

مدل سازی و پیش بینی نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران

رضا تهرانی^۱، شاپور محمدی^۲، محمدرضا پورا براهیمی^۳

چکیده: در این مقاله عملکرد پیش‌بینی مدل‌های نوسان شرطی و غیر شرطی (۱۲ مدل) در خصوص پیش‌بینی نوسان شاخص بازده نقدی و قیمت بورس تهران (TEDPIX) بر اساس معیار ارزیابی میانگین مربعات خطا (RMSE) بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد؛ عملکرد مدل میانگین متحرک ۲۵۰ روزه، هموارسازی نمایی و CGARCH طبق معیار RMSE از دیگر مدل‌ها بهتر است. نتایج مدل‌های ترکیبی نیز نشان می‌دهد که در کل، مدل‌های غیر شرطی عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های شرطی داشته‌اند. علاوه بر این، نتیجه به دست آمده از آماره دایوولد - ماریانو نشان می‌دهد که تفاوت معناداری میان قدرت پیش‌بینی مدل MA250 و مدل CGARCH وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی نوسان، نوسان شرطی، نوسان غیر شرطی، مدل‌های نوسان شرطی تعمیم یافته (GARCH)، شاخص بازده نقدی و قیمت بورس تهران

۱. دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران

۲. عضو هیئت علمی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران

۳. دانشجوی دوره دکترای مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۷/۴/۲۲

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۸۹/۱۰/۱۶

نویسنده مسئول مقاله: محمد رضا پورا براهیمی

Email: m.pouresbrahimi@gmail.com

مقدمه

پیش‌بینی نوسان^۱ یکی از مسایل بسیار مهم در بازارهای مالی است که توجه بسیاری از پژوهشگران دانشگاهی و کارشناسان این حوزه را در چند دهه‌ی گذشته به خود جلب کرده است. اهمیت این موضوع از آن‌جا ناشی می‌شود که نوسان در بازار مالی یکی از متغیرهای مهم در زمینه‌ی تصمیمات سرمایه‌گذاری، قیمت‌گذاری اوراق بهادار و مشتقه‌ها، مدیریت ریسک، تدوین مقررات و سیاست‌گذاری پولی است. علاوه بر این نوسان‌پذیری بازارهای مالی تأثیر مهمی در اقتصاد کشورها از طریق ایجاد یا کاهش اطمینان و اعتماد عمومی ایفا می‌نماید.

با عنایت به اینکه تاکنون در کشور پژوهش‌های جامعی در خصوص مدل‌سازی نوسان بازده در بورس اوراق بهادار آن‌جام نگرفته است؛ بنابراین، شناسایی الگوی نوسانات بازده در بورس تهران، می‌تواند گام مناسبی جهت اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری و سیاست‌گذاری باشد.

تاکنون مدل‌ها و تکنیک‌های مختلفی برای مدل‌سازی نوسان ارائه شده‌اند؛ اما مدل‌های نوسان شرطی خودرگرسیو (ARCH) است که در ابتدا توسط انگل (۱۹۸۲) معرفی و بعد بولرسلو آن‌را تعمیم داد که این مدل هم اکنون مهم‌ترین مدل برای تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی مالی با تواتر بالا شناخته می‌شود [۵]. در زمینه نوسان نرخ ارز و پیش‌بینی آن نیز تاکنون مطالعه‌های متعددی با استفاده از این مدل‌ها انجام شده است. به‌طور مثال آکگیری دریافت که مدل‌های GARCH از مدل‌های ARCH، میانگین متحرک نمایی وزنی و مدل‌های میانگین تاریخی در پیش‌بینی نوسان شاخص سهام ماهیانه آمریکا عملکرد بهتری داشته است [۴]. پاگان و شورت توانایی مدل‌های GARCH، EGARCH، مدل انتقال رژیم مارکوف و سه مدل ناپارامتریک را در پیش‌بینی نوسان ماهیانه بازده سهام آمریکا با هم مقایسه نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد؛ مدل‌های شرطی عملکرد بهتری داشته‌اند [۱۱]. برلیسفورد و فاف دریافتند که مدل GJR و مدل‌های GARCH عملکرد بهتری در مقایسه با سایر مدل‌ها در پیش‌بینی نوسان ماهیانه شاخص سهام استرالیا داشته‌اند [۶]. لین و یه به بررسی ماهیت واریانس ناهمسان شرطی و نوع توزیع در بازده سهام در بازار سهام تایوان پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد؛ مدل (۱, ۱) GARCH با توزیع نرمال ترکیبی مدلی

1. volatility

مناسب برای بازده سهام تایوان است [۹]. پان و ژانگ با استفاده از مدل‌های خطی و GARCH به پیش‌بینی دو شاخص سهام در بازار سهام چین پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد؛ که بسته به نوع معیار ارزیابی، قدرت پیش‌بینی مدل‌ها با هم متفاوت است اما در کل عملکرد مدل گام تصادفی از کلیه مدل‌های دیگر بدتر است [۱۰].

از پژوهش‌های داخلی نیز می‌توان به کارهای زیر اشاره کرد. خلیلی به ارایه مدلی مناسب جهت پیش‌بینی قیمت سهام گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل GARCH پرداخته است. نتایج بیانگر سازگاری مناسب مدل‌های GARCH با سری‌های زمانی مالی و به‌ویژه داده‌های سری زمانی قیمت سهام دارد [۱]. فعالیت به تحلیل کارایی اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف و همچنین معنادار بودن تأثیر نوسانات بازدهی اوراق بهادار به‌وسیله مدل‌های GARCH پرداخته است. نتایج نشانگر آن است که رابطه معناداری بین ریسک و بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد [۲]. مهرآرا و عبدلی در پژوهشی با استفاده از مدل‌های GARCH به بررسی تأثیر اخبار خوب و بد بر روی نوسان بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که اخبار خوب و بد تأثیر یکسانی بر نوسانات بازده می‌گذارند [۳].

در این مطالعه بر خلاف بیشتر مطالعات انجام شده طیف وسیعی از مدل‌ها با همدیگر مقایسه می‌شوند و در نهایت برای نتیجه‌گیری بهتر در خصوص توانایی پیش‌بینی مدل‌های مورد استفاده، نتایج آزمون شده است تا از این طریق به نتیجه‌گیری بهتری در خصوص توانایی پیش‌بینی مدل‌های مورد استفاده دست یافت. به‌طور خلاصه مقاله حاضر به ارزیابی عملکرد مدل‌های نوسان شرطی خودرگرسیو و مدل‌های رقیب در پیش‌بینی نوسان شاخص بازده نقدی و قیمت (TEDPIX) بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

داده‌ها و متغیرهای پژوهش

داده‌های مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌های سری‌زمانی شاخص بازده نقدی و قیمت (TEDPIX) بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۷۷/۹/۱ الی ۸۵/۱۲/۲۹ یعنی ۱۰۰ ماه (۱۹۸۵ مشاهده) بوده است. قبل از انجام تجزیه و تحلیل‌ها، از نسبت داده‌های اولیه لگاریتم‌گیری به‌عمل آمده است. به‌عبارت بهتر سری زمانی اصلی این مقاله به‌صورت زیر است:

$$r_t = I_n \left(\frac{\text{TEDPIX}_t}{\text{TEDPIX}_{T-1}} \right)$$

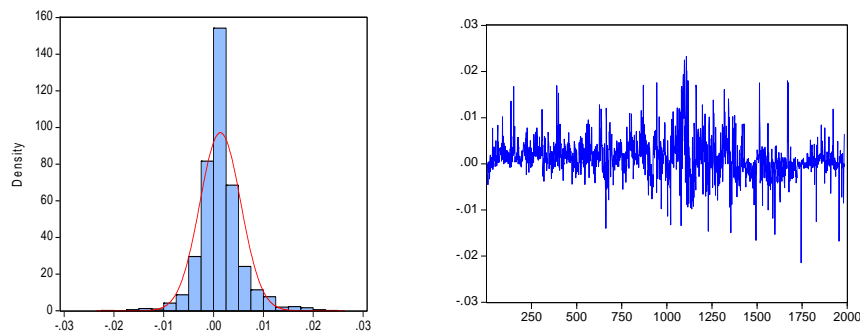
با این کار ۱۹۸۴ داده بازدهی روزانه r به دست می آید و از توان دوم بازدهی های روزانه به عنوان معیاری برای نوسان روزانه استفاده می کنیم.

جدول ۱ برخی از خصوصیات آماری این داده ها را نشان می دهد. همانطور که مشاهده می شود؛ شاخص میانگین غیر شرطی مخالف صفر داشته و به نظر می رسد که خود همسبته باشد (ردیف های ۱، ۵ و ۶). شاخص هستیوگرامی با دنباله پهن ندارد و به عبارتی احتمال وقوع انحراف از میانگین در آن پایین است. این موضوع در نمودار ۱ نشان داده شده است که شامل سری زمانی t هستیوگرام این سری و نمودار توزیع نرمال است. تحلیل بهتر این موضوع در جدول ۱ آورده شده است. انحراف معیار شاخص تقریباً ۰/۰۰۴ است (ردیف ۲)؛ حداکثر و حداقل تغییرات در این نمونه، به طور عموم بین ۵ یا ۶ انحراف معیار از میانگین هر نمونه قرار دارد (ردیف های ۸ و ۹)؛ کشیدگی این نمونه بزرگ تر از توزیع نرمال است و شواهدی دال بر وجود چولگی به سمت راست مشاهده می شود (ردیف های ۳ و ۴). مقدار آماره آزمون ریشه واحد ADF بر روی بازده r برابر ۸/۰۱- است و بنابراین در سطح اطمینان ۹۹٪ فرضیه ریشه واحد رد می شود. همان گونه که نتایج نشان می دهند سری دارای کشیدگی بیشتر از توزیع نرمال بوده و نتیجه ی آماره جارک برا نیز بیانگر این واقعیت است که فرضیه نرمال بودن سری رد می شود.

جدول ۱. آماره های توصیفی داده ها

e_t^2	e_t		e_t^2	e_t	
-	۰/۰۰۱	۷- میانه	-	۰/۰۰۱۳ (۰/۰۰۰)	۱- میانگین
-	۰/۰۲۳۲	۸- ماکسیمم	-	۰/۰۰۴۱	۲- انحراف معیار
-	-۰/۰۲۱۴	۹- مینیمم	-	۰/۵۳	۳- چولگی
-	۲/۷۰۰	۱۰- مجموع	-	۷/۳۳	۴- کشیدگی
-	۰/۰۳۳	۱۱- مجموع انحراف مجذورها	۹۵۲/۰۷ (۰/۰۰۰)	۹۵۲/۷ (۰/۰۰۰)	۵- آماره (۵) Q
-	۱۶۴۷/۳۸۷ (۰/۰۰۰)	۱۲- آماره جارک - برا	۱۵۶۳/۲ (۰/۰۰۰)	۱۷۰۳/۶ (۰/۰۰۰)	۶- آماره (۱۵) Q

(۱) در ردیف ۱ اعداد داخل پرانتز احتمال مربوط به فرض صفر بودن میانگین سری را نشان می دهد.
(۲) در ردیف های ۵ و ۶ اعداد داخل پرانتز احتمال مربوط به فرض نبود خود همبستگی را نشان می دهد.
(۳) در ردیف ۱۲ اعداد داخل پرانتز احتمال مربوط به فرض نرمال بودن سری را نشان می دهد.



نمودار ۱. نمودار داده‌ها همراه با هیستوگرام و توزیع نرمال

در ستون سوم جدول ۱ شواهدی در خصوص مربعات شاخص مشاهده می‌شود. ردیف‌های ۵ و ۶ نشان می‌دهد، همانند سطوح سری، مربعات سری کاملاً خود همبسته هستند. این موضوع نیز با بسیاری از یافته‌های مطالعه‌های پیشین سازگار است.

معیار ارزیابی پیش‌بینی و شیوه تجزیه و تحلیل نتایج

در این قسمت از میانگین مربعات خطا (RMSE) هر کدام از روش‌ها که معیار RMSE کوچک‌تری داشته باشند؛ روش مناسب‌تری برای پیش‌بینی نوسانات تلقی خواهند شد. روش‌شناسی اصلی شامل تخمین پارامترهای مدل‌های مورد استفاده با استفاده از یک سری داده‌های اولیه از تاریخ ۱۳۷۷/۹/۲ تا ۱۳۸۵/۹/۱۹ (شامل $T = 1, \dots, 1920$ مشاهده) سپس پیش‌بینی خارج از نمونه از تاریخ ۱۳۸۵/۹/۲۰ تا ۱۳۸۵/۱۲/۲۸ (برای $T = 1921, \dots, 1984$ و یا ۶۴ مشاهده) به صورت پویا بوده است.

معیار پیش‌بینی RMSE به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum (\sigma_{i,f}^2 - \sigma_i^2)^2}$$

در آماره بالا n تعداد پیش‌بینی، $\sigma_{i,f}^2$ نوسان یک قدم به جلو پیش‌بینی و σ_i^2 نوسان واقعی است. برای آزمون آماری قدرت پیش‌بینی دو مدل دل‌خواه از آماره آزمون دایبولد - ماریانو استفاده شده است. فرض کنیم که دو مدل رقیب برای پیش‌بینی وجود داشته باشد

و e_{1i} و e_{2i} مقدار خطای پیش‌بینی این دو مدل باشد. علاوه بر این فرض می‌کنیم؛ زیان ناشی از خطای پیش‌بینی دوره i به اندازه $g(e_i)$ باشد. تفاضل میان زیان ناشی از به کارگیری این دو مدل را به شکل $d_i = g(e_{1i}) - g(e_{2i})$ نشان می‌دهیم. اگر \bar{d} و γ_i به ترتیب میانگین و واریانس نمونه‌ای دنباله $\{d_i\}$ باشد، آنگاه با فرض آن که اجزای دنباله همبسته $\{d_i\}$ نباشد آماره دایبولد - ماریانو به صورت زیر تعریف می‌شود $[Y]$:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{\gamma_0}{(H-1)}}}$$

در آماره بالا H برابر تعداد دوره‌های پیش‌بینی شده است. این آماره دارای توزیع t با درجه آزادی $H-1$ است. اما اگر میان اجزای دنباله $\{d_i\}$ همبستگی باشد، آنگاه با فرض آنکه q مقدار اولیه γ_i (کوواریانس) مخالف صفر باشد آماره یاد شده به صورت زیر تعدیل می‌شود:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{(\gamma_0 + 2\gamma_1 + \dots + 2\gamma_q)}{(H-1)}}}$$

در اینجا نیز آماره دارای توزیع t با درجه آزادی $H-1$ است. در ادامه به معرفی مدل‌های مختلف و دلایل و چگونگی استفاده از آن‌ها در این مطالعه پرداخته می‌شود.

انواع مدل‌های اندازه‌گیری واریانس

مدل‌های پیش‌بینی مورد استفاده در این مقاله تنها مدل‌هایی بوده‌اند که از اطلاعات تاریخی بازده استفاده می‌نمایند. بدین منظور از مدل‌های میانگین متحرک، هموارسازی نمایی^۱، ARMA و مدل شبکه عصبی (به‌عنوان مدل‌های غیر شرطی) و مدل‌های GARCH شامل EGARCH, TGARCH, GARCH و PGARCH (به‌عنوان مدل‌های شرطی) جهت آزمون فرضیه‌ها استفاده نموده‌ایم. از آن‌جا که مجال کافی برای تصریح کل این مدل‌ها در این قسمت وجود ندارد؛ از این‌رو از بین مدل‌های شرطی و غیرشرطی فقط مدل‌هایی که کمترین RMSE را داشته‌اند توضیح می‌دهیم. از بین مدل‌های غیرشرطی مدل میانگین

1. exponential smoothing

متحرک ۱۲۰ روزه و مدل هموارسازی نمایی و از بین مدل‌های شرطی مدل (۱, ۱) و CGARCH (۱, ۱) به ترتیب کمترین مقدار RMSE را داشته‌اند. از طرف دیگر برای انجام مقایسه‌ای کلی بین مدل‌های انتخاب شده شرطی و غیر شرطی از روش ترکیب پیش‌بینی استفاده خواهیم کرد که در ادامه بررسی می‌شود. تصریح این مدل‌ها به صورت زیر است:

۱- **مدل میانگین متحرک:** در این مدل میانگین حسابی داده‌های گذشته برای پیش‌بینی استفاده می‌شود. مهم‌ترین پارامتر در مدل گفته شده، دوره زمانی مورد استفاده جهت محاسبه میانگین است. با توجه به یافته‌های مطالعه‌های تکنیکی اغلب پژوهشگران دوره‌های زمانی ۲۰، ۶۰، ۱۲۰ و ۲۵۰ روزه (از یک ماه تا یک سال) را به کار می‌برند:

$$\sigma_{T,F}^2 = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \sigma_{T-i}^2 \quad \text{و} \quad T=1920, \dots, 1984 \quad \text{و} \quad M=20, 60, 120, 250$$

۲- **مدل هموارسازی نمایی ES:** در مدل هموارسازی نمایی با دادن وزن هندسی کاهشی به مشاهدات با وقفه یک سری، وزن بیشتری به اطلاعات جدیدتر و وزن کمتری به اطلاعات قدیمی داده می‌شود: $T=1920, \dots, 1984$ و $\sigma_{T,F}^2 = (1-\lambda)\sigma_{T-1}^2 + \lambda\sigma_{T-1,F}^2$ که در آن $0 < \lambda < 1$ (ثابت هموارسازی) به نحوی انتخاب می‌شود که بهترین برازش را در حداقل کردن خطای مجموع مجذورات داخل نمونه داشته باشد. در این مقاله مقدار λ برابر ۰/۱۴ تخمین زده شده است.

۳- **مدل GARCH:** این مدل واریانس شرطی را به وقفه‌های خود نیز وابسته می‌داند. این مدل بدین صورت تعریف می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

که در آن $w > 0$ ، α_1 و β_1 هستند. مقدار α_1 و β_1 در اینجا به ترتیب ۰/۳۲ و ۰/۵۵ تخمین زده شده است.

۴- **مدل CGARCH:** این مدل نوسانات شامل دو مؤلفه است: یکی برای نوسانات کوتاه‌مدت و دیگری برای نوسانات بلندمدت:

$$\sigma_t^2 - m_t = \bar{\omega} + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - \bar{\omega}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - \bar{\omega})$$

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

معادله اول در رابطه گفته شده عنصر موقت را توصیف می کند که با توان $\alpha + \beta$ به صفر میل می کند. معادله دوم نیز عنصر بلندمدت را نشان می دهد که با توان ρ به ω میل می کند. مقادیر α و β و ρ به ترتیب $0/3$ ، $0/4$ و $0/9$ تخمین زده شده اند.

۵- ترکیب پیش بینی ها: در مواقعی که با استفاده از مدل ها یا روش های مختلف به پیش بینی های متفاوتی رسیده باشیم؛ می توان از روش هایی مانند روش رگرسیون برای مقایسه ی کلی این روش ها استفاده نمود. در روش رگرسیون باید متغیر وابسته برای دوره های زمانی معینی مشخص باشد و با استفاده از این مقادیر، مقادیر پیش بینی شده و دقت آن را بررسی نمود.

$$A_{T+j} = \beta P_{1,T+j} + (1-\beta)P_{2,T+j} + \varepsilon_{T+j}$$

که در عبارت گفته شده A_{T+j} مقادیر واقعی در زمان $T+j$ مقدار پیش بینی شده از روش اول و $P_{2,T+j}$ مقدار پیش بینی شده با استفاده از روش دوم است. برای تخمین β می توان به صورت ذیل عمل کرد:

$$A_{T+j} - P_{2,T+j} = \beta(P_{1,T+j} - P_{2,T+j}) + \varepsilon_{c,T+j}$$

که در واقع می توان با تخمین یک پارامتر (β) به ترکیب بهینه پیش بینی رسید. علت این ساده سازی این است که مجموع ضرایب پیش بینی در پیش بینی ترکیبی باید ۱ باشد: $\alpha = 1 - \beta$ ، $\alpha + \beta = 1$ برای تعمیم روش برای چند پیش بینی که بر اساس روش ها یا مدل های متفاوت به دست آمده است می توان نوشت:

$$A_{T+j} = \beta_1 P_{1,T+j} + \beta_2 P_{2,T+j} + \dots + \beta_k P_{k,T+j} + \varepsilon_{c,T+j}$$

با توجه به اینکه مجموع ضرایب باید مساوی ۱ باشد، می توان با تحمیل قید نوشت:

$$\beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_k = 1$$

$$\beta_k = 1 - \beta_1 - \beta_2 + \dots$$

$$A_{T+j} - P_{k,T+j} = \beta_1(P_{1,T+j} - P_{k,T+j}) + \beta_2(P_{2,T+j} - P_{k,T+j}) + \dots + \beta_{k-1}(P_{k-1,T+j} - P_{k,T+j}) + \varepsilon_{c,T+j}$$

یا به صورت فشرده‌تر

$$A_{T+j}^* = \beta_1 P_1^* A_{T+J} + \beta_2 P_2^* A_{T+j} + \dots + \beta_{k-1} P_{k-1}^* A_{K-1, T+j} + \varepsilon_{c, T+j}$$

که در مدل گفته شده تمامی پیش‌بینی‌ها و مقدار واقعی A_{T+j} به صورت انحراف پیش‌بینی k ام بیان شده است. از آنجا که از مدل‌های میانگین متحرک ۱۲۰ روزه و هموارسازی نمایی^۱ از میان مدل‌های غیرشرطی و مدل‌های CGARCH و GARCH از میان مدل‌های شرطی، کمترین مقدار RMSE را داشته‌اند؛ بنابراین، برای دسته اول (مدل‌های غیر شرطی) یک پیش‌بینی کلی با ترکیب پیش‌بینی این مدل‌ها و برای مدل‌های دسته دوم نیز (مدل‌های شرطی) یک پیش‌بینی کلی با ترکیب پیش‌بینی مدل‌های برتر گفته شده مطابق روش شرح داده شده به دست می‌آوریم و قدرت این دو مدل ترکیبی را با همدیگر با استفاده از معیار ارزیابی گفته شده مقایسه می‌نمایم.

نتایج تجربی و تفسیر آن

نتایج پیش‌بینی مدل‌های برتر واریانس شرطی و واریانس غیرشرطی در جدول ۲ همراه با رتبه هر یک از مدل‌ها طبق معیار ارزیابی نشان داده شده است. با توجه به این جدول، در کل مدل‌های غیرشرطی (به استثنای مدل ARMA) از مدل‌های شرطی پیش‌بینی بهتری انجام داده‌اند. طبق این جدول مدل میانگین وزنی به‌طورعموم پیش‌بینی‌های خوبی انجام داده است. مدل هموارسازی نمایی نیز طبق معیار RMSE عملکرد مناسبی داشته است بنابراین در کل می‌توان گفت استفاده بیشتر از داده‌های گذشته با دادن وزن مناسب می‌تواند مدل مناسبی برای پیش‌بینی بازده باشد. مدل‌های واریانس شرطی به استثنای مدل گارچ مؤلفه‌ای (CGARCH) و مدل GARCH عملکرد مناسبی نداشته‌اند. مدل گارچ مؤلفه‌ای امکان تمرکز جداگانه بر نوسان کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌کند. به نظر می‌رسد عملکرد خوب این مدل نشان دهنده‌ی آن است که در داده‌های مورد استفاده ماهیت نوسان در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است.

1. exponential smoothing

جدول ۲. نتایج عملکرد پیش‌بینی مدل‌های مختلف

CN	CNHO	GARCH	CGARCH	ES	MA250	
1.00E-03	3.9944E-05	4.025E-05	4.005E-05	4.004E-05	3.9945E-05	RMSE
0.523 (1.67) ^a					آماره دایبولد - ماریانو	
a: عدد داخل پرانتز، مقدار بحرانی آماره t برای سطح اطمینان ۹۵ درصد و درجه آزادی ۶۳ است.						

از آنجا که نمی‌توان با اطمینان کامل مشخص کرد که عملکرد کدام یک از دو دسته مدل شرطی و غیر شرطی بهتر بوده است در ادامه مدل‌های ترکیبی مقایسه شده‌اند. مقدار آماره RMSE برای مدل ترکیبی غیرشرطی CNHO و شرطی CHO به ترتیب ۰/۰۰۰۳۹۹۴۴ و ۰/۰۰۱ بوده است. از این رو به نظر می‌رسد که عملکرد مدل ترکیبی غیرشرطی از تمامی مدل‌های دیگر بهتر است اما ترکیب پیش‌بینی مدل‌های شرطی به نتیجه بهتری منجر نشده است.

برای بررسی بهتر مشابه بودن مقادیر RMSE، در مرحله بعد به آزمون مشابه بودن این مقادیر میان مدل‌های مختلف پرداخته‌ایم. ردیف ۳ جدول ۲، مقدار آماره دایبولد - ماریانو همراه با مقدار بحرانی آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد را برای فرضیه زیر را نشان می‌دهد:

H: تساوی قدرت پیش‌بینی بهترین مدل واریانس شرطی (CGARCH) و بهترین مدل واریانس غیر شرطی (MA250) (مساوی بودن مقادیر RMSE آن‌ها)

آزمون فرضیه بالا برای آن انجام شده است که اغلب تأکید زیادی بر تفاوت مدل‌های واریانس شرطی و واریانس هم‌سان در پیش‌بینی نوسان انجام شده است. بدین سان در این فرضیه به آزمون معنادار بودن یا نبودن تفاوت RMSE این دو مدل پرداخته شده است. علاوه بر این بررسی دنباله‌های $\{d_t\}$ به دست آمده نشان می‌دهد که خود همبستگی در آن وجود ندارد. با توجه به این جدول مشخص است که میان قدرت پیش‌بینی مدل میانگین متحرک ۲۵۰ روزه و مدل گارچ مؤلفه‌ای، تفاوت معناداری وجود ندارد. از آنجا که تفاوت محسوسی میان اعداد متناظر با مقادیر RMSE این دو مدل وجود ندارد؛ بنابراین، پذیرش فرضیه صفر آزمون گفته شده چندان غیر واقعی به نظر نمی‌رسد. از این رو نتیجه‌ی به دست آمده بیانگر آن است که تشابه تخمین‌های نقطه‌ای RMSE چندان گمراه‌کننده نیست.

نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت نوسان در بورس اوراق بهادار، در این مقاله سعی شده است، مدلی مناسب برای پیش‌بینی نوسان قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران ارائه شود. نتایج نشان می‌دهد عملکرد مدل‌های غیرشرطی میانگین متحرک ۲۵۰ روزه و هموارسازی نمایی مناسب است و در کل با توجه به نتیجه مدل‌های ترکیبی، مدل‌های غیرشرطی عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های شرطی داشته‌اند. بنابراین، به نظر می‌رسد که استفاده بیشتر از داده‌های گذشته برای انجام پیش‌بینی، بهتر است. از طرف دیگر همان‌طور که مشاهده شد، طبق آماره آزمون دایبولد - ماریانو تفاوت معناداری میان قدرت پیش‌بینی مدل‌های میانگین متحرک ۲۵۰ روزه و گارچ مؤلفه‌ای وجود ندارد؛ زیرا در واقع تفاوت مقدار ریشه میانگین مربعات خطای این دو مدل آنچنان زیاد نبود. بنابراین، برخلاف بسیاری از مطالعه‌های انجام شده، پیش‌بینی مدل‌های شرطی تفاوت معناداری با دیگر مدل‌ها ندارد و حتی تخمین نقطه‌ای آن‌ها از برخی از مدل‌های نوسان غیرشرطی نیز بدتر است.

منابع

۱. خلیلی یوسف (۱۳۸۳). پیش‌بینی واریانس سهام در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذار با استفاده از مدل GARCH، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.
۲. فعالیت وحید (۱۳۸۳). بررسی کارایی و نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد به راهنمایی فرزین وش، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تابستان.
۳. مهرآرا محسن، عبدلی قهرمان (۱۳۸۵). نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸ (۲۶): ۲۵-۴۰.
4. Akgiray V (1989). "Conditional Heteroskedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts", *Journal of Business* 62(1): 55-80.
5. Bollerslev T (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Economics*, 31:307-27;
6. Brailsford T.J, Faff R.W (1996). An Evaluation of Volatility Forecasting Techniques, *Journal of Banking and Finance* 20: 419-38.
7. Enders W (2010). *Applied Econometric Time Series*, 3ed, John Wiley & Sons: 87-89.
8. Engle, R. F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50: 987-1008.
9. Lin B.H, Yeh S.K (2000). On the distribution and conditional heteroscedasticity in Taiwan stock prices, *Journal of Multinational Financial Management* 10: 367-395.
10. Pan H, Zhang Z (2005). Forecasting financial volatility: Evidence from chine's stock market, *Working papers in economics and finance*, No 06/02, University of Durham.
11. Pagan A. R, SchwertG. W (1990). Alternative models for conditional stock market volatility, *Journal of Econometrics*, 45: 267-90.