foreign exchange markets. Journal of Multinational Financial Management, 13(2), 217.596.
8) Pasdel, P. (2005). Properties and Estimation of GARCH (1, 1) Model. Metodoloski zvezki, 2,243-257.

یادداشت‌ها

1- Reena Aggarwal, Carla Inclan & Ricardo Leal
2- Shawkat Hammoudeh & huimin Li
3 - Kearney, Daly
2- Aggarwal, Inclan, Leal, 1999
1- Volatility Persistence = $\alpha+\beta$
۲- α ضریب *ARCH* (اثر جزء اخلال آخرین دوره) و β ضریب *GARCH* (اثر واریانس آخرین دوره) است. $\beta + \alpha$ استمرار نوسان اگر کوچکتر از یک باشد نشاندهنده ی کاهش نوسان، اگر برابر یک باشد نشاندهنده ی کاهش بسیار آرام و اگر بزرگتر از یک باشد نشاندهنده ی واگرایی و افزایش نوسانات می باشد.
1- Verbeek, 2000
۲- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
۳- Robert Engle (1982)
۴- Bollerslev, Tim (1986)
۵- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
6- Clusters
1- White noise
2- Anderson
3- Granger
1- Volatility Persistence = $\alpha + \beta$