

مدل سازی نوسانات (تلاطم) بازدهی روزانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران

علی تک روستا*

عضو هیات علمی دانشگاه علوم اقتصادی

حبیب مروت

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی

حسین تک روستا

کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران

چکیده

وقوع بحران مالی سال ۲۰۰۷ میلادی، اهمیت اندازه گیری ریسک و عدم اطمینان در بازارهای مالی را بیش از پیش نمایان ساخت. یکی از مهم ترین معیارهای اندازه گیری ریسک مالی، نوسانات^۱ (تلاطم - تغییر پذیری) بازارهای مالی است. به منظور مدل سازی مناسب نوسانات شاخص های مالی باید ویژگی های آماری آنها تعیین شود.

در این مقاله تلاش شده است تا بعد از شناسایی ویژگی های نوسانات بازده روزانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران، با در نظر گرفتن این ویژگی ها، مدل مناسبی بر داده ها برآش شود تا بتواند رفتار این شاخص را توضیح دهد.

آزمون های آماری نشان دادند که بازدهی روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران دارای توزیع با دنباله ضخیم بوده و از فرایند برگشت به میانگین تبعیت می کند. همچنین استفاده از مدل های TARCH، EGARCH و آزمون های آماری وجود اثرات اهرمی را تایید نکردند. بنابراین با توجه به این ویژگی ها مدل $AR(2) - GARCH(1,1)$ به عنوان مدل مناسب برای توضیح رفتار نوسانات بازده روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شد.

atakroosta@yahoo.com

* - نویسنده مسئول:

تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۴

تاریخ دریافت: ۸۹/۹/۷

واژه‌های کلیدی: نوسانات، مدل GARCH، بازده سهام، برگشت به میانگین، پایداری، اثرات اهرمی

طبقه بندی JEL: C۵۰, C۲۲, G۱۵

Modeling Volatility of Daily Tehran Price Index (TEPIX)

Ali Takroosta

Faculty Member in Economics sciences University

Habib Morovat

Ph.D Student in Economics sciences of A.T.U

Hossein Takroosta

M.A. in Financial Management of Tehran University

Abstract

Importance of risk and uncertainty in financial markets became more apparent after financial crisis in ۲۰۰۷. Volatility is the most important measure of risk in financial markets. Thus, modeling volatility of financial markets is one of the important issues in finance and economics. In this paper first we tried to specify key features of volatility of daily returns of Tehran stock exchange price index (TEPIX) and then using these features, we modeled volatility of this index.

We found that this index is fat-tailed distributed and mean-reverting. Furthermore, we showed that there is no leverage effect, so using of TARARCH and EGARCH models are not convenient. Finally, we found that AR(۲)-GARCH(۱,۱) Model can capture features of data in the best way.

Key words: Volatility, GARCH models, Stock return, Mean Reverting, Persistence, Leverage effect

JEL: C۵۰, C۲۲, G۱۵

۱. مقدمه

وقوع بحران مالی ۲۰۰۷، اهمیت اندازه‌گیری ریسک و عدم اطمینان در بازارهای مالی را بیش از پیش برای سیاست‌گذاران، معامله‌گران و محققان نمایان ساخت و تحقیق درباره اندازه‌گیری

ریسک بازارهای مالی اهمیت بیشتری یافت. یکی از مهم‌ترین معیارهای اندازه‌گیری ریسک داده‌های مالی، نوسانات بازارهای مالی است.

مدلسازی نوسانات (واریانس شرطی) در کانون توجه موضوعات مالی قرار داشته و از اهمیت فراوانی در پیش‌بینی نوسانات آتی بازارها برخوردار است. یک مدل خوب مناسب برای نوسانات، باید بتواند نوسانات را نیز پیش‌بینی نماید. این پیش‌بینی در موضوعاتی مانند مدیریت ریسک، قیمت‌گذاری مشتقات، پوشش ریسک، متنوع‌سازی پرتفوی^۱، بازارسازی، سیاست‌گذاری و فعالیت‌های دیگر مالی اهمیت دارند.

به چند دلیل امروزه بازارهای مالی کشورهای نوظهور و در حال توسعه اهمیت زیادی برای سرمایه‌گذاران و معامله‌گران پیدا کرده است: اولاً با رشد روزافزون و همچنین استفاده از روش‌های مختلف معامله در آنها، این بازارها نقش مهم‌تری در معاملات بازارهای مالی بین‌المللی پیدا کرده‌اند. ثانیاً بعد از وقوع بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۷، این بازارها کمتر از بازارهای مالی کشورهای توسعه‌یافته آسیب دیده‌اند. ثالثاً مطالعات مختلف نشان می‌دهند میزان ریسک معمولاً در این بازارها کمتر است (البته باید میزان بازدهی در این بازارها را نیز در نظر گرفت). بورس اوراق بهادار تهران یکی از نمونه‌های بازارهای مالی در حال توسعه است که طی سال‌های گذشته با نوسانات زیاد و شدیدی روبرو بوده و می‌تواند به عنوان نمادی از ریسک و نوسانین بازار، فعالیت در این بازار را برای سرمایه‌گذاران و معامله‌گران پرهزینه نماید. در نتیجه شناخت ویژگی‌های نوسانات این بازار و مدلسازی آن اهمیت زیادی دارد. در این راستا این مقاله تلاش نموده است تا با استفاده از رهیافت ارائه شده در مقاله انگل و پتن (Engle and Patton ۲۰۰۱)^۲ و با استفاده از داده‌های بازدهی روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی (۱۳۸۹ تا ۱۳۷۷) مدل مناسبی برای توضیح رفتار نوسانات بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران برآورد شود. در ادامه ابتدا به‌طور مختصر برخی از مطالعات صورت گرفته و نتایج آنها در مورد مدلسازی

۱. Portfolio Diversification

۲- در این رهیافت، ابتدا حقایق مسلم مربوط به شاخص‌های بازار سهام و نحوه شناسایی آنها ذکر می‌شود. سپس مدلی مناسب که توانایی توضیح این حقایق و رفتار نوسانات شاخص را داشته باشد انتخاب شده و درستی آن با آزمون‌های کنترل تشخیصی اقتصادسنجی آزمون می‌شود.

نوسانات بیان و سپس به معرفی مختصر مدل مورد استفاده در این تحقیق پرداخته خواهد شد. در بخش یافته‌های مسلم برخی از ویژگی‌های مشترک مربوط به فرایندهای نوسانات قیمت دارایی‌ها ارائه و نحوه شناسایی آنها ذکر و نحوه کشف و مدل‌سازی آنها بیان می‌گردد. در بخش چهارم به بررسی یافته‌های موجود در مورد نوسانات بازده روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداخته و مدل مناسب را روی آن برازش نموده و در نهایت به نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

اندازه‌گیری و پیش‌بینی صحیح ریسک بازارهای مالی اهمیت زیادی برای عوامل بازار و سیاست‌گذاران اقتصادی و مالی داشته است. به عنوان مثال مدیر بنگاه باید احتمال کاهش ارزش سبد دارایی‌اش را در آینده بدانند. معامله‌گر اختیار^۱ می‌خواهد ریسک مورد انتظار در مورد قرارداد اختیار را بدانند. برای پوشش ریسک^۲ این قرارداد، همچنین وی می‌خواهد بداند میزان نوسانات پیش‌بینی چقدر است. یک مدیر سبد دارایی ممکن است بخواهد یک سهم را قبل از اینکه خیلی متلاطم شود بفروشد. یک بازار ساز وقتی معتقد است در آینده با نوسانات بیشتری روبروست اختلاف بین نرخ خرید و فروش^۳ را بیشتر قرار می‌دهد. سیاست‌گذاران نیز می‌خواهند با استفاده از سیاستهای مختلف مانند محدود نمودن دامنه نوسان شاخص قیمت در یک روز، نوسانات بازار را کنترل نمایند. همه این موارد منوط به اندازه‌گیری، مدل‌سازی و پیش‌بینی صحیح ریسک این بازارها می‌باشد. مهم‌ترین معیار اندازه‌گیری ریسک بازارهای مالی نوسانات شاخص بازده قیمتی این بازارها است.

بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران به عنوان مهم‌ترین بازار مالی کشور از یک سو به دلیل رشد فزاینده و جذب سرمایه‌های فراوان در سال‌های اخیر (ارزش معاملات این بازار در بین بورس‌های جهان در سال‌های اخیر، بیشترین رشد را داشته است) و از سوی دیگر به عنوان یکی از

۱. option

۲. hedge

۳. bid-ask spread

ابزارهای اصلی خصوصی سازی شرکت‌های دولتی نقش مهمی در اقتصاد کشور ایفا می‌کند. با این وجود، این بازار در طی سال‌های گذشته با نوسانات زیاد و شدیدی روبرو بوده است (به عنوان مثال کاهش شدید شاخص قیمت این بازار در سال ۱۳۸۴ و رشد حباب گونه در اواخر سال ۱۳۸۹) که این موضوع می‌تواند به عنوان نمادی از ریسک و نوسانات این بازار، فعالیت در این بازار را برای سرمایه‌گذاران و معامله‌گران پرهزینه نماید. در نتیجه اندازه‌گیری، مدل‌سازی و پیش‌بینی صحیح ریسک این بازار نوپا (در مقایسه با بازارهای سهام کشورهای توسعه یافته) می‌تواند راهنمای مهمی برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران باشد تا آنها بتوانند با استفاده از یک مدل مناسب، میزان نوسانات این بازار را پیش‌بینی نموده و به ترتیب تصمیم بهینه برای خرید و فروش سهام یا سیاست مناسب را اتخاذ نمایند.

مطالعات متعددی در مورد مدل‌سازی نوسانات بازار سهام کشورهای مختلف با استفاده از شاخص‌های گوناگون صورت گرفته است. اما بعد از معرفی مدل‌های ARCH توسط انگل (۱۹۸۲)، اکثر تحقیقات و مطالعات مربوط به مدل‌سازی نوسانات (واریانس شرطی) سری‌های زمانی مالی از این نوع مدل‌ها برای مدل‌سازی نوسانات استفاده نموده و موفقیت این مدل‌ها (مخصوصاً مدل GARCH که توسط بلسلف (Bollerslev ۱۹۸۹) مطرح شد) مشخص شده است.^۱

در ادامه برخی از مطالعات جدید و نتایج آنها در مورد مدل‌سازی نوسانات شاخص‌های بازارهای سهام بین‌المللی و بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران مطرح می‌شود. اکثر این مطالعات توانایی مدل‌های نوع GARCH در برآورد و پیش‌بینی نوسانات بازارهای مالی را تأیید کرده‌اند. اما متدولوژی استفاده شده در آنها متفاوت می‌باشد.

لیو و دیگران (Liu et al ۲۰۰۹) با استفاده از مدل GARCH(۱,۱) نوسانات شاخص روزانه سهام شانگهای و شنژن را مدل‌سازی نمودند. آنها با فروض مختلف در مورد توزیع پسماندهای مدل، نوسانات این شاخص‌ها را در بازه‌های زمانی مختلف آزمون نموده و نشان دادند که مدل GARCH با فرض پسماندهای دارای توزیع چوله تعمیم یافته، قدرت پیش‌بینی بیشتری نسبت به

۱- انگل به خاطر ارائه مدل ARCH و گرنجر در سال ۲۰۰۳ به‌طور مشترک برنده جایزه نوبل اقتصاد شدند.

سایر مدل‌ها دارد.

کارل و کولینز (۲۰۰۶ Carroll and Collins) تلاش نمودند تا با استفاده از مدل‌های نوع GARCH نوسانات در بازار سهام ایرلند را مدل‌سازی نمایند. آنها با استفاده از داده‌های روزانه مربوط به شاخص بازده این بازار برای ۵ سال مدل $GARCH(1,1)-MA(2)$ را بر داده‌ها برازش نمودند.

مالا و ردی (۲۰۰۷ Mala and Reddy) به بررسی وجود نوسانات در بازده سهام ۱۶ شرکت موجود در بازار فیجی پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده‌های سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۵ و با استفاده از مدل $GARCH(1,1)$ نشان داده‌اند که بازده سهام ۹ شرکت از ۱۲ شرکت نوسانات بسیار زیادی دارد.

انگل و پتن (۲۰۰۱) با استفاده از داده‌های روزانه طی ۲۳ سال مربوط به شاخص صنعتی داو جونز، نوسانات در این شاخص را با استفاده از مدل $GARCH(1,1)$ مدل‌سازی نمودند. آنها نشان دادند که این شاخص با اینکه پایداری بسیار زیادی از خود نشان می‌دهد، اما در نهایت برگشت به میانگین بوده و اثر یک شوک بعد از حدود ۱۰۰ روز از بین می‌رود. همچنین آنها نشان دادند که این شاخص دارای اثرات اهرمی است، بنابراین باید از مدل‌های GARCH نامتقارن برای مدل‌سازی استفاده نمود.

محمدی و دیگران (۱۳۸۸) نشان دادند که مدل‌های نوع GARCH توانایی زیادی در مدل‌سازی برخی از ویژگی‌های نوسانات بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران مانند نوسانات خوشه‌ای، اثرات اهرمی و حافظه بلندمدت را دارند. آنها با استفاده از مدل $GARCH(1,1)-M$ وجود رابطه مثبت بین ریسک و بازده در پرتفوی تمامی شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران و پرتفوی متشکل از ۵۰ شرکت با نقدینگی بالا را نشان دادند.

کشاوری حداد و صمدی (۱۳۸۸) با استفاده از ۱۴۷۶ داده روزانه شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران وجود حافظه بلندمدت در این شاخص را بررسی نمودند. آنها نشان دادند که مدل ARFIMA-FIGARCH در بین مدل‌های نوع GARCH از توان پیش‌بینی بیشتری برخوردار است.

۳. روش تحقیق

۳-۱. معرفی مدل

اگر P_t قیمت اوراق بهادار در زمان بسته شدن بازار اوراق بهادار در زمان t باشد، آنگاه بازدهی روزانه آن از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

در واقع r_t در این رابطه نرخ بازدهی پیوسته روزانه یا نرخ بهره‌ی مرکب روزانه را نشان می‌دهد که بر اساس آن سرمایه‌گذاری به مقدار P_{t-1} بعد از یک روز به اندازه P_t ارزش دارد.

میانگین شرطی و واریانس شرطی بازدهی روزانه به ترتیب برابر هستند با:

$$\mu_t = E_{t-1}[r_t] \quad (2)$$

$$h_t = E_{t-1}[(r_t - \mu_t)^2] \quad (3)$$

μ_t مقدار پیش‌بینی شده برای r_t در زمان $t-1$ می‌باشد، و $\sqrt{h_t}$ انحراف معیار این پیش‌بینی است. خطای پیش‌بینی یا جزء خطا برابر است با:

$$e_t = R_t - \mu_t \quad (4)$$

که در این رابطه R_t مقدار تحقق یافته r_t در زمان t است.

انگل (۱۹۸۲) مدل ناهمسانی واریانس شرطی خود توضیحی^۱ (ARCH) را برای مدل‌سازی

فرایند واریانس شرطی (e_t^2) بازدهی دارائی‌ها ارائه نمود. انگیزه وی برای ارائه این مدل آن بود که وی اعتقاد داشت بازدهی‌ها و نوسانات آنها به هم وابسته بوده و بنابراین نباید آنها به‌طور مستقل از یکدیگر مدل‌سازی شوند. مدل‌های ARCH این ویژگی را دارند که مشاهدات قبلی مربوط به یک سری زمانی نه تنها برای پیش‌بینی مقادیر آتی آن سری زمانی، بلکه برای پیش‌بینی نوسانات آتی یا واریانس شرطی آنها نیز استفاده می‌شوند. در مدل‌های اولیه نوع ARCH واریانس پیش‌بینی بازدهی آتی تنها بر اجزاء خطای پیش‌بینی گذشته مبتنی است. در حالی که در مدل‌های ARCH تعمیم یافته^۲ (GARCH) که به‌وسیله بلسلف (Bollerslev ۱۹۸۹) معرفی شد برآوردهای قبلی از

۱. Autoregressive

۲. Generalized ARCH (GARCH)

نوسانات نیز ممکن است در برآورد واریانس آتی اثر داشته باشد. مدل‌های نوع GARCH به‌طور وسیعی برای مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی استفاده می‌شوند. مهم‌ترین مزیت مدل GARCH نسبت به مدل ARCH آنست که می‌توان با استفاده از مدل GARCH که پارامترهای کمتری دارد دقت یکسانی در برآزش مدل‌ها به دست آورد (می‌توان نشان داد که مدل $GARCH(1,1)$ که تنها دارای سه پارامتر می‌باشد معادل مدل $ARCH(\infty)$ می‌باشد).

شکل کلی مدل $GARCH(p,q)$ عبارت است از:

$$\begin{aligned} R_t &= \mu_t + \varepsilon_t \sqrt{h_t} \\ E_{t-1}[\varepsilon_t] &= 0, \quad V_{t-1}[\varepsilon_t] = 1 \\ h_t &= \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i (R_{t-i} - \mu)^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2 \end{aligned} \quad (5)$$

با حذف همبستگی بازده‌ها (که از طریق معادله میانگین انجام می‌شود)، خود همبستگی معنی دار در مربع پسماندهای مشاهده شده اولین نشانه وجود اثرات GARCH در مدل می‌باشد که همان واریانس شرطی همبسته (h_t) می‌باشد. مدل نوع GARCH که بتواند این خود همبستگی‌های معنی دار را رفع نماید مدل مناسبی برای مدل‌سازی نوسانات با واریانس شرطی بازدهی‌ها است.

۲-۳. یافته‌های مسلم^۱ در مورد نوسانات قیمت دارایی

برخی از یافته‌های مسلم در مورد نوسانات قیمت دارایی‌ها در طی سال‌های گذشته در بسیاری از مطالعات مطرح و تأیید شده‌اند. بنابراین، یک مدل نوسانات مناسب باید قادر به توضیح و تبیین این یافته‌ها باشد. در این بخش برخی از ویژگی‌های مشترک مربوط به فرایندهای نوسانات قیمت دارایی‌ها ارائه و نحوه شناسایی آنها ذکر می‌شود.

۱-۲-۳. پایداری

خوشه بندی^۲ حرکت‌های کوچک و بزرگ (در هر جهت) در فرایندهای قیمت، یکی از اولین

۱. Stylized Facts

۲. Clustering

ویژگی‌های فرایندهای نوسانات قیمت دارائی‌ها است. ماندلبروت (۱۹۶۳) و فاما (۱۹۶۵) شواهدی را گزارش کرده‌اند که بر اساس آن، تغییرات بزرگ در قیمت دارائی‌ها، اغلب با تغییرات بزرگ دیگر و تغییرات کوچک با تغییرات کوچک دیگر همراه هستند. این رفتار در تعداد زیادی از مطالعات دیگر گزارش شده است. دلالت خوشه بندی نوسانات آنست که شوک‌های وارد بر نوسانات امروز، مقادیر انتظاری نوسانات در دوره‌های آتی را به مدت طولانی تحت تاثیر قرار می‌دهند، یعنی اثرات شوکها پایدار^۱ هستند. معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری پایداری نوسانات مطرح شده است که در ادامه مهم‌ترین آنها مطرح می‌شود.

به منظور تعریف دقیق پایداری نوسانات، ارزش انتظاری واریانس بازدهی‌های k دوره بعد به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$h_{t+k|t} \equiv E_t[(r_{t+k} - \mu_{t+k})^2] \quad (۶)$$

بنابراین، پیش‌بینی نوسانات آتی به اطلاعات موجود مانند بازدهی امروز بستگی خواهد داشت. اگر بازدهی امروز اثر زیادی بر واریانس پیش‌بینی بسیاری از دوره‌های آتی داشته باشد. نوسانات، پایدار خواهد بود برای اندازه‌گیری مقدار اثرگذاری با مشتق‌گیری جزئی، پایداری پیش‌رو^۲ برابر خواهد بود با:

$$\theta_{t+k|t} = \frac{\partial h_{t+k|t}}{\partial r_t^2} \quad (۷)$$

برای بسیاری از مدل‌های نوسانات مقدار این پارامتر بصورت هندسی کاهش می‌یابد، اما اندازه اثرگذاری آن بر مقادیر آتی دارای اهمیت است.

یک معیار کاملاً نزدیک به معیار فوق پایداری تجمعی^۳ است که عبارت است از اثر یک شوک بازدهی بر متوسط واریانس بازدهی دارائی در طی دوره t تا $t+k$. این معیار از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

۱. Persistence

۲. Forward Persistence

۳. Cumulative Persistence

$$\varphi_{t+k|t} = \frac{\partial \left(\frac{1}{k} (h_{t+k|t} + h_{t+k-1|t} + \dots + h_{t+1}) \right)}{\partial r_t^2} = \frac{1}{k} (\theta_{t+k|t} + \theta_{t+k-1|t} + \dots + \theta_{t+1|t}) \quad (8)$$

یک معیار دیگر برای بررسی وجود پایداری در نوسانات عبارت است از نصف طول عمر نوسانات^۱. در واقع این معیار عبارت است از مدت زمانی که لازم است تا نوسانات، نصف مسیر لازم برای برگشت به واریانس غیر شرطی که به دلیل شوک از آن منحرف شده است را طی نماید. این معیار از رابطه زیر و از طریق حل برای کوچکترین k حاصل می‌شود.

$$\left| h_{t+k|t} - \sigma^2 \right| = 1/2 \left| h_{t+1|t} - \sigma^2 \right| \quad (9)$$

σ^2 در این رابطه واریانس غیر شرطی بوده که از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma^2 = E(r_t - \mu)^2 \quad (10)$$

۲-۲-۳. برگشت به میانگین

خوشه بندی نوسانات به طور ضمنی بیان می‌کند که نوسانات می‌آید و می‌رود. بنابراین، دوره‌ای با نوسانات بالا نهایتاً با یک نوسانات نرمال و معمولی همراه خواهد شد و به همان ترتیب یک نوسانات پایین به وسیله افزایش در نوسانات دنبال خواهد شد. برگشت به میانگین^۲ در نوسانات معمولاً به این معنی است که نوسانات دارای یک سطح نرمال می‌باشد نهایتاً به آن باز خواهد گشت. پیش بینی‌های بسیار بلندمدت از نوسانات باید نهایتاً به این سطح نرمال میل نمایند. در حالی که بسیاری از محققان این ویژگی نوسانات را می‌پذیرند اما در برآوردهایشان از سطح نرمال نوسانات و اینکه آیا این سطح در طی زمان ثابت باقی خواهد ماند و یا تغییرات نهادی خواهد داشت با هم اختلاف نظر دارند.

به عبارت دقیق‌تر، برگشت به میانگین در نوسانات به طور ضمنی به این مفهوم است که اطلاعات جاری هیچ اثری در پیش بینی بلندمدت ندارند. بنابراین:

۱. Half-life of Volatility

۲. Mean-reverting

$$p \lim_{k \rightarrow \infty} \theta_{t+k|t} = 0 \quad (11)$$

که این عبارت معمولاً به شکل زیر متداول است:

$$p \lim_{k \rightarrow \infty} h_{t+k|t} = \sigma_t^2 < \infty \quad (12)$$

۳-۲-۳. اثرات نامتقارن شوک ها

بسیاری از مدل های نوسانات، فرض می کردند که نوسانات دارائی ها، به طور متقارن از شوک های منفی و مثبت تاثیر می پذیرند. به عنوان مثال، مدل $GARCH(1,1)$ این امکان را فراهم می کند که واریانس تنها به وسیله مربع شوک های وقفه دار تحت تاثیر قرار گیرد، بدون آنکه اهمیتی به علامت شوک ها بدهد.

احتمال آنکه شوک های منفی و مثبت اثر یکسانی بر نوسانات بازدهی های بازار سهام داشته باشند بعید است. این عدم تقارن، گاهی اثر اهرمی^۱ و گاهی اثر صرف ریسک^۲ نامیده می شود. ساختار نامتقارن نوسانات باعث ایجاد توزیع های چوله پیش بینی قیمت ها می شود.

۴-۲-۳. احتمالات مربوط به دنباله توزیع ها

به خوبی مشخص شده است که دنباله توزیع بازدهی های دارائی ها، ضخیم^۳ هستند. برآوردهای مربوط به کشیدگی توزیع ها از ۴ تا ۵۰ تغییر می کند که نشان می دهند توزیع ها شدیداً غیر نرمال هستند. این ویژگی در تمام مدل های نوسانات مشاهده می شود. ارتباط بین چگالی شرطی بازدهی ها و چگالی غیر شرطی، مرجع این ویژگی توزیع ها را مشخص می کند. اگر چگالی شرطی گوسی باشد، بنابراین چگالی غیر شرطی به خاطر ترکیب چگالی گوسی با نوسانات مختلف، کشیدگی مازاد خواهد داشت. اگر چه هیچ دلیلی وجود ندارد فرض که چگالی شرطی خودش گوسی است. بسیاری از مدل های نوسانات فرض می کنند که خود واریانس شرطی دارای دنباله

۱. Leverage Effect

۲. Risk Premium Effect

۳. Fat-tailed

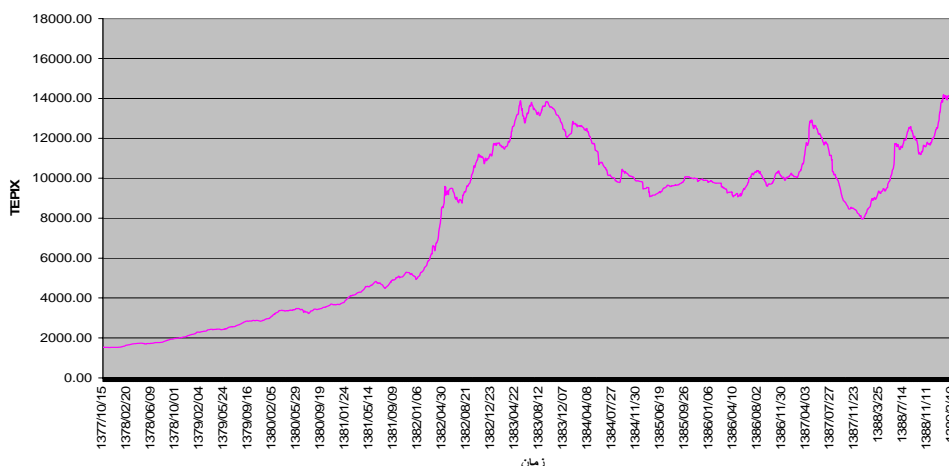
ضخیم است و باعث ایجاد کشیدگی بیشتر در واریانس غیر شرطی می‌شود.

۴. مطالعه تجربی نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران

۴-۱. داده‌ها

برای انجام مطالعه از شاخص روزانه قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) در بازه زمانی دی ماه ۱۳۷۷ تا تیرماه ۱۳۸۹ که ۲۷۶۳ داده می‌باشد استفاده شده است. شکل (۱) نمودار خطی این شاخص را نشان می‌دهد. همان‌طور که این نمودار نشان می‌دهد با اینکه این شاخص در دوره زمانی مورد بررسی دارای روند صعودی بوده است اما دارای نوسانات شدیدی نیز بوده است. شکل (۲) درصد بازدهی شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران که از طریق تفاضل گیری لگاریتمی از این شاخص حاصل شده است $(r_t = (LOG(TEPIX_t) - LOG(TEPIX_{t-1})) \times 100)$ را نشان می‌دهد که بیانگر تغییر نوسانات بازدهی‌ها در طی زمان می‌باشد.

شکل (۱): نمودار شاخص کل قیمت سهام تهران (TEPIX)

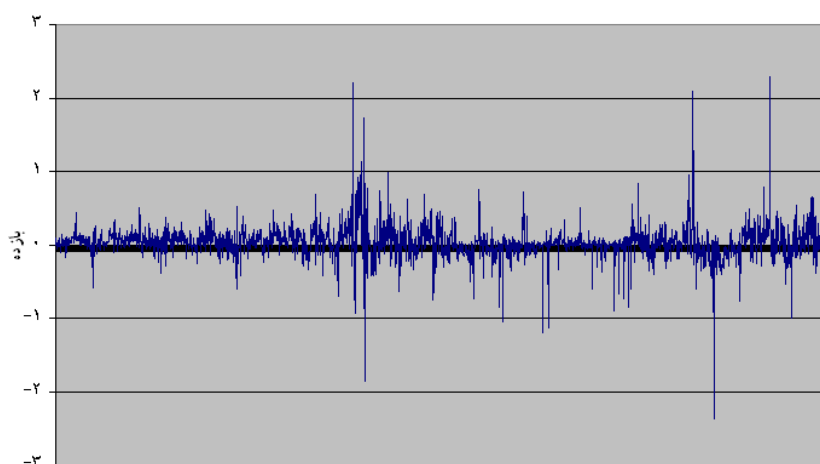


مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۲. خلاصه آماری داده‌ها

جدول (۱) اطلاعات آماری درصد بازدهی روزانه شاخص (TEPIX) را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود این شاخص به‌طور متوسط روزانه تقریباً 0.03% بازدهی مثبت دارد. دامنه تغییرات بازده روزانه در حدود $4/5\%$ می‌باشد. واریانس روزانه آن برابر 0.048% می‌باشد که به‌طور ضمنی بیان می‌کند متوسط نوسانات سالانه برابر $3/98\%$ می‌باشد (برای محاسبه نوسانات سالانه، مقدار انحراف معیار روزانه بازدهی در جذر 252 که بیانگر تعداد روزهای فعال در سال می‌باشد ضرب می‌شود).

شکل (۲): نمودار درصد بازدهی روزانه شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران



زمان
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱): آمارهای توصیفی درصد بازدهی بورس اوراق بهادار تهران

میانگین	۰.۰۳۶۲۷۹
حداکثر	۲.۲۸۴۷۵۷
حداقل	-۲.۳۶۸۲
انحراف معیار	۰.۲۱۹۴۶۲
چولگی	۰.۴۸۵۰۸
کشیدگی	۲۱.۸۴۱۸۴

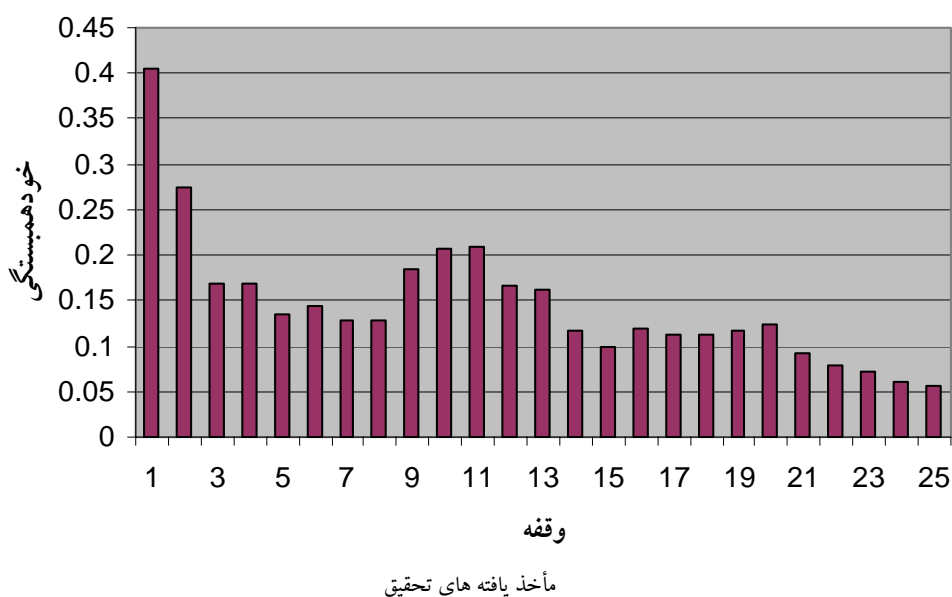
مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب چولگی نشان می‌دهد که توزیع بازدهی‌ها شدیداً دارای چولگی مثبت است که یک ویژگی متداول در بازدهی‌های سهام می‌باشد. سرانجام ضریب کشیدگی که معیاری برای ضخامت دنباله‌های توزیع می‌باشد، بسیار بالاست. توزیع گوسی دارای ضریب کشیدگی ۳ است. بنابراین این موضوع به‌طور ضمنی بیان می‌کند که توزیع بازدهی‌ها گوسی نیست^۱.

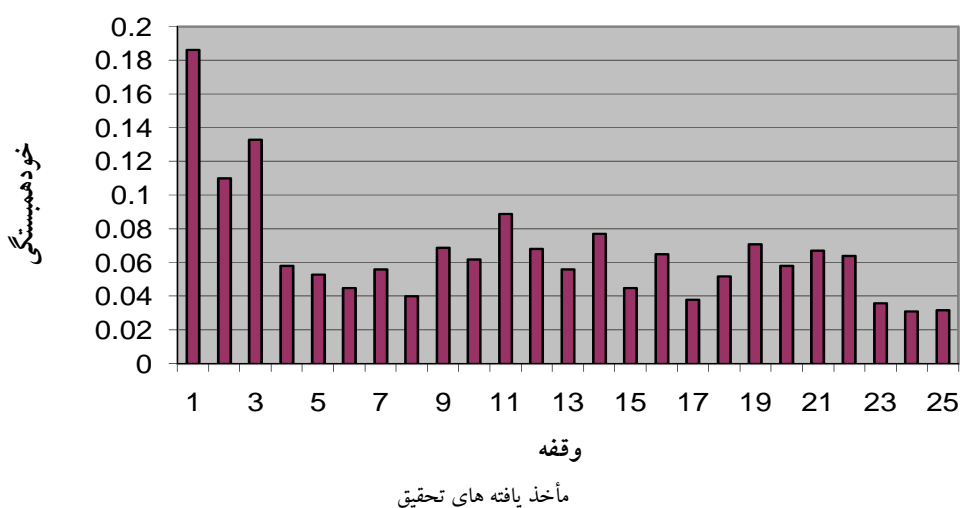
به منظور تعیین بهترین مدل نوع GARCH برای برازش بازدهی روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران نمودارهای خود همبستگی این سری زمانی بررسی و ارزیابی می‌شود. شکل (۳) نمودار خود همبستگی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران و شکل (۴) نمودار خود همبستگی مربع بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. همان‌طور که هر دو نمودار نشان می‌دهند خود همبستگی در هر دو نمودار معنی‌دار می‌باشد (میزان خود همبستگی‌های بالا و شکل و روند خود همبستگی‌ها مبین این موضوع هستند). بنابراین برای مدل‌سازی نوسانات، این ویژگی‌ها باید مورد توجه قرار گیرند. از آنجائی که خود همبستگی مربع بازدهی‌های روزانه تا وقفه‌های بالا، زیاد است بنابراین مدل GARCH مدل مناسبی برای مدل‌سازی نوسانات این شاخص می‌باشد. همچنین به‌دلیل آنکه خود همبستگی زیادی در بازدهی‌های روزانه وجود دارد باید با استفاده از یک معادله میانگین ساده، تا حد ممکن این خود همبستگی را رفع نمود. این موضوع مخصوصاً اگر هدف از مدل‌سازی نوسانات، پیش‌بینی آن نیز باشد اهمیت بیشتری پیدا می‌کند.

شکل (۳): نمودار خود همبستگی بازدهی روزانه بورس اوراق بهادار تهران

۱- آماره آزمون جکبرا برای نرمال بودن توزیع بازدهی‌ها برابر ۵۴۸۲۱ می‌باشد که بسیار بیشتر از مقادیر بحرانی سطوح اعتماد معمول می‌باشد. بنابراین فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع رد می‌شود.



شکل (۴): نمودار خود همبستگی مربع بازدهی روزانه بورس اوراق بهادار تهران



۳-۴. مدل سازی نوسانات

مدل های نوع GARCH مهم ترین مدل برای مدل سازی نوسانات شرطی سری های زمانی مالی

می‌باشند. هر مدل نوع GARCH دارای دو معادله می‌باشد: معادله میانگین و معادله مربوط به واریانس شرطی. از آنجائی که سری زمانی بازدهی روزانه شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران دارای خود همبستگی می‌باشد برای در نظر گرفتن این موضوع از رابطه $AR(1)$ و $AR(2)$ در معادله میانگین به همراه عدد ثابت استفاده می‌شود. در اکثر مدل‌ها، معادله میانگین را بسیار ساده در نظر می‌گیرند. بعد از برازش معادله میانگین، وجود ناهمسانی واریانس در پسماندهای مدل با استفاده از آزمون ARCH LM بررسی شد. این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در پسماندها را در سطح معنی داری ۱٪ رد نمود^۱.

برای مدل‌سازی نوسانات از مدل‌های نوع $GARCH(p,q)$ ، مدل $GARCH(1,1)$ انتخاب شد؛ زیرا بسیاری از محققان نشان داده‌اند که مدل $GARCH(1,1)$ برای توضیح رفتار نوسانات در بازارهای مالی کافی است (شکل، ۲۰۰۱). بنابراین اکثر مطالعات از آن استفاده نموده‌اند. در نتیجه مدل تحقیق برای مدل‌سازی نوسانات بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران عبارت است از:

$$\begin{aligned} R_t &= \mu_t + \varepsilon_t \sqrt{h_t} \\ \mu_t &= c + \theta_1 \mu_{t-1} + \theta_2 \mu_{t-2}, \\ h_t &= \omega + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned} \quad (12)$$

نتایج مدل برازش شده روی شاخص بازدهی روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران که با استفاده از روش حداکثر راست نمایی^۲ حاصل شده است در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول (۲): نتایج مدل $AR(2)$ - $GARCH(1,1)$ برازش شده روی بازدهی روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران

۱- آماره F برابر با ۱۵۲.۴۱۵۳ است.

$$\text{GARCH} = C(4) + C(5) * \text{RESID}(-1)^2 + C(6) * \text{GARCH}(-1)$$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.023929	0.005949	4.022639	0.0001
AR(1)	0.502881	0.021174	23.74953	0.0000
AR(2)	0.053887	0.021900	2.460582	0.0139
Variance Equation				
C	0.007276	0.000287	25.34043	0.0000
RESID(-1) ²	0.365184	0.015844	23.04823	0.0000
GARCH(-1)	0.482419	0.016106	29.95195	0.0000
R-squared	0.158551	Mean dependent var	0.03627E	
Adjusted R-squared	0.157024	S.D. dependent var	0.21953E	
S.E. of regression	0.201566	Akaike info criterion	-0.763392	
Sum squared resid	111.9325	Schwarz criterion	-0.750519	
Log likelihood	1059.862	F-statistic	103.8227	
Durbin-Watson stat	2.304358	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.59	-.09		

مأخذ یافته های تحقیق

برای آزمون اینکه آیا این مدل توانسته است همه خود همبستگی های واریانس شرطی بازدهی - ها را به اندازه کافی رفع نماید، نمودار خود همبستگی مربع پسماندهای استاندارد مدل بررسی شد. با توجه به آماره باکس - پیرز در هیچ وقفه ای این پسماندها دارای خود همبستگی نمی باشند که این مساله نشان دهنده مناسب بودن مدل می باشد.

۴-۴. پایداری و برگشت به میانگین

در این قسمت پایداری شوک های وارد شده بر نوسانات و ویژگی برگشت به میانگین بودن نوسانات بررسی می شود. یکی از راه های آزمون پایداری، آزمون آماری مجموع ضرائب معادله واریانس شرطی در مدل GARCH می باشد. همان طور که مشاهده می شود اگر مجموع α ها و β ها جمع شود برابر با $0/8476$ خواهد بود. از آنجائی که مجموع ضرائب به ۱ نزدیک است بنابراین نوسانات بازدهی ها تا حدودی پایدار است. حال اگر آزمون آماری یک طرفه برای اینکه آیا مجموع ضرائب معادله واریانس بزرگتر از یک یا مساوی آن است انجام شود، فرض صفر رد

می‌شود. بنابراین، با اینکه مجموع ضرایب نزدیک ۱ است اما از نظر آماری کوچکتر از ۱ بوده که نشان دهنده آن است که بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران برگشت به میانگین دارد. میانگین واریانس غیر شرطی مدل GARCH از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

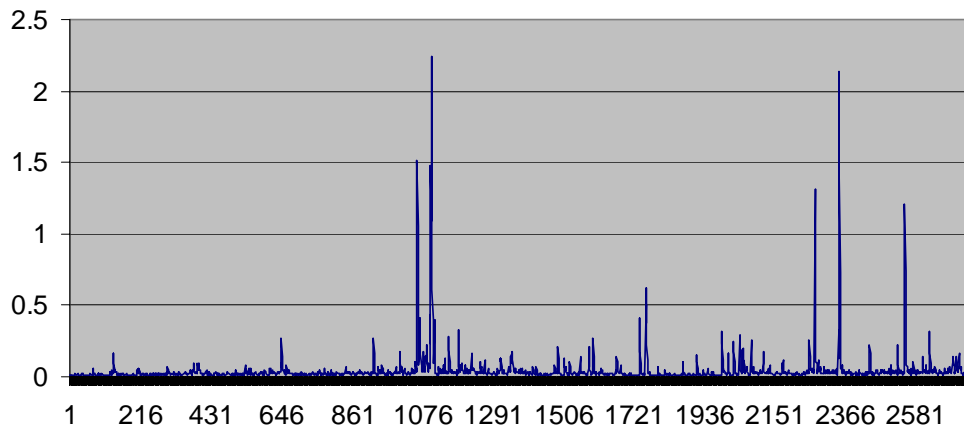
$$u \text{ var} = \frac{w}{1 - \sum \alpha_i - \sum \beta_j} \quad (13)$$

بنابراین مقدار واریانس غیر شرطی برای مدل فوق برابر ۰/۰۴۷۶ می‌باشد. میانگین سالانه نوسانات نیز برابر ۳/۴۷٪ خواهد بود که این مقدار به مقدار واریانس نمونه (در جدول ۱) بسیار نزدیک است و نشان دهنده خوبی برازش می‌باشد. شکل (۵) نیز نمودار نوسانات شرطی سالانه را نشان می‌دهد.

همان‌طور که در بخش چهارم مطرح شد یکی از راه‌های اندازه‌گیری پایداری نوسانات استفاده از مقدار نصف طول عمر یک شوک وارد شده بر نوسانات می‌باشد. برای مدل GARCH(p,q) نصف دوره ای که طول می‌کشد تا بعد از یک شوک بر نوسانات آن، به میانگین غیر شرطی خود که در بالا محاسبه شد باز گردد از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\tau = \ln(0.5) / \ln(\sum \alpha_i + \sum \beta_j) = \frac{\ln(0.5)}{\ln(0.8476)} \cong 4.2 \quad (14)$$

شکل (۵): نوسانات سالانه شاخص بازده بورس اوراق بهادار تهران



مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین نصف دوره پایداری یک شوک نوسانات در بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران تقریباً ۴/۲ روز است.

پایداری پیش رو برای مدل GARCH(۱,۱) از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\theta_{t+k|t} = \frac{\partial h_{t+k|t}}{\partial r_t^2} = \alpha_1 (\alpha_1 + \beta_1)^{k-1} = 0.0158 \times (0.8476)^{k-1}, k \geq 2 \quad (15)$$

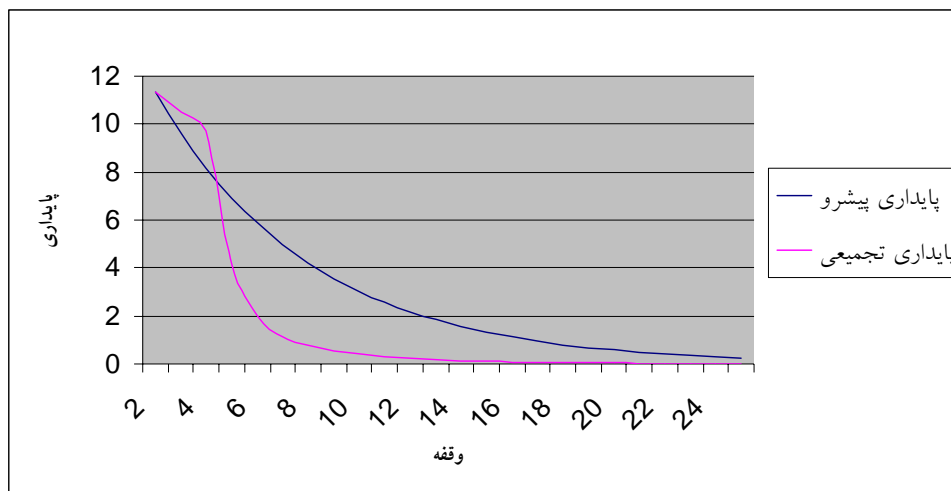
همان طور که ذکر شد پایداری تجمیعی از رابطه (۸) محاسبه می شود.

شکل (۶) نمودار $\theta_{t+k|t}$ و $\varphi_{t+k|t}$ را به ازای مقادیر مختلف k نشان می دهد. همان طور که مشاهده می شود اثر شوک به صورت هندسی از بین می رود و تقریباً بعد از ۲۵ روز اثر آن کاملاً حذف می شود. بنابراین حد این سری به صفر میل می کند که برگشت به میانگین بودن این سری را تأیید می کند. در مورد $\varphi_{t+k|t}$ مشاهده می شود که در ابتدا تا وقفه ۵ (۵ روز) سرعت از بین رفتن اثر شوک نسبت به $\theta_{t+k|t}$ پایین است، اما با افزایش وقفه سرعت از بین رفتن شوک بسیار بیشتر شده و در نتیجه تقریباً بعد از ۱۷ روز از بین می رود.

۴-۵. نوسانات نامتقارن و اثرات اهرمی

وجود اثرات اهرمی یکی از ویژگی های اصلی سری های زمانی مربوط به بازارهای مالی است. بنابراین در صورت وجود اثرات اهرمی نباید از مدل GARCH متقارن استفاده نمود، بلکه باید از مدل هایی که متقارن نبودن شوک ها را در نوسانات سری ها در نظر می گیرند و در ادبیات مدل های سری های زمانی وجود دارند استفاده نمود. حال باید دید که آیا بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران دارای اثرات اهرمی می باشد یا نه؟ یک راه ساده برای بررسی اینکه بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران دارای اثرات اهرمی است، آنست که خود همبستگی مرتبه اول بین مربع بازدهی ها و بازدهی که از رابطه زیر به دست می آید، بررسی شود.

شکل (۶): نمودار پایداری پیشرو و تجمیعی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

$$\frac{\sum_{t=2}^T r_t^2 r_{t-1}}{\sqrt{\sum_{t=2}^T r_t^4 \sum_{t=2}^T r_{t-1}^2}}$$

(۱۶)

اگر این آماره منفی و از نظر آماری با توجه به آزمون باکس-پیرز مخالف صفر باشد، آنگاه سری دارای اثرات اهرمی خواهد بود. این آماره برای بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران مثبت بوده (۰/۱۹) و معنی دار نیز نمی‌باشد که نشان می‌دهد، اثرات اهرمی در این سری وجود ندارد.

یک راه دیگر برای بررسی وجود اثرات اهرمی در سری زمانی استفاده از مدل GARCH حدی^۱ یا (TGARCH) می‌باشد. این مدل توسط گلستن و دیگران (Glosten et al ۱۹۹۳) و زاکوئیان (Zakoian ۱۹۹۴) مطرح شد. شکل کلی این مدل به شکل زیر است:

۱. Threshold GARCH

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i (R_{t-i} - \mu)^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^r \delta_{t-k} \gamma_k (R_{t-k} - \mu)^2 \quad (17)$$

که در این رابطه δ_{t-k} متغیر شاخص می‌باشد. اگر پسماند در زمان $t-k$ منفی باشد مقدار آن برابر ۱، در غیر این صورت برابر صفر خواهد شد.

مدل TGARCH بیان می‌کند که شوک‌های مثبت در زمان t ، در زمان $t+1$ به اندازه α ضرب در مربع پسماند و شوک منفی به اندازه $\alpha + \gamma$ ضرب در مربع پسماند بر نوسانات اثر دارد. بنابراین وجود اثر اهرمی به معنی آنست که ضریب γ مثبت است و این به مفهوم آنست که شوک‌های منفی اثر بیشتری از شوک‌های مثبت دارند.

مدل TGARCH(1,1) بر روی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران برآزش شد که نتیجه آن در جدول (۳) نشان داده شده است:

برای اینکه سری دارای اثرات اهرمی باشد باید γ مثبت بوده و معنی دار باشد؛ اما همان‌طور که از جدول بالا مشخص است، این ضریب (c(۶) منفی می‌باشد. بنابراین، اثرات اهرمی در این سری وجود ندارد و لذا نیازی به استفاده از مدل‌های GARCH نا متقارن نمی‌باشد.

برای اطمینان بیشتر از اینکه اثرات اهرمی در سری وجود دارد یا نه، می‌توان از مدل EGARCH که دارای شکل کلی زیر می‌باشد نیز استفاده نمود:

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{R_{t-i} - \mu}{\sqrt{h_{t-i}}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{R_{t-i} - \mu}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(h_{t-j}) \quad (18)$$

این مدل بیان می‌کند که اثرات اهرمی به جای اینکه مربع باشند، نمایی بوده و پیش بینی‌های واریانس شرطی منفی نخواهد بود. جهت آزمون وجود اثرات اهرمی باید فرضیه $\gamma_k < 0$ آزمون شود.

جدول (۳): نتایج مدل AR(2)-TGARCH(1,1) برآزش شده بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران

$$\text{GARCH} = C(4) + C(5) * \text{RESID}(-1)^2 + C(6) * \text{RESID}(-1)^2 * (\text{RESID}(-1) < 0) + C(7) * \text{GARCH}(-1)$$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.026716	0.006869	3.889068	0.0001
AR(1)	0.501297	0.020466	24.49419	0.0000
AR(2)	0.054849	0.021832	2.512351	0.0120

Variance Equation				
C	0.007266	0.000295	24.62530	0.0000
RESID(-1)^2	0.404562	0.019614	20.62655	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.082854	0.029904	-2.770713	0.0056
GARCH(-1)	0.483026	0.016985	28.43892	0.0000

R-squared	0.159211	Mean dependent var	0.036275
Adjusted R-squared	0.157379	S.D. dependent var	0.219538
S.E. of regression	0.201524	Akaike info criterion	-0.763484
Sum squared resid	111.8447	Schwarz criterion	-0.748466
Log likelihood	1060.990	F-statistic	86.91577
Durbin-Watson stat	2.301931	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.59	-.09
-------------------	-----	------

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین مدل EGARCH(۱,۱) روی داده‌ها برازش شد. نتایج مدل در جدول (۴) ارائه شده است: همان‌طور که از شکل بالا مشخص است ضریب γ (c(۶)) منفی نبوده و معنی دار نیز نمی‌باشد. بنابراین، اثرات اهرمی در این سری وجود ندارد و در نتیجه نیازی به استفاده از مدل‌های GARCH غیرمتقارن نیست.

۵. جمع بندی و نتیجه گیری

در این مقاله سعی شد تا بهترین مدل برای مدل‌سازی نوسانات بازده روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران برازش گردد. بدین منظور از داده‌های بازدهی روزانه قیمت سهام تهران (TEPIX) طی سال ۱۳۷۷ تا تیرماه ۱۳۸۹ استفاده شد. برای برازش مدل مناسب از رهیافت مقاله انگل و پتن (۲۰۰۱) استفاده شد.

جدول (۴): نتایج مدل AR(۲)-EGARCH(۱,۱) برازش شده روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران

$$\text{LOG(GARCH)} = C(4) + C(5) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + C(6) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(7) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.029963	0.004357	6.877257	0.0000
AR(1)	0.491059	0.020759	23.65568	0.0000
AR(2)	0.064787	0.019539	3.315703	0.0000
Variance Equation				
C(4)	-1.225842	0.047644	-25.72902	0.0000
C(5)	0.508210	0.015102	33.65109	0.0000
C(6)	0.004263	0.009758	0.436857	0.6622
C(7)	0.749931	0.010755	69.73054	0.0000
R-squared	0.162067	Mean dependent var		0.036276
Adjusted R-squared	0.160241	S.D. dependent var		0.219536
S.E. of regression	0.201181	Akaike info criterion		-0.750112
Sum squared resid	111.4648	Schwarz criterion		-0.735094
Log likelihood	1042.529	F-statistic		88.77626
Durbin-Watson stat	2.281471	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.60	-.11		

مأخذ: یافته های تحقیق

ابتدا صحت حقایق مسلم در مورد شاخص های مالی بازارهای سهام جهان در مورد شاخص بازده TEPIX مورد ارزیابی قرار گرفت. این بررسی ها نشان داد که شاخص بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران همانند شاخص های بین المللی دارای دنباله ضخیم می باشد و ضریب کشیدگی آن ۲۱/۸۲ می باشد که نشان دهنده غیر نرمال بودن توزیع می باشد. این مطالعه همچنین نشان داد که این شاخص همانند شاخص های مالی بین المللی از ویژگی برگشت به میانگین تبعیت نموده و تقریباً پایدار است بطوری که اثر یک شوک بر نوسانات تقریباً بعد از ۲۵ روز کاملاً از بین می رود. اما برخلاف شاخص های مالی بین المللی و با استفاده از مدل های TGARCH و EGARCH مشخص شد که نوسانات بازده روزانه بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران دارای اثرات اهرمی نمی باشد و بیانگر آنست که شوک های منفی و مثبت تقریباً اثر یکسانی بر نوسانات این بازار دارند. علت این موضوع می تواند دخالت های دولت در کنترل نوسانات بازار بورس

اوراق بهادار تهران (مخصوصاً نوسانات منفی) باشد. (به عنوان مثال در سال ۱۳۸۴ هنگامی که شاخص قیمت به شدت در حال کاهش بود برای مدتی فعالیت بازار متوقف شد و همچنین دامنه تغییرات قیمت از حداکثر ۵٪ در روز به ۳٪ کاهش یافت. بنابراین از مدل‌های نامتقارن برای مدل‌سازی استفاده نشد. با توجه به ویژگی‌های مذکور، مدل $AR(2)-GARCH(1,1)$ به عنوان مناسب‌ترین مدل برای توضیح رفتار نوسانات شاخص بازده روزانه قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شد.

References:

- ۱- Alexander, Carol. (۲۰۰۳). **“Market models: A Guide to financial data analysis”**. John Wiley and Sons Inc.
- ۲- Carroll, T. and Collins, J., (۲۰۰۶), **“Volatility models and the ISEQ index”**, working paper at site: euclid.ucc.ie/pages/staff/carroll/papers/iseqweb.pdf.
- ۳- Engle, F, R, and A. J. Patton, (۲۰۰۱), **“What good is a volatility model?”**, *QUANTITATIVE FINANCE*, V. ۱, pp ۲۳۷-۲۴۵.
- ۴- Engle, R. F. Sheppard, K. (۲۰۰۱). **“Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH ”**, *NBER Working Papers ۸۵۵۴*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- ۵- Eviwes ۵ user guide.
- ۶- Hansen, P. Lunde, A. (۲۰۰۴). **“A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH (1, 1) Model?”** *Journal of Applied Econometrics*, ۲۰, ۸۷۳-۸۸۹.
- ۷- Keshavarz hadad, G (۲۰۰۹) **“An Appraisal on the Performance of FIGARCH Models in the Estimation of VaR”** *the Case Study of Tehran Stock Exchange*. (in Persian)
- ۸- Liu, H, Lee, H., Lee, C, (۲۰۰۹), **“Forecasting China Stock Markets Volatility via GARCH Models Under Skewed-GED Distribution”**, *Journal of Money, Investment and Banking*, V. ۷.
- ۹- Mala, R. Reddy, M, (۲۰۰۷), **“Measuring Stock Market Volatility in an Emerging Economy”**, *International Research Journal of Finance and Economics*, V. ۸.

- ۱۰- Mohammadi, S. Tehrani, R. Raee, R.FeyzAbad,A (۲۰۰۹) “**Modeling Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange**” (in Persian)
- ۱۱- Poon, S. C. Granger, (۲۰۰۳), “**forecasting volatility in financial markets: A review**”, *Journal of Economic Literature, American Economic Association*, vol. ۴۱(۲), pages ۴۷۸-۵۳۹, June.
- ۱۲- Zivot, Eric, (۲۰۰۸), “**Practical Issues in the Analysis of Univariate GARCH Models**”, *Paper provided by University of Washington, Department of Economics* in its series Working Papers with number UWEC-۲۰۰۸-۰۳-FC.

Received: ۲۰ Nov ۲۰۱۰

Accepted: ۲۴ Apr ۲۰۱۱