تحقیقات مالی
دوره ۱۲، شماره ۳۰
پاییز و زمستان ۱۳۸۹
صص ۲۳ تا ۳۴

دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران

رضا تهرانی[۱]، شاپور محمدی[۲]، محمدرضا پورابراهیمی[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. علاوه‌بر این، نتیجه به‌دست آمده از آماره دایبولد ـ 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 تعمیم‌یافته (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 پورابراهیمی
Email: m.pourebrahimi@gmail.com

مقدمه

پیش‌بینی نوسان[1] یکی از مسایل بسیار مهم در بازارهـای مـالی اسـت کـه توجـه بسـیاری از پژوهشگران دانشگاهی و کارشناسان این حوزه را در چنـد دهـه‌ی گذشـته بـه خـود جلـب کرده است. اهمیت این موضوع از آن‌جا ناشی می‌شود کـه نوسـان در بـازار مـالی یکـی از متغییرهای مهم در زمینه‌ی تصمیمات سرمایه‌گذاری، قیمت‌گذاری اوراق بهادار و مشتقه‌ها، مدیریت ریسک، تدوین مقررات و سیاست‌گذاری پولی است. علاوه‌بر این نوسـان‌پـذیری بازارهای مالی تأثیر مهمی در اقتصاد کشورها از طریق ایجـاد یـا کـاهش اطمینـان و اعتمـاد عمومی ایفا می‌نماید.

با عنایت به اینکه تاکنون در کشور پژوهش جامعی در خصوص مدل‌سازی نوسان بازده در بورس اوراق بهادار آن‌جام نگرفته است؛ بنـابراین، شناسـایی الگـوی نوسـانات بـازده در بورس تهران، می‌تواند گام مناسبی جهت اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری و سیاست‌گذاری باشد.

تاکنون مدل‌ها و تکنیک‌های مختلفی برای مدل‌سازی نوسان ارایه شده‌اند؛ اما مدل‌های نوسان شرطی خودرگرسیو (ARCH) است که در ابتدا توسط انگل (۱۹۸۲) معرفـی و بعـد بولرسلوآن‌را تعمیم داد که این مدل هم اکنون مهم‌ترین مدل برای تجزیه و تحیل داده‌هـای سری زمانی مالی با تواتر بالا شناخته می‌شود [۵]. در زمینه نوسان نـرخ ارز و پـیش‌بینـی آن نیز تاکنون مطالعه‌های متعددی با اسـتفاده از ایـن مـدل‌هـا انجـام شـده اسـت. بـه‌طـور مثـال اَکگیری دریافت که مدل‌هـای GARCH از مـدل‌هـای ARCH، میـانگین متحـرک نمـایی وزنی و مدل‌های میانگین تاریخی در پیش‌بینی نوسان شاخص سهام ماهیانه آمریکا عملکرد بهتری داشته است [۴]. پاگان و شـورت توانـایی مـدل‌هـای GARCH، EGARCH، مـدل انتقال رژیم مارکوف و سه مدل ناپارامتریک را در پـیش‌بینـی نوسـان ماهیانـه بـازده سـهام آمریکا با هم مقایسه نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد؛ مدل‌های شرطی عملکرد بهتری داشته‌اند [۱۱]. برلیسفورد و فاف دریافتند که مدل GJR و مـدل‌هـای GARCH عملکـرد بهتـری در مقایسه با سایر مدل‌ها در پیش‌بینی نوسان ماهیانه شاخص سهام استرالیا داشته‌انـد [۶]. لـین و یِه به بررسی ماهیت واریانس ناهمسان شرطی و نوع توزیـع در بـازده سـهام در بـازار سـهام تایوان پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد؛ مدل (۱ , ۱) GARCH با توزیع نرمال ترکیبی مـدلی

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 به‌وسیله‌ی 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 اوارق بهادار تهران می‌پردازد.

داده‌ها و متغیرهای پژوهش

داده‌های مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌های سری‌زمانی شاخص بازده نقدی و قیمت (TEDPIX) بورس اوارق 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:

$$r_t = l_n\left(\frac{TEDPIX_t}{TEDPIX_{T-1}}\right)$$

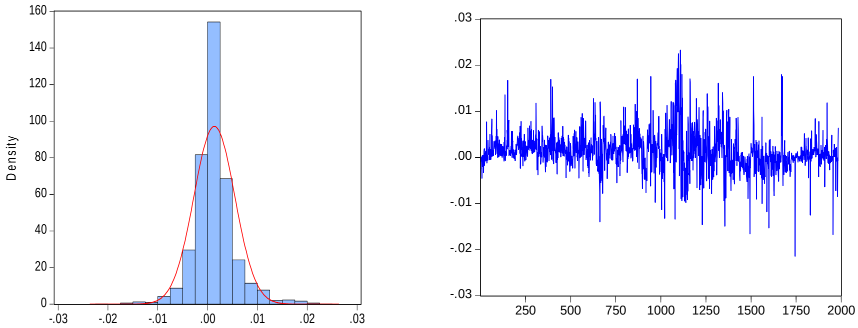
با این کار ۱۹۸۴ داده بازدهی روزانه r به‌دست می‌آید و از توان دوم بازدهی‌های روزانه به‌عنوان معیاری برای نوسان روزانه استفاده می‌کنیم.

جدول ۱ برخی از خصوصیات آماری این داده‌ها را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود؛ شاخص میانگین غیر شرطی مخالف صفر داشته و به‌نظر می‌رسد که خود همبسته باشد (ردیف‌های ۱، ۵ و ۶). شاخص هسیتوگرامی با دنباله پهن ندارد و به‌عبارتی احتمال وقوع انحراف از میانگین در آن پایین است. این موضوع درنمودار ۱ نشان داده شده است که شامل سری زمانی r، هیستوگرام 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 (ردیف‌های ۸ و ۹)؛ کشیدگی این نمونه بزرگ‌تر از توزیع نرمال است و شواهدی دال بر وجود چولگی به‌سمت راست مشاهده می‌شود (ردیف‌های 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 می‌شود. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهند سری دارای کشیدگی بیشتر از توزیع نرمال بوده و نتیجه‌ی آماره جارك برا نیز بیانگر این واقعیت است که فرضیه نرمال بودن سری رد می‌شود.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی داده‌ها

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

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



نمودار ۱. نمودار داده‌ها همراه با هیستوگرام و توزیع نرمال

در ستون سوم جدول ۱ شواهدی در خصوص مربعات شاخص مشاهد 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) هرکدام 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 یک‌سری داده‌های اولیه از تاریخ ۱۳۷۷/۹/۲ تا ۱۳۸۵/۹/۱۹ (شامل ۱۹۲۰, ...,۱ = T مشاهده) سپس پیش‌بینی خارج از نمونه از تاریخ ۱۳۸۵/۹/۲۰ تا ۱۳۸۵/۱۲/۲۸ (برای ۱۹۸۴,...,۱۹۲۱ = T و یا ۶۴ مشاهده) به‌صورت پویا بوده است.

معیار پیش‌بینی RMSE به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N}\sum\left(\sigma_{t,f}^{2} - \sigma_{t}^{2}\right)^{2}}$$

در آماره بالاn تعداد پیش‌بینی، $\sigma_{t,f}^2$ نوسان یک قدم به جلو پیش‌بینی و σ_t^2 نوسان واقعی است. برای آزمون آماری قدرت پیش‌بینی دو مدل دل‌خواه از آماره آزمون دایبولد ـ 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. علاوه‌براین فرض می‌کنیم؛ زیان ناشی از خطای پیش‌بینی دوره i به اندازه $g(e_i)$ باشد. تفاضل میان زیان ناشی از به‌کارگیری این دو مدل را به‌شکل $d_i = g(e_{1i}) - g(e_{2i})$ نشان می‌دهیم. اگر $\bar{d}$ و γ_i به‌ترتیب میانگین و واریانس نمونه‌ای دنباله $\{d_i\}$ باشد، آنگاه با فرض آن‌که اجزای دنباله همبسته $\{d_i\}$ نباشد آماره دایبولد ـ ماریانو به‌صورت زیر تعریف می‌شود [۷]:

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

در آماره بالا H برابر تعداد دوره‌های پیش‌بینی شده است. این آماره دارای توزیع t با درجه آزادی ۱− H 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 به‌صورت زیر تعدیل می‌شود:

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

در اینجا نیز آماره دارای توزیع t با درجه آزادی H–۱ 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[1]، ARMA و مدل شبکه عصبی (به‌عنوان مدل‌های غیر شرطی) و مدل‌های GARCH شامل GARCH, TGARCH, EGARCH 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

متحـرک ۱۲۰ روزه و مـدل هموارسـازی نمـایی و از بـین مـدل‌هـای شـرطی مـدل CGARCH (۱ , ۱) و GARCH (۱ , ۱) به‌ترتیب کمتـرین مقـدار RMSE را داشته‌انـد. از طرف دیگر برای انجام مقایسه‌ای کلی بین مدل‌های انتخاب شـده شـرطی و غیرشـرطی از روش ترکیب پیش‌بینی استفاده خواهیم کرد کـه در ادامـه بررسـی مـی‌شـود. تصـریح ایـن مدل‌ها به صورت زیر است:

۱- مدل میانگین متحرک: در این مدل میانگین حسابی داده‌های گذشته برای پیش‌بینـی استفاده می‌شود. مهم‌ترین پـارامتر در مـدل گفتـه شـده، دوره زمـانی مـورد اسـتفاده جهـت 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 به‌کار 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 هموارسـازی نمـایی ES: در مـدل هموارسـازی نمـایی بـا دادن وزن هندسـی 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 ۱> λ >۰ (ثابت هموار سازی) به نحوی انتخاب می‌شود که بهتـرین بـرازش را در حداقل کردن خطای مجموع مجذورات داخل نمونه داشته باشد. در این مقالـه مقـدار λ برابر ۰/۱۴ تخمین زده شده است.

۳- مدل GARCH: این مدل واریانس شرطی را به وقفه‌های خود نیز وابسـته مـی‌دانـد. 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 $w \succ 0$ ، α_1 و β_1 هستند. مقـدار α_1 و β_1 در اینجـا بـه‌ترتیـب ۰/۳۲ و ۰/۵۵ تخمین زده شده است.

٤- مدل CGARCH: این مدل نوسانات شامل دو مؤلفـه اسـت: یکـی بـرای نوسـانات کوتاه‌مدت و دیگری برای نوسانات بلندمدت:

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

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

معادله اول در رابطه گفته شده عنصر موقت را توصیف می‌کند که با توان $\alpha + \beta$ به صفر میل می‌کند. معادله دوم نیز عنصر بلندمدت را نشان می‌دهد که با توان ρ به ω میل می‌کند. مقادیر α و β و ρ به‌ترتیب ۰/۳، ۰/۴ و ۰/۹ تخمین زده شده‌اند.

۵- ترکیب پیش‌بینی‌ها: در مواقعی که با استفاده از مدل‌ها یا روش‌های مختلف به پیش‌بینی‌های متفاوتی رسیده باشیم؛ می‌توان از روش‌هایی مانند روش رگرسیون برای مقایسه‌ی کلی این روش‌ها استفاده نمود. در روش رگرسیون باید متغیر وابسته برای دوره‌های زمانی معینی مشخص باشد و با استفاده از این مقادیر، مقادیر پیش‌بینی 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 $T+j$، $P_{1,T+j}$ مقدار پیش‌بینی شده از روش اول و $P_{2,T+j}$ مقدار پیش‌بینی شده با استفاده از روش دوم است. برای تخمین β می‌توان به‌صورت 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 می‌توان با تخمین یک پارامتر (β) به ترکیب بهینه پیش‌بینی رسید. علت این ساده‌سازی این است که مجموع ضرایب پیش‌بینی در پیش‌بینی ترکیبی باید ۱ باشد: $\alpha = 1-\beta, \alpha+\beta = 1$ برای تعمیم روش برای چند پیش‌بینی که بر اساس روش‌ها یا مدل‌های متفاوت به دست آمده است می‌توان نوشت:

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

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

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

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

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

یا به‌صورت فشرده‌تر

$$A^*_{T+j} = \beta_1 P_1^*{}_{T+J} + \beta_2 P_2^*{}_{T+j} + \cdots + \beta_{k-1} P^*{}_{K-1,T+j} + \varepsilon_{c,T+j}$$

که در مدل گفته شده تمامی پیش‌بینی‌ها و مقدار واقعی A_{T+j} به‌صورت انحراف پیش‌بینی kام بیان شده است. از آنجا که از مدل‌های میانگین متحرک ۱۲۰ روزه و هموارسازی نمایی[1] 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 به‌دست می‌آوریم و قدرت این دو مدل ترکیبی را با همدیگر با استفاده از معیار ارزیابی گفته شده مقایسه می‌نماییم.

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 غیر شرطی (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. به‌نظر 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 ـ ماریانو
a: عدد داخل پرانتز، مقدار بحرانی آماره t برای سطح اطمینان ۹۵درصد و درجه آزادی ۶۳ است.						

از آنجا که نمی‌توان با اطمینان کامل مشخص کرد که عملکرد کدام‌یک 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 به‌ترتیب ۰/۰۰۰۰۳۹۹۴۴ و ۰/۰۰۱ بوده است. از این‌رو به‌نظر 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 ـ 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. علاوه‌بر این بررسی دنباله‌های $\{d_i\}$ به‌دست 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 به‌نظر نمی‌رسد. از این‌رو نتیجه‌ی به‌دست 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 ارایه 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، به‌نظر می‌رسد که استفاده بیشتر از داده‌های گذشته برای انجام پیش‌بینی، بهتر است. از طرف دیگر همان‌طور که مشاهده شد، طبق آماره آزمون دایبولد ـ 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 طباطبایی.

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.