فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال هفتم، شماره بیست و سوم
پاییز ۱۳۹۳

پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت با استفاده از مدلهای گارچ و مدلهای تغییر رژیم مارکوف گارچ

مرتضی بکی حسکوئی[۱]
فاطمه خواجوند[۲]

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۳/۲/۱۵

چکیده

دراین مقاله مجموعه‌ای از مدلهای مختلف GARCH استاندارد با گروهی از مدلهای تغییر رژیم مارکوف گارچ (MRS-GARCH) براساس توانایی آنها در پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت در افق‌های زمانی یک روزه تا یک ماهه مقایسه می‌شود. به منظور صحه گذاشتن بر ثبات بیش از اندازه‌ای که معمولاً در مدلهای GARCH یافت می‌شود و بیانگر پیش‌بینی‌های نوسانات بسیار بالا وبسیار نامحسوس می‌باشد، پارامترهای مدلهای MRS-GARCH که بین رژیم با نوسان بالا و پایین جابه‌جا می شوند، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. برای پسماندها دو توزیع شرطی دنباله پهن و گوسی فرض می‌شود، ودرجه آزادی می‌تواند برای ثبت احتمال کشیدگی متغیر به زمان وابسته به حالت باشد. عملکرد پیش‌بینی مدلهای رقیب توسط توابع زیان آماری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. براساس این توابع، آزمون‌های برابری توانایی پیش‌بینی نوع دیبولد- ماریانو و برتری توانایی پیش‌بینی، مانند بررسی واقعیت وایت و تست SPA هانسن بکار می‌رود. تجزیه تحلیل های تجربی نشان می‌دهد که طبق مجموعه گسترده‌ای از توابع زیان آماری مدلهای MRS-GARCH عملکرد بهتری نسبت به مدلهای GARCH استاندارد در پیش‌بینی نوسانات در افق‌های زمانی‌کوتاهتر دارند و در افق های زمانی طولانی‌تر مدلهای GARCH نامتقارن استاندارد بهتر عمل می‌کنند. براساس این آزمون‌ها وجود مدل بهتر از MRS-GARCH-t رد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: مدلهای تغییررژیم مارکوف گارچ (MRS-GARCH)، مدلهای GARCH، نوسانات، پیش‌بینی، ارزیابی پیش‌بینی، توزیع‌های دنباله پهن.

۱- استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی e_khajevand@yahoo.com
۲- کارشناس ارشد مهندسی مالی دانشگاه رجاء (مسئول مکاتبات) baky@email.com

۱- مقدمه

با توجه به نقش حیاتی نوسانات در بازارهای مالی، طی سالهای اخیر توجه چشمگیری به تجزیه و تحلیل پیش‌بینی نوسانات شده است. مدیران پرتفوی، معامله‌گران اختیار و بازارگردان‌ها، همگی علاقمند به پیش‌بینی نوسانات، با یک سطح مناسب از دقت و صحت، برای کسب سود بالاتر یا موقعیت ریسکی کمتر می‌باشند.

تاکنون ، مدلهای بسیاری مطرح شده است، اما در بین آنها مدلهای GARCH بالرسلو (۱۹۸۶)[۱] که شکل تعمیم یافته مدلهای ARCH انگل (۱۹۸۲)[۲] است از شهرت بالاتری برخوردار هستند.

محبوبیت این مدلها از ساختار بسیار انعطاف‌پذیر و کمک به درک برخی از ویژگیهای خاص سریهای زمانی مالی مانند خوشه‌بندی نوسانات، ناشی می‌شود. معمولاً مدلهای GARCH می‌توانند پدیده نوسانات متغیر در طول زمان طی یک دوره طولانی را در نظر بگیرند(فرنچ و همکاران، ۱۹۸۷، فرانسس و وان دجک، ۱۹۹۶)[۳] و برآوردهای درون نمونه‌ای خیلی خوب ارائه دهند.

گذشته از این، چنان که اندرسون و بالرسلو (۱۹۹۸)[۴] استدلال می‌کنند، مدلهای GARCH واقعاً پیش‌بینی‌های نوسانات خوبی ارائه می‌دهند، هرچند ممکن است حالتی پیش آید که محققان بتوانند برازش درون نمونه‌ای خوبی بدست آورند اما عملکرد پیش‌بینی خیلی ضعیف باشد. این قدرت پیش‌گویی ضعیف در پیش‌بینی نوسانات می‌تواند ناشی از دو عامل اشتباه در قضاوت، مانند عمل مقایسه پیش‌بینی‌های مدل با یک مقیاس ضعیف و کوچک برای نوسانات گذشته‌نگر و انتخاب نادرست توابع زیان آماری باشد.

یکی ازاهداف اصلی تحقیق حاضر نشان دادن نگرانی‌های احتمالی درباره توانایی پیش‌بینی مدلهای GARCH می‌باشدکه در نتیجه تداوم بیش از حد شوکهای منفرد در نوسانات تخمین زده شده، به وجود می‌آیند.

بازده‌های مالی جهش‌های ناگهانی را نمایش می‌دهند که نه فقط بعلت شکست‌های ساختاری[۵] در اقتصاد است بلکه همچنین تغییر در انتظارات اپراتورها در مورد آینده که می‌تواند از اطلاعات مختلف یا ترجیحات و الویت‌های غیر مشابه سرچشمه بگیرد، دلیل آنها می‌باشد. نوسانات واقعی تحت تأثیر شوکهای زیادی می‌باشند که هیچ یک از آنها برای مدت طولانی تداوم ندارند. مدلهای GARCH معمولاً پایداری نوسانات بالایی را از خود نشان می‌دهند. لمورکس و لاستریس (۱۹۹۰)[۶] این پایداری را به‌احتمال وجود شکست‌های ساختاری درواریانس نسبت می‌دهند. آنها بیان می‌کنند که تغییرات در واریانس غیر شرطی احتمالاً منجر به تخمین‌های اشتباه از پارامترهای GARCH می‌شود به نحوی‌که دلالت برپایداری دارد. بنابراین یک مدل نوسانی خوب به منظور پیش‌بینی بهتر می‌بایست برخورد متفاوت با شوکها داشته باشد.

بنا بردلایل ذکر شده در تحقیق حاضر مدلهای GARCH با یک ساختار تغییر رژیم ترکیب می‌شوند و وجود دو رژیم نوسانی مختلف‌که با سطح متفاوتی از نوسانات مشخص می‌شوند را نتیجه می‌دهد. در هردو رژیم نوسانی یک الگو GARCH گونه دنبال می‌شود، به طریقی که از وابسته بودن واریانس واقعی به‌کل اطلاعات اجتناب می‌کند، طبق نتایج گری (۱۹۹۶) و کلاسن(۲۰۰۲)[۷].

ویژگی که باعث تفاوت مدلهای MRS-GARCH ومدلهای GARCH می‌شود بیان کاملاً

متضاد مفهوم نوسانات متغیر به زمان می‌باشد. درواقع، هنگامیکه مدلهای GARCH نوسانات را بعنوان فرآیند ARMA توصیف می‌کنند، در نتیجه ترکیب مستقیم خطاها، مدلهای MRS-GARCH ساختار یکسان برای نوسانات، به اضافه احتمال جهش‌های ناگهانی از رژیم متلاطم به حالت آرام و برعکس حفظ می‌کنند.

در این مقاله قیمت روزانه آتی‌های نفت خام WTI که در بورس تجاری نیویورک (NYMEX) معامله می شود، بکار برده شده است. نتایج نشان می‌دهند، طبق طیف گسترده‌ای از توابع زیان آماری و آزمون‌های برابری و برتری توانایی پیش‌بینی در افق‌های زمانی کوتاه مدت مدل MRS-GARCH-t عملکرد بالاتری در پیش‌بینی نوسانات دارد و در افق‌های زمانی بلند مدت مدلهایGARCH نامتقارن بهتر عمل می‌کنند. نتایج بدست آمده در این تحقیق، مطالعات صورت گرفته توسط مارکوچی (۲۰۰۵)[8]، بروکس و پرسند (۲۰۰۳)[9] و استدلالهای داکو وساتچل (۱۹۹۹)[10] را تأیید می‌کنند.

بخش‌های این مقاله به شرح زیر است: در قسمت دوم پایه نظری و نتایج مطالعات تجربی آورده شده است. قسمت سوم مقاله شامل معرفی مدل های تحقیق است. داده‌ها و روش شناسی در بخش چهار مورد بحث قرار گرفته‌اند. در حالیکه، در بخش پنج آزمونهای مختلف برای ارزیابی پیش‌بینی‌های نوسانات یک روز، یک هفته، دو هفته و یک ماه جلوتر ارائه شده است. کلیه نتایج تجربی و بحث‌ها در بخش ۶ آورده شده‌اند و در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش ۷ مطرح گردیده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بعنوان معیار سنجش ریسک در مدیریت ریسک، نوسانات توجه زیادی را از سوی محققین در سالهای اخیر به خود جلب کرده‌اند و ادبیات گسترده‌ای در مورد این مطلب شکل گرفته است.

با اینکه موفقیت مدلهای نوع GARCH در توصیف بسیاری از ویژگیهای نوسانات اثبات شده است، اما این مدلها عاری از مشکل نمی‌باشند. در مطالعات تجربی عموماً فرض می‌شود، پارامترهای مدلهای GARCH در طول زمان ثابت هستند. با این حال، توزیع شرطی بازده‌های مالی بین دوره‌های رکود اقتصادی و توسعه تفاوت دارند (پرز-کیورس و تیمرمن، ۲۰۰۰)[11]. علاوه براین، مدلهای GARCH غالباً بر تداوم بالای نوسانات شوکهای منفرد دلالت دارند. لمورکس و لاسترپس (۱۹۹۰) استدلال می‌کنندکه تداوم بالا در نوسانات ممکن است بعلت تغییرات ساختاری در فرآیند واریانس باشد. پیرو این ایده، کای (۱۹۹۴) و همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)[12] به طور جداگانه مدل تغییر رژیم مارکوف‌آرچ (MRS-ARCH) که ترکیبی از مدل مارکوف همیلتون (۱۹۹۰-۱۹۸۹) با مشخصات ARCH می‌باشد را ارائه کردند. مدل MRS-ARCH جهت ثبت تغییرات رژیم در نوسانات با متغیر غیرقابل مشاهده حالت که از فرآیند زنجیره مارکوف مرتبه اول تبعیت می‌کند طراحی شد. به این معنا که، پارامترها در فرآیند ARCH مجاز به تغییر در حالت‌های مختلف هستند. اگرچه نشان داده شده است که مشخصات GARCH برای برازش داده‌های مالی بهتر است، کای (۱۹۹۴) و همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) مشخصات ARCH را جهت غلبه بر مشکل وابستگی مسیر نامتناهی که در مدل MRS-GARCH پدید

آمده است، بـه کـار بردنـد. از سـوی دیگـر، گـری (۱۹۹۶) رویکرد جدیدی را پیشنهاد داد کـه تخمـین قابل کنترل از مدل MRS-GARCH را ممکـن مـی-سازد و مشکل وابسـتگی مسیر نامتنـاهی را از بـین می‌برد. همچنین، داکر(۱۹۹۷) رویکرد مشابهی ماننـد گری (۱۹۹۶) برای غلبه بر مسئله وابسـتگی مسـیر نامتناهی اتخاذ کرد و چندین مـدل MRS-GARCH مختلف معرفی نمود. کلاسـن (۱۹۹۸) مـدل MRS-GARCH گـری را اصـلاح نمـود و بیـان کـرد کـه مشخصـات مـدل وی عملکـرد پیش‌بینـی مـدلهای MRS-GARCH را بهبـود مـی‌بخشـد. در دهـه اخیـر، هـاس، میتنیـک و پاولِلـا (۲۰۰۴)[۱۳] روش جدیدی متفاوت از رویکرد گـری (۱۹۹۶) پیشـنهاد کردند و ادعا نمودند که کنترل‌های تحلیلـی از مـدل جدید آنها اصل شرایط مانایی و خـواص پویـا را در نظر می‌گیرد.

همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) بـازده‌هـای هفتگـی شاخص بورس سهام نیویـورک طـی دوره ۱۹۶۲ تـا ۱۹۸۷ را برای آزمون مدل MRS-GARCH خود بـا دو تا چهار رژیم بکار بردند. آنهـا نشـان دادنـد کـه مشخصـات MRS-GARCH بـرای بـرازش داده‌هـا، پیش‌بینی نوسـانات و کـاهش پایـداری نوسـانات از مدلهای نوع GARCH تک رژیمی بهتر است.

مـــارکوچی (۲۰۰۵) مجموعـــه‌ای از مـــدلهای GARCH، EGARCH و GJR را بـــا گروهـــــی ازمدلهای MRS-GARCH از لحاظ توانـایی آنهـا در پـیش‌بینـی نوسـانات S&P500 طـی دوره ۱۹۸۸ تـا ۲۰۰۳ از یک روز تا یک ماه مقایسه نمود. همچنـین، وی توزیع‌هـای نرمـال، t استیودنت و توزیـع خطـا تعمیم‌یافته را برای جملات خطا در نظر گرفت. یافته اصلی مارکوچی (۲۰۰۵) این است که عملکرد پیش-بینی مدلهای MRS-GARCH بطور معناداری بهتر از مدلهای نوع GARCH تـک رژیمـی در افـق‌هـای کوتاه مدت مـی‌باشـد، در حالیکـه مـدل GARCH استاندارد نامتقارن در افق طولانی‌تر بهتر است.

مهمـت علـی(۲۰۰۸)[۱۴] مـدلهای GARCH تـک رژیمی و MRS-GARCH را برای تجزیـه و تحلیـل نوسانات بورس اوراق بهادار استانبول(ISE) در دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار داده است. استفاده از مدلهای MRS-GARCH وجود دو رژیم نوسـانی مختلـف در بـازار سـهام ترکیـه را نشـان مـی‌دهـد. همچنین این مدلها تداوم بالا را در مدلهای GARCH تـک رژیمـی کـاهش مـی‌دهنـد. سلسـو برونتـی و همکـــارانش (۲۰۰۸)[۱۵] بـــرای تجزیـــه و تحلیـــل بحران/آشفتگی نرخ ارز در کشورهای فیلیپین، تایلند، مالزی و سنگاپور مـدل MRS-GARCH را انتخـاب نموده‌انـد. ایـن رویکـرد شـامل مدلسـازی میـانگین شرطی و واریانس شـرطی تغییـرات نـرخ ارز بطـور مشترک می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام و شاخص‌های بخش بانکداری، همراه با نرخ ارز مؤثر واقعی، نقش مهمی در درک آشـفتگی‌هـای نـرخ ارز دارند و قادر به تشخیص رژیم‌های پر تلاطـم و آرام می‌باشند.

نیکـوس و پـانوس (۲۰۱۰)[۱۶] عملکـرد مـدلهای تغییر رژیم در پیش‌بینی نوسانات و ارزش در معرض ریسک (VaR) در بازارهای انرژی را مـورد بررسـی قرار دادند. با توجه به اینکه کشیدگی مازاد، چـولگی وخوشـه بنـدی نوسـانات از ویژگـی‌هـای برجسـته تغییرات قیمت نفت می‌باشند، آنها دریافتند که هردو مـــــــدلهای MRS-GARCH و MIX-GARCH گزینه‌های مناسبی برای مدلسازی و پیش‌بینی ریسک می‌باشند. نتایج آنها نشان داد که مـدلهای مـذکور در ثبـت تـداوم نوسـانات از مـدلهای GARCH بهتـر هستند.

۳- مدل های پژوهش و متغیرهای آن

۳-۱- مدلهای GARCH

فرض می‌کنیم P_t قیمت آتی‌های محصول نفتی تحت مطالعه می باشد و r_t نرخ بازده متناظر با آن، بصورت (درصد) نرخ بازده مرکب پیوسته تعریف می شود:

$$r_t = 100[\log(p_t) - \log(p_{t-1})] \qquad (۱)$$

که t= -R+1,…,n مشاهدات روزانه است. دوره نمونه متشکل از یک دوره برآورد (یا درون نمونه ای) با R مشاهده (t= -R+1, …,0) و یک دوره ارزیابی (یا برون نمونه ای) با n مشاهده (t=1,…,n) می‌باشد. مدل GARCH(1,1) را برای سری‌های بازده‌ها r_t بصورت زیر می‌توان نوشت:

$$r_t = \delta + \varepsilon_t = \delta + \eta_t\sqrt{h_t} \qquad (۲)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۳)$$

که $\alpha_0 > 0$ ، $\alpha_1 \geq 0$ و $\beta_1 \geq 0$ مثبت بودن واریانس شرطی را تضمین می‌کنند، و فرآیند خطا بصورت یک فرایند i.i.d. با میانگین صفر و واریانس واحد(η_t) در جذر واریانس شرطی نشان داده می شود.

به منظور فائق آمدن بر چولگی که اغلب در بازده های مالی با آن مواجه می شوند، نلسون (۱۹۹۱)[۱۷] مدل گارچ نمایی (EGARCH) را معرفی نمودکه لگاریتم واریانس شرطی بدون هیچ محدودیتی برای پارامترها بصورت زیر مدلسازی می شود:

(۴)

$$\mathrm{Ln}(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| + \xi\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta_1 Ln(h_{t-1})$$

گلاستن، جگنزان و رانکل (۱۹۹۳)[۱۸] مدل GARCH تعدیل شده یا GJR را برای توضیح «اثراهرمی»[۱۹] پیشنهاد کردند. این یک مدل GARCH نامتقارن است که به واریانس شرطی امکان واکنش به شوکهای مثبت ومنفی را می دهد و بصورت زیر تعریف می‌شود:

(۵)

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2[1 - I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}}] + \xi\varepsilon_{t-1}^2 I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}} + \beta_1 h_{t-1}$$

که $I_{\{\omega\}}$ تابع مشخصه بوده، هنگامیکه ω درست باشد برابر یک و در غیر اینصورت برابر صفر است.

یکی دیگر از یافته های GARCH خصوصیت« لپتوکرتوسی»[۲۰] توزیع تجربی بازده های مالی است. به منظور ایجاد توزیع های دنباله دار محققان توزیع خطای تعمیم یافته (GED) یا توزیع t استیودنت را برگزیدند. بنابراین علاوه بر فرض گوسی سنتی، خطاهای ε_t براساس توزیع GED یا t استیودنت توزیع می شود. اگر توزیع t استیودنت با υ درجه آزادی فرض شود، تابع چگالی احتمال[۲۱] (pdf) ε_t بصورت زیر است :

(۶)

$$f(\varepsilon_t) = \frac{\Gamma(\frac{\upsilon+1}{2})}{\sqrt{\pi}\Gamma(\frac{\upsilon}{2})}(\upsilon-2)^{-\frac{1}{2}}(h_t)^{-\frac{1}{2}}[1 + \frac{\varepsilon_t^2}{h_t(\upsilon-2)}]^{-\frac{(\upsilon+1)}{2}}$$

در حالیکه $\Gamma(\cdot)$ تابع گاما و υ پارامتر درجه آزادی (یا وضعیت)[۲۲] است، که باید بزرگتر از دو باشد تا گشتاور مرتبه دوم وجود داشته باشد. با توزیع GED تابع چگالی فرآیند خطا بصورت زیر می شود:

$$f(\varepsilon_t) = \frac{\upsilon \exp[-\left(\frac{1}{2}\right)\left|\frac{\varepsilon_t}{\lambda h_t^{1/2}}\right|^{\upsilon}]}{h_t^{1/2}\lambda 2^{(1+\frac{1}{\upsilon})}\Gamma(\frac{1}{\upsilon})} \qquad (۷)$$

بـا $\lambda \equiv [\frac{2^{-2/\upsilon}\Gamma(1/\upsilon)}{\Gamma(3/\upsilon)}]^{1/2}$ ، درحالیکـه $\Gamma(\cdot)$ تـابع گاما، υ پارامترضخامت دنباله[23] اسـت، $0 < \upsilon \leq \infty$ و ضخامت دنباله توزیع را در مقایسه با حالت نرمال نشان می دهد. هنگامیکه پارامتر وضعیت $\upsilon=2$ است، GED توزیع نرمال استاندارد می شود، اگر $\upsilon < 2$ و $\upsilon > 2$ توزیع به ترتیب دنباله ضخیم تر و نازک تر از توزیع نرمال دارد.

۳-۲ مدلهای تغییر رژیم مارکوف گارچ[24]

اصلی‌ترین ویژگی مدلهای تغییر رژیم این اسـت که کل یا برخی از پارامترهـای مـدل امکـان جـا بـه جایی بـین رژیـم‌هـای مختلـف را براسـاس فرآینـد مارکوف دارند که توسط متغیر حالت s_t کنترل مـی‌شوند. متغیر حالت مشاهده نشده طبق فرآینـد مرتبـه اول مارکوف با احتمال انتقال زیر استنتاج می شود:

$$Pr = (s_t = j|s_{t-1} = i) = p_{ij} \qquad (۸)$$

که احتمال جابه جایی از وضعیت i در زمان t-1 به وضعیت j در زمان t را نشان می دهد. معمولاً این احتمالات بصورت ماتریس انتقال[25] دسته بندی مـی شوند:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & (1-q) \\ (1-p) & q \end{bmatrix} \qquad (۹)$$

برای سادگی تنها دو رژیـم در نظـر گرفتـه مـی شود. احتمال ارگودیک[26] (احتمال غیـر شـرطی) در حالت $s_{t=1}$[27] به صورت $\pi_1 = (1-p)/(2-p-q)$ محاسبه می شود.

در فـرم کلـی مـدل MRS-GARCH بصـورت زیـر نوشته می شود:

$$r_t|\zeta_{t-1} \sim \begin{cases} f\left(\theta_t^{(1)}\right) & \text{W.P.}\ P_{1,t} \\ f\left(\theta_t^{(2)}\right) & \text{W.P.}\ (1-P_{1,t}) \end{cases} \qquad (۱۰)$$

در حالیکه $f(.)$ یکی از توزیع های شرطی نرمال (N)، t اسـتودنت یـا GED فـرض مـی شـود، $\theta_t^{(i)}$ بردار پارامترها را در i امین رژیم نشان می دهد کـه توزیع را توصیف می کند.

$P_{1,t} = Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}]$ احتمال آینده‌نگر[28] است و ζ_{t-1} مجموعه اطلاعات در زمان t-1 را نشان مـی‌دهد، که σ براساس متغیرهای مشاهده شده در زمان t-1 بدست می‌آید. به بیان دقیق تر، بردار پارامترهای متغیر به زمان به سه جزء تجزیه می شود:

$$\theta_t^{(i)} = \left(\mu_t^{(i)}, h_t^{(i)}, \upsilon_t^{(i)}\right) \qquad (۱۱)$$

که $\mu_t^{(i)} \equiv E(r_t|\zeta_{t-1})$ میانگین شرطی (یا پـارامتر موقعیت)، $h_t^{(i)} \equiv Var(r_t|\zeta_{t-1})$ واریانس شرطی (یـا پارامتر مقیاس)، $\upsilon_t^{(i)}$ پارامتر وضعیت توزیـع شـرطی است.[29] بنابراین، گروه توابع چگالی r_t در شکل کلی گروه موقعیت–مقیاس با پارامترهای وضـعیت متغیـر به زمان می باشد.

از ایـــن رو، MRS-GARCH از چهـــار عنصـــر تشکیل می شود: میانگین شرطی، واریـانس شـرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی. معادله میانگین شرطی، که براساس گام تصـادفی همـراه یـا بـدون جـا بـه جایی[30] شکل گرفته است، به صورت زیـر نمـایش داده می شود:

$$r_t = \mu_t^{(i)} + \varepsilon_t = \delta^{(i)} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

که i=1,2 و $\varepsilon_t = \eta_t\sqrt{h_t}$ و η_t فرآیند بـا میـانگین صفر و واریانس واحد. تمرکز ما بـرروی پـیش‌بینـی نوسانات، دلیل اصلی این انتخاب است.

واریانس شرطی r_t، مسیر کلی رژیم را نشان می‌دهد (توسط اقتصادسنج هـا مشـاهده نشـده اسـت) $\tilde{s}_t = (s_t, s_{t-1}, \dots)$ ، $h_t^{(i)} = V[\varepsilon_t|\tilde{s}_t, \zeta_{t-1}]$.[31] برای این

واریانس شرطی عبارت GARCH(1,1) گونه فرض می شود:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}h_{t-1} \qquad (۱۳)$$

که h_{t-1} میانگین مستقل از حالت واریانس های شرطی گذشته می‌باشد. در واقع، در یک موقعیت تغییر رژیم، مدل GARCH با واریانس شرطی گذشته وابسته به حالت غیر قابل قبول می باشد.

واریانس شرطی به اطلاعات قابل مشاهده ζ_{t-1} ، رژیم جاری s_t که همه پارامترها راتعیین می‌کند و تمام حالتهای گذشته $\tilde{s}_{t-1}$ وابسته می‌باشد. این نیازمند تلفیق بسیاری از مسیرهای رژیم (غیر قابل مشاهده) می‌باشد که بصورت نمایی با سایز نمونه رشد می‌کند ومدلی را ارائه می دهد که غیر قابل کنترل و تخمین می‌باشد. بنابراین، برای اجتناب از اینکه واریانس شرطی تابعی از کلیه حالت‌های گذشته باشد نیاز به یک ساده سازی است.

کای (۱۹۹۴) و همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) اولین افرادی هستند که برای متذکر ساختن این اشکال رویکرد تغییر رژیم را تنها با مدلهای ARCH ترکیب کردند، بدین معنی که عبارت GARCH را ازمعادله (۱۳) حذف کردند. با این وجود کای (۱۹۹۴) و همیلتون و ساسمل(۱۹۹۴) دریافتند که وقفه های زیادی لازم است تا چنین فرآیندی محسوس و قابل پیش بینی شود. برای اجتناب از مشکلات وابسته به مسیر، گری (۱۹۹۶) پیشنهاد کرد مسیر رژیم مشاهده نشده $\tilde{s}_{t-1}$ را در عبارت GARCH معادله (۱۳) با استفاده از امید شرطی واریانس گذشته بگنجانند. گری (۱۹۹۶) اطلاعات قابل مشاهده در زمان *t-2* را بکار برد که بصورت زیر نشان داده می‌شود:

$$h_{t-1} = E_{t-2}\left\{h_{t-1}^{(j)}\right\} = p_{1,t-1}\left[\left(\mu_{t-1}^{(1)}\right)^2 + h_{t-1}^{(1)}\right] + (1-p_{1,t-1})\left[\left(\mu_{t-1}^{(2)}\right)^2 + h_{t-1}^{(2)}\right]$$

$$-\left[p_{1,t-1}\mu_{t-1}^{(1)} + (1-p_{1,t-1})\mu_{t-1}^{(2)}\right]^2 \qquad (۱۴)$$

که j=1,2 . اشکال اصلی توضیحات ذکر شده سختی پیش بینی نوسانات است، چرا که پیش بینی نوسانات چند مرحله رو به جلو[۳۲] بسیار پیچیده است. داکر(۱۹۹۷) از یک رویه نزولی در الگوریتم کیم (۱۹۹۴) برای غلبه بر مشکل وابستگی مسیر استفاده کرد، اما چارچوبی مشابه گری (۱۹۹۶) اتخاذ کرد.

کلیه این مدلها توسط لین (۱۹۹۸) یکپارچه شدند، او مشخصات پیش رو را برای انحراف استاندارد شرطی σ_t ارائه کرده است:

$$\frac{\sigma_t^{\upsilon}-1}{\upsilon} = \omega_{st_1} + \alpha_{st_2}(L)_p\tilde{\sigma}_{t-1}^{\upsilon}|f(\varepsilon_{t-1})|^{\omega} - \lambda_{st_2}\tilde{\sigma}_{t-1}^{\upsilon}|f(\varepsilon_{t-1})|^{\omega}\frac{\varepsilon_{t-1}}{|\varepsilon_{t-1}|} +$$

$$\beta_{st_3}(L)_q\left[\frac{\tilde{\sigma}_{t-1}^{\upsilon}-1}{\upsilon}\right] \qquad (۱۵)$$

که $t_1, t_2, t_3 \le t$ ، $\tilde{\sigma}_t$ بیانگر امید شرطی σ_t ، $\alpha_{st_2}(L)_p$ و $\beta_{st_3}(L)_q$ نشان‌دهنده چند جمله‌ای در عملگر وقفه L با رتبه p و q به ترتیب، می‌باشند و $f(\varepsilon_t) = \varepsilon_t - \gamma$. لین (۱۹۹۸) برای اجتناب از وابستگی مسیر رویکرد گری (۱۹۹۶) را دنبال کرد.

کلاسن درسال (۲۰۰۲) استفاده از امید شرطی واریانس شرطی وقفه دار را همراه با مجموعه‌ای وسیع تر از اطلاعات گری (۱۹۹۶) پیشنهاد نمود. وی به منظور ادغام رژیم‌های گذشته، عبارت زیر را برای واریانس شرطی اتخاذ کرد:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(j)}|s_t\right\} \qquad (۱۶)$$

که امید ریاضی بدین صورت محاسبه می شود:

$$E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)}\middle|s_t\right\} = \tilde{p}_{ii,t-1}\left[(\mu_{t-1}^{(i)})^2 + h_{t-1}^{(i)}\right] + \tilde{p}_{ji,t-1}\left[(\mu_{t-1}^{(j)})^2 + h_{t-1}^{(j)}\right] - \left[\tilde{p}_{ii,t-1}\mu_{t-1}^{(i)} + \tilde{p}_{ji,t-1}\mu_{t-1}^{(j)}\right]^2 \quad (۱۷)$$

احتمالات بصورت زیر محاسبه می شود:

(۱۸)

$$\tilde{p}_{ji,t} = \Pr(s_t = j|s_{t+1} = i, \zeta_{t-1}) = \frac{p_{ji}\Pr(s_t=j|\zeta_{t-1})}{\Pr(s_{t+1}=i|\zeta_{t-1})} = \frac{p_{ji}p_{j,t}}{p_{i,t+1}}$$

که i, j=1, 2 .

تغییر رژیم GARCH کلاسن (۲۰۰۲) دو برتری نسبت به سایر مدلها دارد. مدل او در محاسبه پایداری شوکهای نوسانات انعطاف پذیری بالاتری دارد.[۳۳] علاوه بر آن، این مدل عبارت های آسانی برای پیش بینی نوسانات چند مرحله‌رو به جلو دارد که می‌تواند بعنوان مدلهای GARCH استاندارد به حساب آید.

بنابراین همبستگی متوالی در بازده ها وجود ندارد و پیش بینی نوسانات h مرحله رو به جلو در زمان t-1 بصورت زیر بدست می آید:

(۱۹)

$$\hat{h}_{T,T+h} = \sum_{\tau=1}^{h} \hat{h}_{T,T+\tau} = \sum_{\tau=1}^{h}\sum_{i=1}^{2} \Pr(s_\tau = i|\zeta_{T-1})\, \hat{h}_{T,T+\tau}^{(i)}$$

که $\hat{h}_{T,T+h}$ پیش‌بینی نوسانات پیوسته T را برای h مرحله بعدی نشان می‌دهد، و $\hat{h}_{T,T+\tau}^{(i)}$ پیش‌بینی نوسانات τ مرحله رو به جلو در رژیم i که در زمان T بدست آمده است را نشان می‌دهد و بصورت زیر محاسبه می‌شود :

(۲۰)

$$\hat{h}_{T,T+\tau}^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + (\alpha_1^{(i)} + \beta_1^{(i)})E_T\left\{h_{T,T+\tau-1}^{(i)}\middle|s_{T+\tau}\right\}$$

بنابراین، پیش‌بینی‌های نوسان چند مرحله رو به جلو به عنوان میانگین وزنی پیش‌بینی‌های نوسان چند مرحله رو به جلو در هر رژیم محاسبه می‌شود، که وزن ها احتمالات پیش‌بینی شده هستند. پیش‌بینی نوسان هر رژیم توسط فرمولی GARCH گونه بدست می‌آید که امید نوسان دوره گذشته با وزن دادن به نوسانات رژیم قبلی همراه با احتمالات (۱۸) معین می‌شود. در حالت کلی، برای محاسبه پیش‌بینی های نوسان فیلتر احتمال در τ دوره جلوتر $\Pr(s_{t+\tau} = i|\zeta_t) = p_{i,t+\tau} = P^{\tau}p_{i,t}$ نیاز است.

معمولاً، در مطالعات تغییر رژیم مارکوف برای تخمین پارامترهای متعدد برآورد حداکثر درستنمایی استفاده می شود. جزء ضروری، احتمال آینده‌نگر $p_{1,t} = \Pr[S_t = 1|\zeta_{t-1}]$ است که به عنوان مثال احتمال بودن در رژیم اول در زمان t با توجه به اطلاعات در زمان *t-1* می باشد و بصورت زیر مشخص می شود:

(۲۱)

$$p_{1,t} = \Pr[S_t = 1|\zeta_{t-1}] = (1-q)\left[\frac{f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}+f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}\right] + p\left[\frac{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}}{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}+f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}\right]$$

که p و q احتمالات انتقال در (۹) و f (.) درستنمایی آمده در (۱۰) می باشد.

بنابراین تابع راستنمایی لگاریتمی به صورت زیر است:

(۲۲)

$$\ell = \sum_{t=-R+\omega+1}^{T+\omega} \log[p_{1,t}f(r_t|s_t = 1) + (1-p_{1,t})f(r_t|s_t = 2)]$$

که $\omega = 0,1,\ldots,n$ و $f(.|s_t = i)$ توزیع شرطی وقوع رژیم i در زمان t می باشد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

مجموعه داده‌هایی که در این تحقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند، قیمت روزانه آتی‌های نفت خام WTI است که در بورس تجاری نیویورک (NYMEX)[۳۴] معامله شده است. دوره نمونه از ۱۴ فوریه، ۱۹۹۶ تا ۱۷ آوریل، ۲۰۱۲ (شامل ۴۰۳۲ مشاهده) می‌باشد. نمونه به دو بخش تقسیم می‌شود. ۳۵۲۸ مشاهده اولیه (از ۱۴ فوریه، ۱۹۹۶ تا ۱۵ آوریل، ۲۰۱۰)بعنوان درون نمونه برای اهداف برآورد و ۵۰۴ مشاهده باقیمانده (از ۱۶ آوریل، ۲۰۱۰ تا ۱۷ آوریل، ۲۰۱۲) بعنوان برون نمونه جهت اهداف ارزیابی پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

جدول (۱) برخی از آمارهای توصیفی بازده لگاریتمی قیمت‌های آتی‌های نفت خام WTI را نشان می‌دهد. میانگین بازده لگاریتمی در دوره بررسی نمونه، ۰,۰۴۲۳ و انحراف معیار آن، ۲,۵۰۳۵ می‌باشد. کشیدگی بطور معناداری بزرگتر از ارزش نرمال ۳ بوده و نشان می‌دهد که برای توصیف درست توزیع شرطی r_t توزیع‌های دنباله پهن لازم هستند. چولگی معنادار، کوچک و منفی نشان می‌دهدکه دنباله پایینی توزیع تجربی بازده‌ها طویل‌تر از دنباله بالایی است و بازده‌های منفی نسبت به بازده های مثبت بسیار پایین‌تر از میانگین هستند. در سطح اطمینان ٪۵ چولگی و کشیدگی هردو معنادار می‌باشند، زیرا خطاهای استاندارد تحت فرض صفر نرمال بودن به ترتیب $\sqrt{6/T} = 0.039$ و $\sqrt{24/T} =$ 0.077 هستند.

آماره جارک برای آزمون نرمال بودن مورد استفاده قرار می‌گیرد و برابر ۲۴۶۶,۵۱ بوده درنتیجه فرضیه نرمال بودن توزیع رد می‌شود و نشان می‌دهد که توزیع خطاها دنباله پهن می‌باشد. *Probability* بیانگر حداقل احتمال تأیید فرضیه H_0 برای آماره JB می‌باشد و از آنجا که کوچکتر از ٪۵ است، فرضیه صفر رد می‌شود.

جدول ۱ : آماره های توصیفی از نرخ بازده r_t

میانگین	۰,۰۴۲۳
انحراف معیار	۲,۵۰۳۵
مینیمم	−۱۶,۵۴۴۵
ماکزیمم	۱۶,۴۰۹۷
چولگی	−۰,۱۱۷۹
کشیدگی	۶,۸۲۴۹
آزمون نرمالیتی	۲۴۶۶,۵۱
آماره ADF (مدل با عرض از مبدأ)	−۳۷,۴۵۶
آماره ADF (مدل با عرض از مبدأ و روند)	−۳۷,۴۵۳
آماره LM(10) – آزمون ARCH	۴۰۸,۱۸
آماره Q(10) – تست Ljung-Box	۳۲,۴۰۴۶
آماره $Q^2(10)$ – تست Mcleod-Li	۹۵۶,۷۲

تذکر: دوره نمونه از ۱۴ فوریه، ۱۹۹۶ تا ۱۷ آوریل، ۲۰۱۲ می باشد.

همان‌طورکه الکساندر(۲۰۰۱)[۳۵] اظهار کرده است، نوسانات مفهومی است که تنها برای فرآیندهای مانا صادق است. بنابراین، لازم است مانا بودن یا نبودن سری بازده را پیش از مدلسازی نوسانات بررسی کنیم. به منظور آزمون مانایی، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[۳۶] استفاده می‌شود. طول وقفه بهینه آزمونADF توسط دو معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)[۳۷] و معیار اطلاعاتی شوارز بیزین (SBIC)[۳۸] تعیین می‌شود. هردو آزمون با فرض عرض‌ازمبدأ و عرض ازمبدأ و روند انجام

می‌شود. طبق نتایج بدست آمده، از آنجاکه قدرمطلق آماره ADF در هر دو مدل از مقدار بحرانی در سطح ۵٪ بزرگتر است در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. در این صورت نیازی به تفاضل‌گیری نیست زیرا سری ریشه واحد ندارد و ماناست.

آزمون ضریب لاگرانژ[۳۹] مربوط به ویژگی ARCH یا همان ناهمسانی در واریانس شرطی می‌باشد که فرضیه صفر نبود ناهمسانی شرطی (اثرات ARCH) را در مقابل وجود ویژگی ARCH بررسی می‌کند. تحت فرض صفر، توزیع آماره LM توزیع $\chi^2_{(q)}$ می‌باشد، که q بیانگر تعداد وقفه‌ها است. میزان آماره LM با ۱۰ درجه آزادی برابر با ۴۰۸،۱۸ و از مقدار بحرانی $\chi^2_{10,0.05}$ بیشتر است، لذا فرضیه صفر، رد می‌شود. پسماندها در فرآیند ARCH وابسته هستند، اما همبسته نمی‌باشند. بنابراین تست ARCH آزمونی برای ناهمسانی واریانس بدون خودهمبستگی است. برای آزمون خود همبستگی، تست لجانگ باکس[۴۰] بکار برده می‌شود. این آزمون فرضیه صفر نبود خودهمبستگی برای یک تعداد ثابت از q وقفه را در مقابل اینکه برخی از ضرایب خودهمبستگی $\rho(k)$ ، k=1, …, q ، غیر صفر هستند، بررسی می‌کند. تحت فرض صفر توزیع آماره Q، $\chi^2_{(q)}$ می‌باشد. مقدار آماره لجانگ باکس با ۱۰ دوره وقفه برابر ۳۲،۴۰۴۶ می‌باشد و از کوانتیل خی دو در سطح اطمینان داده شده بیشتر بوده و فرضیه صفر رد می‌شود، و این به معنای رد فرضیه صفر مبتنی بر نوفه سفید بودن r_t است.

Q^2(۱۰) آماره متناظر تست Mcleod-Li بر روی مجذور پسماندها از رگرسیون میانگین شرطی تا مرتبه ۱۰ می‌باشد. تحت فرض صفر نبود همبستگی، این تست نیز توزیع $\chi^2_{(q)}$ دارد، که q تعداد وقفه‌ها می‌باشد. مقدار آماره آزمون برابر ۹۵۶،۷۲ بوده و می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه وجود خودهمبستگی بین مجذور بازده تأیید شده ولذا از مدل‌های GARCH برای برآورد واریانس شرطی می‌توان استفاده نمود. هردو آماره‌های LM(۱۰) و Q^2(۱۰) با معناداری بالایی وجود اثرات ARCH در بازده‌های نفت خام WTI تا مرتبه ۱۰را نشان می‌دهند.

۵- متغیرهای پژوهش

۵-۱ توابع زیان آماری استاندارد

ارزیابی پیش‌بینی یک گام مهم در هر پیش‌بینی اعمال شده می‌باشد. معیار متداول ارزیابی مدلهای پیش‌بینی متفاوت با کمینه کردن توابع زیان آماری خاص بدست می آید. با این وجود، ارزیابی کیفیت مدل‌های نوسانی رقیب می‌تواند خیلی سخت باشد زیرا، یک معیار منحصر به فرد که قادر به انتخاب بهترین مدل باشد وجود ندارد. در تحقیق حاضر، به‌جای انتخاب یک تابع زیان آماری خاص بعنوان بهترین و تنها معیار، ۷ تابع زیان متفاوت را برمی‌گزینیم که می‌توانند تفسیرهای متفاوت داشته و به ارزیابی پیش‌بینی کامل‌تر از مدل‌های رقیب منجر شوند. این توابع زیان آماری عبارتند از:

(۲۳)

$$MSE_1 = n^{-1}\sum_{t=1}^{n}(\hat{\sigma}_{t+1} - \hat{h}^{1/2}_{t+1|t})^2$$

(۲۴)

$$\mathrm{MSE}_2 = n^{-1}\sum_{t=1}^{n}(\hat{\sigma}^2_{t+1} - \hat{h}_{t+1|t})^2$$

(۲۵)

$$\mathrm{QLIKE} = n^{-1}\sum_{t=1}^{n}(\log\hat{h}_{t+1|t} + \hat{\sigma}^2_{t+1}\hat{h}^{-1}_{t+1|t})$$

(۲۶)

$$\mathrm{R2LOG} = n^{-1}\sum_{t=1}^{n}[\log(\hat{\sigma}^2_{t+1}\hat{h}^{-1}_{t+1|t})]^2$$

(۲۷)

$$\mathrm{MAD}_1 = n^{-1}\sum_{t=1}^{n}\left|\hat{\sigma}_{t+1} - \hat{h}_{t+1|t}^{1/2}\right|$$

(۲۸)

$$\mathrm{MAD}_2 = n^{-1}\sum_{t=1}^{n}\left|\hat{\sigma}_{t+1}^{2} - \hat{h}_{t+1|t}\right|$$

(۲۹)

$$\mathrm{HMSE} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(\hat{\sigma}_{t+1}^{2}\hat{h}_{t+1|t}^{-1} - 1)^2$$

معیارهای (۲۳) و (۲۴) متریک های میانگین مربعات خطا[۴۱] هستند. معیارهای (۲۵) و (۲۶) کاملاً معادل استفاده از متریک R^2 در رگرسیون‌های Mincer-Zarnowitz، $\hat{\sigma}_{t+1}^{2}$ روی یک مقدار ثابت و $\hat{h}_{t+1|t}$، و $\log(\hat{\sigma}_{t+1}^{2})$ روی یک مقدار ثابت و $\log(\hat{h}_{t+1|t})$، به ترتیب، به شرط نااریبی پیش‌بینی‌ها می‌باشند. علاوه‌براین، تابع زیان R2LOG ویژگی خاص جریمه نمودن پیش‌بینی‌های نوسانات نامتقارن در دوره‌های با نوسان پایین و نوسان بالا را دارد و تابع زیان لگاریتمی نامیده می‌شود. معیارهای میانگین مطلق انحراف معیار(MAD)[۴۲] در (۲۷) و (۲۸) سودمند می‌باشند زیرا عموماً در احتمال وجود داده‌های پرت از معیارMSE قویتر هستند، اما جریمه یکسانی روی پیش‌بینی‌های بالاتر و پایین‌تر از حد اعمال می‌کنند و نسبت به تغییر مقیاس ثابت نیستند. بالرسلو و گیزلس (۱۹۹۶) MSE سازگار با ناهمسانی واریانس(HMSE)[۴۳] در (۲۹) را ارائه کردند.

هنگامیکه پیش‌بینی‌های نوسانات متفاوت مقایسه می‌شوند اندازه‌گیری تعداد دفعاتی که یک مدل جهات تغییرنوسانات حقیقی را به درستی پیش‌بینی می‌کند، می‌تواند مفید باشد. بدین منظور، در تحقیق حاضر از اصطلاح نرخ موفقیت (SR)[۴۴] و آزمون دقت و صحت جهت‌دار (DA)[۴۵] پسران و تیمرمن (۱۹۹۲) استفاده می‌کنیم. $\bar{\sigma}_{t+j}$ شاخص نوسانات حقیقی پس از کسر میانگین غیر صفر آن و $\bar{h}_{t+j|t+j-1}$ پیش‌بینی‌های نوسانات پس از کسر میانگین غیر صفر آن می‌باشد.

SR تعداد دفعاتی‌که پیش‌بینی نوسانات بدرستی جهت فرآیند نوسانات واقعی را پیش‌گویی‌کرده‌اند، اندازه می گیرد و بصورت زیرمی‌باشد :

(۳۰)

$$\mathrm{SR} = m^{-1}\sum_{j=1}^{m}\mathrm{I}_{\{\bar{\sigma}_{t+j}\bar{h}_{t+j|t+j-1}\}>0}$$

و $\mathrm{I}_{\{g\}>0}$ تابع مشخصه می‌باشد، اگر g مثبت باشد $\mathrm{I}_{\{g\}>0} = 1$ است و در غیر اینصورت صفر است.

آزمون DA بدین صورت ارائه می‌شود :

$$\mathrm{DA} = \frac{(\mathrm{SR}-\mathrm{SRI})}{\sqrt{\mathrm{Var(SR)}-\mathrm{Var(SRI)}}} \qquad (۳۱)$$

که $\mathrm{SRI} = \mathrm{P}\hat{\mathrm{P}} + (1-\mathrm{P})(1-\hat{\mathrm{P}})$ و P کسری از تعداد دفعاتی که $\bar{\sigma}_{t+j} > 0$ است را نشان می‌دهد، در حالیکه $\hat{\mathrm{P}}$ نسبت پیش‌بینی‌های نوسانات پس از کسر میانگین که مثبت هستند، می باشد. Var(SR) و Var(SRI) واریانس های متناظر هستند. آماره DA مجانباً توزیع نرمال استاندارد دارد.

۵-۲ آزمونهای برابری و برتری توانایی پیش‌بینی

دیبلد و ماریانو (DM) (۱۹۹۵)[۴۶] آزمون برابری توانایی پیش‌بینی (EPA)[۴۷] دو مدل رقیب را پیشنهاد دادند. این تست برمبنای فرضیه صفر نبود تفاوت در دقت دو پیش‌بینی رقیب می‌باشد.

فرض می‌شود پارامترهای سیستم از مجموعه قبلی بوده و نیازی به تخمین ندارند، آماره تست DMبدین شرح طراحی شده است: که $\{\hat{r}_{i,t}\}_{t=1}^{n}$ و $\{\hat{r}_{j,t}\}_{t=1}^{n}$ دو دنباله از پیش‌بینی‌های سری‌های $\{r_t\}_{t=1}^{n}$ می‌باشند که توسط دو مدل رقیب i و j

تولید شده‌اند و $\{e_{i,t}\}_{t=1}^{n}$ و $\{e_{j,t}\}_{t=1}^{n}$ خطاهای پیش‌بینی متناظر با آنها هستند. فرض می‌شود تابع زیان g(.) می تواند تنها بعنوان تابعی از خطاهای پیش‌بینی‌نوشته شود، دیفرانسیل زیان بین دو پیش‌بینی رقابتی بصورت $d_t \equiv [g(e_{i,t}) - g(e_{j,t})]$ تعریف می‌شود. سپس با فرض اینکه دنباله $\{d_t\}_{t=1}^{n}$ مانایی کوواریانس و حافظه کوتاه مدت دارد، دیبلد و ماریانو (۱۹۹۵) نشان دادند که توزیع حدی میانگین دیفرانسیل زیان نمونه $\bar{d} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} d_t$ به صورت $\sqrt{n}(\bar{d}-\mu) \xrightarrow{d} N(0,V(\bar{d}))$ می‌باشد.

برآورد واریانس حدی بصورت $\hat{V}(\bar{d}) = n^{-1}(\hat{\gamma}_0 + 2\sum_{k=1}^{q}\omega_k\hat{\gamma}_k)$ بوده، که $q=h-1$ ، $\omega_k = 1-k/(q+1)$ پنجره تأخیرو $\hat{\gamma}_i$ برآورد کواریانس مرتبه i ام سری‌های $\{d_t\}_{t=1}^{n}$ که می‌تواند بصورت $\hat{\gamma}_k = \frac{1}{n}\sum_{t=k+1}^{n}(d_t-\bar{d})(d_{t-k}-\bar{d})$ برای $k=1,\dots,q$ برآورد شود.[48]

آماره تست DM برای آزمون فرضیه صفربرابری دقت پیش‌بینی بصورت $DM = \bar{d}/\sqrt{\hat{V}(\bar{d})} \sim N(0,1)$ می‌باشد، یعنی تحت فرضیه صفر برابری دقت پیش‌بینی آماره تست DM مجانباً توزیع نرمال استاندارد دارد. هاروی، لی‌بورن و نیوبلد (۱۹۹۷)[49] براین باورند که تست DM می‌تواند نسبتاً بیش از اندازه[50] درنمونه‌های کوچک باشد و این مسئله با افزایش افق پیش‌بینی چشمگیرتر می‌شود. بنابراین آنها تست DM تعدیل شده را پیشنهاد دادند، که در آن DM درعبارت $\sqrt{n^{-1}[n+1-2h+n^{-1}h(h-1)]}$ ضرب می‌شود، که h افق پیش‌بینی و n طول دوره برآورد می‌باشد.[51]

درمقابل آزمون EPA، همچون دیبلد و ماریانو (۱۹۹۵) ، بررسی واقعیت (RC) وایت (۲۰۰۰)[52] یک آزمون برتری توانایی پیش‌بینی (SPA)[53] می‌باشد.[54]

وایت(۲۰۰۰)، l+۱ مدل پیش‌بینی را مقایسه می‌کند. مدل(۰) شاخص بوده و فرضیه صفر این است که هیچ یک از مدلهای k=۱ ,...,l عملکرد بالاتر از شاخص در قالب تابع زیان خاص منتخب ندارند. بهترین مدل پیش‌بینی آن است که کمترین زیان مورد انتظار را تولید می‌کند.

$L_{t,k} \equiv L(\hat{\sigma}_t^2, \hat{h}_{k,t})$ نشان دهنده زیان است،[55] $\hat{h}_{k,t}$ پیش‌بینی توسط k امین مدل بوده و نوسانات تحقق یافته با $\hat{\sigma}_t^2$ معلوم می‌شوند. عملکرد مدل k نسبت به مدل شاخص (درزمان t) را می‌توان این گونه تعریف نمود:

(۳۲)

$$f_{k,t} = L_{t,0} - L_{t,k} \qquad k = 1,\dots,l \quad t = 1,\dots,n$$

با فرض مانایی $f_{k,t}$ می‌توان عملکرد نسبی مورد انتظار مدل k را نسبت به مدل شاخص بصورت $\mu_k = E[f_{k,t}]$ برای k=۱ ,...,l تعریف کرد. اگر مدل w عملکرد بالاتر از شاخص داشته باشد، ارزش μ_w مثبت خواهد شد. بنابراین، اینکه آیا هر یک از مدلهای رقیب بطورمعناداری عملکردی بالاتر از شاخص دارند را می‌توان تجزیه و تحلیل نمود و فرضیه صفر $\mu_k \le 0$ را برای k=۱ ,...,l آزمون کرد. در نتیجه فرضیه صفرمبنی براینکه هیچ یک از مدلها بهتر از شاخص نیستند (برتری پیش‌بینی بر شاخص ندارند) را می‌توان بصورت زیر فرموله نمود :

(۳۳)

$$H_0 : \mu_{max} \equiv \max_{k=1,\dots,l} \mu_k \le 0$$

در مقابل این فرض که بهترین مدل برتر از شاخص می‌باشد.

طبق قانون اعداد بزرگ می‌توان همواره μ_k را بـا میانگین نمونه $\bar{f}_{k,n} = n^{-1}\sum_{t=1}^{n} f_{k,t}$ برآورد نمـود و سپس آماره تست را بدست آورد:

(۳۴)

$$T_{\mathrm{n}}^{\mathrm{RC}} \equiv \max_{k=1,\ldots,l} n^{1/2} \bar{f}_{k,n}$$

اگر فرضیه صفر رد شود، اثبات نموده‌ایم کـه در میـان مـدلهای رقیـب، حـداقل یکـی از آنهـادارای معناداری بهتر از شاخص مـی‌باشـد. سـخت تـرین مسئله بدست آوردن توزیع آماره T_{n} تحـت فـرض H_0 است، چراکه توزیع منحصر به فرد نمی‌باشد.

هانسن (۲۰۰۱)[۵۶] تأکید می‌کند که تست بررسی واقعیت عالی‌تـرین را روی عملکـرد غیـر اسـتاندارد $T_{\mathrm{n}}^{\mathrm{RC}}$ درخواست می‌کنـد و، بطورخطرنـاکی ، توزیـع حـدی محافظـه کـار RC بسـیار حسـاس بـه ورود مدلهای ضعیف ایجاد می‌کند. وی استدلال مـی‌کنـد ازآنجا که توزیع آماره تحت فرض صفر منحصر به فرد نمی‌باشد، بدست آوردن یک برآورد ثابت از p- مقدار[۵۷]، بعلاوهٔ یک کران پایین وکران بالا ضـروری است. هانسن (۲۰۰۱) عـالی‌تـرین را روی عملکـرد استاندارد درخواست نمـوده وفرضـیه صـفر زیـر را آزمون می‌کند:

(۳۵)

$$\mathrm{H}_0 : \mu_{\max}^{SPA} \equiv \max_{\mathrm{k}=1,\ldots,\mathrm{l}} \frac{\mu_k}{\sqrt{var(n^{1/2}\bar{f}_{k,n})}} \leq 0$$

با استفاده از آماره

(۳۶)

$$T_{\mathrm{n}}^{\mathrm{SPA}} = \max_{\mathrm{k}} \frac{n^{1/2}\bar{f}_{k,t}}{\sqrt{\widehat{var}(n^{1/2}\bar{f}_{k,n})}}$$

که $\widehat{var}(n^{1/2}\bar{f}_{k,n})$ بـرآورد واریـانس $n^{1/2}\bar{f}_{k,n}$ بدست آمده توسط خودپردازش[۵۸] می‌باشد. بنابراین، هانسن (۲۰۰۱) پیشنهاد یکسری اصلاحات در آزمون RC و برخی تغییرات توزیع حـدی را مـی‌دهـد کـه نتیجه آن حسا سیت کمتر نسـبت بـه ورود مـدلهای ضعیف و قدرت بهتر آزمون می‌شـود. وی اسـتدلال می‌کند که p - مقدارهای RC معمولاً غیرثابت (بـیش از حد بزرگ) هستند و تست می‌تواند مجانبـاً اریـب باشد. برای غلبه بـراین اشـکالات، هانسـن (۲۰۰۱) امکان بدست آوردن برآورد ثابت از p -مقدار همـراه با کران بالا و پایین را نشان می‌دهد. این تست برتری توانایی پیش‌بینی (SPA) نامیده می‌شود و شامل RC بعنوان یک حالت خاص می‌باشد. کران بـالا (SPA_{u})، p- مقدار از تست محافظه کارانه است (که، توزیع حدی مانند تست RC دارد) درحالیکه بطـور ضـمنی فرض شده است تمام مدلهای رقیب (k=۱ ,..., l) از نظر زیان مورد انتظار به خـوبی شـاخص هسـتند. ازاین رو، p- مقدارکران بالا منطبق است با p- مقدار تسـتRC. کـران پـایین(SPA_l)، p- مقـدار تسـت لیبرال[۵۹] است، درحالیکه فرضیه صفر بیان می‌دارد که مدلها با عملکرد بدتر از شاخص مدلهای ضعیف در محدوده هستند. با تست SPA ارزیـابی اینکـه کـدام مدلها بدتر از شاخص هستند و بطـور حـدی بتـوان مانع آنها از تحت تأثیر قراردادن توزیـع تسـت شـد، ممکن می‌گردد. تسـت محافظـه کارانـه (و بنـابراین تست بررسی واقعیت) کاملاً به ورود مدلهای ضعیف و نا مربوط در مقایسه حساس می‌باشـد، در حالیکـه تست ثبات (SPA_c) و تست لیبرال اینگونه نیستند.

۶- نتایج پژوهش

۶-۱ مدل های GARCH تک رژیمی

بـرآورد پارامترهـای مـدل‌هـای GARCH(1,1) مستقل از حالت مختلـف در جـدول(۲) ارائـه شـده است. برای هرمدل ۳ توزیع متفـاوت بـرای فرآینـد

خطا در نظر گرفته شده است: نرمال، t استیودنت و GED. با توجه به میانگین شرطی، تمام پارامترهای مدلهای GARCH مختلف معنادار هستند. برآورد واریانس شرطی نشان می‌دهد تقریباً تمام پارامترها معناداری بالایی دارند. بنابراین مدلهای GARCH حداقل در درون نمونه، نسبتاً خوب عمل می‌کنند. به‌علاوه، برای توزیع t استیودنت، درجه آزادی همواره بزرگتر از ۸ می‌باشد، که بیانگر وجود گشتاورهای شرطی تا مرتبه نهم است. به طور خاص کشیدگی شرطی توزیع t استیودنت به صورت $3(\upsilon-2)/(\upsilon-4)$ محاسبه می شود و رفتار معمول دنباله پهن بودن بازده‌های مالی را تأیید می‌کند.

علاوه بر این، برای مدل‌ها با خطای GED برآوردها به وضوح نشان می‌دهند که توزیع شرطی دنباله‌ای پهن‌تر از توزیع گوسی دارد از آنجاکه تمام پارامترهای وضعیت بطور معناداری بین ۱و۲ قرار دارند. نتیجه مشابهی بدست می‌آید با کشیدگی شرطی که بصورت $(\Gamma\left(\frac{1}{\upsilon}\right)\Gamma\left(\frac{5}{\upsilon}\right))/(\Gamma\left(\frac{1}{\upsilon}\right)^2)$ محاسبه می‌شود، $\Gamma(.)$ تابع گاما می باشد، و تأیید می کند که برآوردهای توزیع شرطی بازده های نفت خام در واقع دنباله پهن هستند.

۶-۲ مدلهای MRS-GARCH

پارامترهای برآورد شده مدلهای MRS-GARCH در جدول (۳) نشان داده شده‌اند. هم در مدلها با درجه آزادی ثابت و هم مدلی که پارامترهای درجه آزادی مجاز به جابه‌جایی بین دو رژیم هستند، برآوردهای درون نمونه ای معناداری بالایی را نشان می‌دهند. تخمین های میانگین شرطی همه معنادار هستند، پارامترهای واریانس شرطی تقریباً همه معنادار بوده به جز ثابت $\alpha_0^{(2)}$ در مدل MRS-GARCH-N که معنادارنبوده، معهذا این جزء را حذف نمی کنیم زیرا اگر جزء ثابت این مدل صفر باشد؛ مقدار واریانس در بلند مدت صفر خواهد بود.

جدول۲ : برآوردهای حداکثر درستنمایی مدلهای GARCH استاندارد با توزیع های شرطی متفاوت.

	GARCH-N	GARCH-t	GARCH-GED	EGARCH-N	EGARCH-t	EGARCH-GED	GJR-N	GJR-t	GJR-GED
δ	۰,۱۰۰۴ (۰,۰۳۷۱)	۰,۱۱۹۴ (۰,۰۳۶۱)	۰,۱۲۳۰ (۰,۰۳۶۳)	۰,۰۵۳۴ (۰,۰۳۵۱)	۰,۰۸۵۳ (۰,۰۳۶۸)	۰,۰۸۸۰ (۰,۰۳۴۷)	۰,۰۶۸۳ (۰,۰۳۶۶)	۰,۱۰۱۱ (۰,۰۳۶۷)	۰,۱۰۱۲ (۰,۰۳۶۲)
α_0	۰,۱۵۱۱ (۰,۰۳۱۲)	۰,۱۴۱۷ (۰,۰۳۱۷)	۰,۱۵۰۵ (۰,۰۳۴۵)	-۰,۰۵۱۸ (۰,۰۱۰۵)	-۰,۰۴۵۰ (۰,۰۰۱۰)	-۰,۰۴۸۶ (۰,۰۱۱۰)	۰,۱۴۳۰ (۰,۰۲۸۷)	۰,۱۳۶۶ (۰,۰۲۹۷)	۰,۱۴۲۲ (۰,۰۲۳۶)
α_1	۰,۰۶۱۸ (۰,۰۰۹۴)	۰,۰۵۰۷ (۰,۰۰۸۷)	۰,۰۵۶۰ (۰,۰۰۹۷)	۰,۰۹۷۸ (۰,۰۱۵۹)	۰,۰۸۱۲ (۰,۰۱۳۶)	۰,۰۸۸۷ (۰,۰۱۵۷)	۰,۰۸۲۳ (۰,۰۱۲۴)	۰,۰۷۰۴ (۰,۰۱۱۵)	۰,۰۷۵۴ (۰,۰۱۰۳)
β_1	۰,۹۱۲ (۰,۰۱۲۳)	۰,۹۲۳۳ (۰,۰۱۱۹)	۰,۹۱۷۰ (۰,۰۱۳۳)	-۰,۰۵۷۵ (۰,۰۰۸۷)	-۰,۰۴۹۱ (۰,۰۰۹۲)	-۰,۰۵۲۴ (۰,۰۰۹۳)	۰,۹۱۹۶ (۰,۰۱۱۷)	۰,۹۲۹۱ (۰,۰۱۱۳)	۰,۹۲۳۸ (۰,۰۰۸۵)
ξ	-	-	-	۰,۹۸۵۸ (۰,۰۰۳۸)	۰,۹۸۸۸ (۰,۰۰۳۳)	۰,۹۸۷۴ (۰,۰۰۳۷)	۰,۰۲۶۶ (۰,۰۰۹۳)	۰,۰۱۸۳ (۰,۰۰۹۶)	۰,۰۲۲۸ (۰,۰۰۸۰)
υ	-	۸,۸۶۱۷ (۱,۰۷۷۰)	۱,۵۲۷۸ (۰,۰۴۸۹)	-	۸,۹۱۳۸ (۱,۱۲۴۶)	۱,۵۳۶۷ (۰,۰۴۳۷)	-	۸,۹۹۸۲ (۱,۰۲۴۹)	۱,۵۳۹۹ (۰,۰۴۰۳)
Log(L)	-۸۰۱۰,۲۹۹۸	-۷۹۵۷,۷۰۳۴	-۷۹۷۱,۹۸۵۵	-۷۹۹۴,۹۵۱۴	-۷۹۴۰,۹۲۹۰	-۷۹۵۷,۷۵۴۰	-۸۰۰۰,۳۴۴۹	-۷۹۵۰,۲۴۸۲	-۷۹۶۴,۶۷۶۲

تذکر: هر مدل GARCH با توزیع نرمال (N)، t استیودنت و GED برآورد شده است.داده های درون نمونه ای عبارتند از بازده های نفت خام WTI از ۱۹۹۶/۲/۱۴ تا ۲۰۱۰/۴/۱۵. مقادیرداخل پرانتز نشان دهنده خطاهای استاندارد حدی هستند.

همچنین پارامترهای $\alpha_1^{(1)}$ و $\alpha_1^{(2)}$ به‌ترتیب در مدلها با خطاهای GED وگوسی معناداری پایینی دارند. در تمام مدلها به جز MRS-GARCH-GED پارامتر حساسیت نسبت به شوکها در رژیم اول($\alpha_1^{(1)}$) بزرگ‌تر است از ($\alpha_1^{(2)}$)، که در نتیجه عکس العمل $h_t^{(1)}$ نسبت به یک شوک جدید بیشتر خواهد بود، همچنین پارامتر $\beta_1^{(2)}$ در این مدلها بزرگ‌تر از پارامتر $\beta_1^{(1)}$ می باشد که نشان می‌دهد واریانس شرطی در رژیم دو دارای پایداری اتورگرسیو بالاتر است؛ در مدل MRS-GARCH-GED عکس این حالات رخ داده است. احتمالات انتقال به جز در حالت نرمال همگی معنادار بوده و بیانگر این هستند که رژیم ها بسیار پایدار می باشند. در حالت نرمال معناداری این احتمالات پایین بوده و دلالت بر پایین بودن ثبات وضعیت دارند.

جدول۳ : برآوردهای حداکثر درستنمایی مدلهای MRS-GARCH با توزیع های شرطی متفاوت.

	MRS-GARCH-N	MRS-GARCH-t2	MRS-GARCH-t	MRS-GARCH-GED
δ^1	۰,۱۶۳۵ (۰,۰۶۹۰)	-۰,۸۵۴۴ (۰,۳۳۷۲)	-۰,۵۲۱۱ (۰,۲۸۴۴)	-۱,۱۷۴۹ (۰,۳۰۶۷)
δ^2	۰,۰۵۳۹ (۰,۰۷۱۶)	۰,۱۹۵۲ (۰,۰۵۳۳)	۰,۱۵۸۵ (۰,۰۴۰۶)	۰,۱۶۵۸ (۰,۰۳۷۶)
α_0^1	۰,۴۵۳۴ (۰,۲۳۷۰)	۰,۵۷۲۴ (۰,۳۴۰۹)	۱,۸۲۵۸ (۰,۹۴۳۷)	۰,۸۱۹۳ (۰,۲۰۸۲)
α_0^2	۰۹ E-۵,۱۷ (۰,۲۶۷۱)	۰,۱۰۲۱ (۰,۰۴۸۷)	۰,۰۹۱۶ (۰,۰۲۸۶)	۰,۱۴۷۵ (۰,۰۳۵۸)
α_1^1	۰,۱۵۷۸ (۰,۰۱۶۷)	۰,۱۱۷۲ (۰,۰۴۵۶)	۰,۲۴۸۵ (۰,۰۹۶۶)	۰۹ E-۵,۳۹ (۰,۰۱۶۷)
α_1^2	۰۹ E-۲,۴۶ (۰,۰۱۰۵)	۰,۰۰۳۶ (۰,۰۰۹۴)	۰,۰۱۹۳ (۰,۰۰۹۱)	۰,۰۰۵۴ (۰,۰۰۹۳)
β_1^1	۰,۸۴۰۵ (۰,۰۱۸۱)	۰,۸۷۹۲ (۰,۰۶۳۶)	۰,۶۱۲۰ (۰,۱۳۱۵)	۰,۹۹۹۴ (۰,۰۱۷۲)
β_1^2	۰,۹۲۸۹ (۰,۰۲۵۷)	۰,۹۵۱۴ (۰,۰۱۳۰)	۰,۹۵۵۷ (۰,۰۱۱۳)	۰,۹۴۵۰ (۰,۰۱۱۱)
P	۰,۰۴۰۴ (۰,۰۴۲۵)	۰,۸۲۲۵ (۰,۰۶۶۵)	۰,۹۶۱۷ (۰,۰۱۹۸)	۰,۸۸۹۳ (۰,۰۲۷۶)
q	۰۷ E-۱,۹۴ (۰,۰۴۶۲)	۰,۹۷۵۷ (۰,۰۱۲۵)	۰,۹۹۵۰ (۰,۰۰۲۶)	۰,۹۸۹۳ (۰,۰۰۳۶)
υ^1	-	۲۷,۲۱۴۳ (۲۹,۴۴۴۸)	۹,۹۰۴۰ (۱,۴۲۵۹)	۱,۶۱۷۴ (۰,۰۵۵۴)
υ^2	-	۹,۳۱۳۶ (۱,۴۰۷۴)	-	
Log(L)	-۷۹۸۴,۱۵۷۲	-۷۹۴۱,۵۵۱۱	-۷۹۴۵,۰۶۶۹	-۷۹۴۹,۶۲۴۲
N.of par	۱۰	۱۲	۱۱	۱۱
π_1	۰,۴۹۰	۰,۸۸۰	۰,۸۸۳	۰,۹۱۲
π_2	۰,۵۱۰	۰,۱۲۰	۰,۱۱۷	۰,۰۸۸

تذکر: هرمدلMRS-GARCH با توزیع های شرطی متفاوت برآورد شده است. داده های درون نمونه‌ای عبارتند از بازده‌های نفت خام WTI از ۱۹۹۶/۲/۱۴ تا ۲۰۱۰/۴/۱۵. اندیس بالا نشان‌دهنده رژیم می‌باشد. π_j احتمال غیرشرطی اینکه سیستم در رژیم j واقع باشد. مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده خطاهای استاندارد حدی هستند.

جدول (۳) همچنین احتمالات غیر شـرطی هـر مدل MRS-GARCH را نشان می‌دهد. برای مـدل t استیودنت با درجه ثابت آزادی روی رژیم ها، پارامتر وضعیت کمتراز ده است که وجود گشـتاور شـرطی تا مرتبه نه را نشان می‌دهد. این بدین معنی است که بـا مجـاز دانسـتن پارامترهـای وابسـته بـه حالـت، مدلسازی خصوصیت لپتوکرتوسی در داده ها ممکـن می شود. در حالـت GED پـارامتر υ کمتـر از ارزش آستانه ۲ می باشد و نشان می‌دهد که توزیع دنباله‌ای ضخیم‌تر از نرمال دارد.

مـدل MRS-GARCH بـا خطـا t اسـتیودنت در حالتی که درجـه آزادی مجـاز بـه جابـه‌جـایی روی رژیم‌ها همراه با دیگر پارامترها می باشد، اشـاره بـر کشیدگی متغیر به زمان دارد، همانطور که در مقالات هانسن(۱۹۹۴) و داکر(۱۹۹۷) آمده است. از آنجاکـه هردو رژیم مقدار برآورد درجه آزادی را بزرگتر از ۹ نشان می دهند، می توانیم استدلال کنیم که در هر دو رژیم دنباله ای پهن تر از نرمال داریم.

۶-۳ آمار درون نمونه ای

هنگامی که تلاش می شود مدل‌های تک رژیمی GARCH با مدل‌های تغییر رژیـم GARCH مقایسـه شوند، مشـکل بزرگـی ایجـاد مـی‌شـود. آزمونهـای اقتصادسنجی استاندارد ممکن است برای تعیین مدل مناسب نباشند زیرا تعدادی از پارامترها تحت فـرض صفر نامشخص هستند. از آنجایی که تمرکـز اصـلی بر روی توانایی پیش بینی می باشد، تنها تعدادی آمار بدون انجام آزمون تفصیلی در جدول (۴) ارائه شـده است.

جدول۴ : آماره های خوبی برازش درون نمونه ای

Model	N.of par.	Pers.	AIC	Rank	BIC	Rank	Log(L)	Rank	MSE1	Rank	MSE2	Rank	QLIKE	Rank	R2LOG	Rank	MAD2	Rank	MAD1	Rank	HMSE	Rank
GARCH-N	۴	۰,۹۷۲	۴,۵۷۴	۱۲	۴,۵۸۱	۱۱	-۸۰۶۳,۸۲	۱۲	۳,۰۸۹	۱۱	۲۲۵,۲۷۵	۶	۲,۷۳۳	۱۰	۶,۶۸۲	۱۳	۶,۹۱۵	۱۲	۱,۳۸۸	۱۲	۳,۶۱۹	۲
GARCH-t	۵	۰,۹۷۶	۴,۵۴۲	۵	۴,۵۵۳	۱	-۸۰۱۰,۳۱	۵	۳,۰۶۷	۸	۲۲۶,۶۴۴	۱۱	۲,۷۳۵	۱۲	۶,۶۶۴	۱۰	۶,۸۵۳	۷	۱,۳۷۹	۹	۳,۸۴۴	۱۲
GARCH-GED	۵	۰,۹۷۴	۴,۵۵۰	۸	۴,۵۵۸	۴	-۸۰۲۱,۴۸	۸	۳,۰۷۰	۹	۲۲۵,۸۴۱	۸	۲,۷۳۴	۱۱	۶,۶۶۴	۱۱	۶,۸۷۰	۱۰	۱,۳۸۲	۱۰	۳,۷۵۳	۶
EGARCH-N	۵	۰,۹۸۷	۴,۵۷۲	۱۱	۴,۵۸۱	۱۲	-۸۰۶۰,۷۳	۱۱	۳,۰۳۵	۴	۲۲۱,۷۵۰	۱	۲,۷۳۱	۷	۶,۶۶۲	۹	۶,۸۱۳	۵	۱,۳۷۶	۶	۳,۶۸۴	۴
EGARCH-t	۶	۰,۲۴۶	۵,۸۸۸	۱۳	۵,۸۹۹	۱۳	-۱۰۳۸۰,۶	۱۳	۳,۶۸۶	۱۳	۲۸۱,۴۱۳	۱۳	۵,۷۰۷	۱۳	۵,۰۱۴	۱	۶,۰۶۴	۱	۱,۲۲۹	۱	۱۷۷,۷۳	۱۳
EGARCH-GED	۶	۰,۹۸۹	۴,۵۴۹	۶	۴,۵۵۹	۵	-۸۰۱۸,۲۱	۶	۳,۰۲۲	۲	۲۲۲,۰۹۳	۲	۲,۷۳۲	۹	۶,۶۴۹	۶	۶,۷۸۷	۳	۱,۳۷۲	۵	۳,۷۷۶	۸
GJR-N	۵	۰,۹۷۴	۴,۵۷۱	۱۰	۴,۵۸۰	۱۰	-۸۰۵۸,۸۷	۱۰	۳,۰۸۵	۱۰	۲۲۵,۱۳۱	۵	۲,۷۳۰	۵	۶,۶۶۹	۱۲	۶,۹۰۳	۱۱	۱,۳۸۵	۱۱	۳,۵۶۲	۱
GJR-t	۶	۰,۹۷۶	۴,۵۴۳	۳	۴,۵۵۳	۲	-۸۰۰۷,۱۴	۴	۳,۰۶۰	۶	۲۲۶,۳۴۶	۱۰	۲,۷۳۲	۸	۶,۶۵۴	۸	۶,۸۴۱	۶	۱,۳۷۷	۷	۳,۷۶۱	۷
GJR-GED	۶	۰,۹۷۵	۴,۵۴۹	۷	۴,۵۵۹	۶	-۸۰۱۸,۲۳	۷	۳,۰۶۵	۷	۲۲۵,۶۲۸	۷	۲,۷۳۰	۶	۶,۶۵۳	۷	۶,۸۵۸	۸	۱,۳۷۹	۸	۳,۶۸۳	۳
MRS-GARCH-N	۱۰	۰,۹۶۵	۴,۵۵۴	۹	۴,۵۷۱	۹	-۸۰۲۳,۱۸	۹	۳,۲۰۱	۱۲	۲۳۳,۷۴۱	۱۲	۲,۷۲۷	۴	۶,۶۴۲	۵	۷,۱۱۵	۱۳	۱,۳۹۵	۱۳	۳,۷۳۷	۵
MRS-GARCH-t2	۱۲	۰,۹۹۳	۴,۵۳۹	۲	۴,۵۶۰	۷	-۷۹۹۴,۹۹	۱	۳,۰۴۴	۵	۲۲۴,۵۴۴	۴	۲,۷۲۳	۱	۶,۵۸۷	۴	۶,۸۵۹	۹	۱,۳۶۹	۴	۳,۷۹۲	۹
MRS-GARCH-t	۱۱	۰,۹۹۹	۴,۵۴۳	۴	۴,۵۶۲	۸	-۸۰۰۲,۴۵	۳	۳,۰۳۰	۳	۲۲۵,۸۸۹	۹	۲,۷۲۶	۳	۶,۵۸۵	۳	۶,۷۹۸	۴	۱,۳۶۵	۳	۳,۸۱۶	۱۰
MRS-GARCH-GED	۱۱	۰,۹۹۸	۴,۵۳۸	۱	۴,۵۵۷	۳	-۷۹۹۵,۳۱	۲	۳,۰۰۰	۱	۲۲۲,۶۲۲	۳	۲,۷۲۴	۲	۶,۵۸۲	۲	۶,۷۴۶	۲	۱,۳۵۹	۲	۳,۸۴۱	۱۱

تذکر: Pers پایداری شوک‌های نوسانات است (تنها برای MRS-GARCH بالاترین پایداری گزارش شده است). AIC معیار اطلاعاتی آکائیک است و بصورت $-2\log(L)/T + 2K/T$ محاسبه می‌شود که k تعداد پارامترها و T تعداد مشاهدات است. BIC معیار اطلاعاتی شوارز است و بصورت $-2\log(L)/T + (K/T)\log(T)$ محاسبه می‌شود. MSE1، MSE2 ، QLIKE، R2LOG، MAD2 ، MAD1 و HMSE توابع زیان آماری معرفی شده در قسمت(۵-۱) هستند.

در جدول(۴) برخی آمار خوبی برازش درون نمونه‌ای گزارش شده است. این‌آمارها بعنوان معیارهای انتخاب مدل استفاده می شوند. بزرگترین راستنمایی لگاریتمی در میان مدلهای GARCH مستقل ازحالت مربوط به مدل GJR با خطا t می‌باشد، درحالیکه برای مدلهای MRS-GARCH و در کل، دقیق ترین توصیف از داده ها توسط مدل MRS-GARCH با توزیع t استیودنت که درجه آزادی مجاز به جابه‌جایی می باشد و سپس مدل MRS-GARCH-GED ارائه شده است. معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارز (BIC) هردو نشان می دهندکه بهترین مدل در میان مدلهای GARCH با پارامتر ثابت مدل GJR-t و درمیان مدلهای MRS-GARCH، MRS-GARCH-GED بهترین برازش را دارد.

ویژگی دیگرکه از جدول (۴) پدیدار می‌شود پایداری بالا شوکها در واریانس شرطی می‌باشد. این جدول همچنین نشان می دهد مدل منحصربه فردی که به طور متوالی مطابق توابع زیان آماری در نظر گرفته شده بهترین باشد، وجود ندارد. به‌جز HMSE بهترین مدل درون نمونه، MRS-GARCH با خطا GEDمی‌باشد، در حالیکه در میان مدلهای GARCH استاندارد بهترین مدل EGARCH با خطا GED می‌باشد.

۶-۴- ارزیابی پیش بینی برون نمونه ای

یک راه ممکن برای غلبه بر مشکل بارز بخش قبلی مقایسه مدلها از طریق عملکرد پیش بینی برون نمونه‌ای آنها می‌باشد. آزمون برون نمونه‌ای توانایی کنترل مشکل‌های بیش برازش یا بیشین پارامتری رادارد، و یک ساختار قوی برای ارزیابی عملکرد مدلهای رقیب ارائه می‌دهد.

ازآنجاکه اکثر مدلها تنها تقریبی ساده از فرآیند تولید داده‌های واقعی نشان می‌دهند، غالباً داشتن برازش درون نمونه‌ای خوب شرط لازم وکافی برای پیش‌بینی‌های دقیق و قابل اطمینان نمی باشد.گذشته ازاین، محققان و متخصصان علاقه‌مند به داشتن پیش‌بینی‌های نوسانات خوب به‌جای برازش درون نمونه‌ای خوب هستند. جدول (۵) ارزیابی برون نمونه‌ای یک و پنج مرحله‌روبه‌جلو را برحسب توابع زیان بخش (۵-۱) گزارش می‌دهد. جدول (۶) ارزیابی برون نمونه‌ای پیش‌بینی‌های نوسانات ده و بیست‌ودو مرحله‌روبه‌جلو را نمایش می دهد. برای هردو جدول شاخص نوسان مجموع مجذور بازده‌های روزانه می باشد.

تمام مدلها SR بالا (بیشتر از ٪۶۰ و میانگین ٪۷۵) و تست DA با معناداری بالارا در تمام افق‌های پیش بینی ارائه می‌دهند. در یک مرحله رو به جلو، بهترین مدل MRS-GARCH-t و در بین مدلهای GARCH استاندارد بهترین مدل GJR-t با رتبه چهار در کل مدلها می‌باشد. در ۵ مرحله رو به جلو، بهترین مدل مجدداً MRS-GARCH-t و دومین مدل خوب GJR-t می‌باشد. در افق دو هفته‌ای، بهترین مدل GJR-t و MRS-GARCH-t بهترین مدل تنها بین مدلهای MRS-GARCH می‌باشد. در افق یک ماهه، بهترین مدل GJR-N و MRS-GARCH-N بهترین مدل تنها بین مدلهای MRS-GARCH می‌باشد. ازنتایج قبلی کاملاً مشهود است که عملکرد مدلهای MRS-GARCH در افق‌های پیش‌بینی کوتاهتر بهتر است، درحالیکه در طولانی‌تر (بیشتر از یک هفته) مدلهای GJR-t و GJR-N بهترین هستند.

جدول ۵ : ارزیابی برون نمونه ای پیش بینی های نوسانات یک و پنج مرحله رو به جلو

پیش‌بینی‌های نوسانات ۱- مرحله رو به جلو

Model	MSE1	Rank	MSE2	Rank	QLIKE	Rank	R2LOG	Rank	MAD2	Rank	MAD1	Rank	HMSE	Rank	SR	DA
GARCH-N	۰٫۲۴۹۳	۱۲	۵٫۳۲۵۰	۱۲	۲٫۹۲۵۴	۱۳	۰٫۱۹۸۵	۱۳	۲٫۱۱۰۴	۱۲	۰٫۴۶۴۷	۱۳	۰٫۳۴۱۴	۱۱	۰٫۷۸	۱۲٫۱۷۱۶**
GARCH-t	۰٫۲۱۹۶	۶	۴٫۷۹۵۸	۹	۲٫۹۰۶۷	۷	۰٫۱۷۰۲	۷	۲٫۰۱۱۶	۱۰	۰٫۴۳۹۳	۱۰	۰٫۲۷۷۳	۷	۰٫۸۳	۱۴٫۱۷۳۳**
GARCH-GED	۰٫۲۳۴۲	۱۱	۵٫۰۵۵۴	۱۱	۲٫۹۱۵۷	۹	۰٫۱۸۴۰	۸	۲٫۰۶۱۰	۱۱	۰٫۴۵۲۱	۱۱	۰٫۳۰۷۶	۹	۰٫۸۱	۱۳٫۳۱۰۳**
EGARCH-N	۰٫۲۲۹۲	۱۰	۴٫۶۷۷۴	۴	۲٫۹۲۴۰	۱۲	۰٫۱۹۴۱	۱۲	۱٫۹۶۱۷	۶	۰٫۴۳۷۴	۷	۰٫۳۴۶۸	۱۲	۰٫۸۲	۱۳٫۸۴۴۷**
EGARCH-t	۰٫۲۲۹۰	۹	۴٫۷۰۸۲	۶	۲٫۹۲۳۵	۱۱	۰٫۱۹۲۵	۱۱	۱٫۹۷۳۵	۸	۰٫۴۳۸۸	۹	۰٫۳۴۹۲	۱۳	۰٫۸۲	۱۴٫۰۵۷۶**
EGARCH-GED	۰٫۲۲۸۱	۸	۴٫۶۷۸۰	۵	۲٫۹۲۲۵	۱۰	۰٫۱۹۱۸	۱۰	۱٫۹۶۵۰	۷	۰٫۴۳۷۵	۸	۰٫۳۴۱۴	۱۰	۰٫۸۲	۱۳٫۸۵۷۴**
GJR-N	۰٫۲۲۱۶	۷	۵٫۰۱۷۳	۱۰	۲٫۹۰۵۰	۶	۰٫۱۶۸۱	۶	۱٫۹۸۹۴	۹	۰٫۴۲۸۷	۶	۰٫۲۷۲۶	۶	۰٫۷۷	۱۱٫۴۶۴۰**
GJR-t	۰٫۱۹۷۸	۴	۴٫۴۵۹۷	۲	۲٫۸۹۳۱	۴	۰٫۱۴۸۸	۴	۱٫۸۹۲۲	۴	۰٫۴۰۷۵	۴	۰٫۲۳۵۴	۴	۰٫۷۹	۱۲٫۶۲۷۰**
GJR-GED	۰٫۲۰۹۰	۵	۴٫۷۰۸۶	۷	۲٫۸۹۸۹	۵	۰٫۱۵۸۲	۵	۱٫۹۳۸۷	۵	۰٫۴۱۸۰	۵	۰٫۲۵۳۴	۵	۰٫۷۸	۱۲٫۰۳۹۹**
MRS-GARCH-N	۰٫۲۷۸۶	۱۳	۷٫۵۸۰۳	۱۳	۲٫۹۱۳۰	۸	۰٫۱۸۶۱	۹	۲٫۲۱۰۶	۱۳	۰٫۴۵۸۸	۱۲	۰٫۲۹۰۹	۸	۰٫۷۰	۸٫۰۹۷۲**
MRS-GARCH-t2	۰٫۱۹۴۱	۳	۴٫۷۴۴	۸	۲٫۸۸۴۸	۲	۰٫۱۳۷۳	۲	۱٫۸۸۱۲	۲	۰٫۳۹۶۲	۲	۰٫۲۰۶۲	۲	۰٫۷۷	۱۱٫۴۸۸۵**
MRS-GARCH-t	۰٫۰۶۱۰	۱	۱٫۶۳۴۸	۱	۲٫۸۲۷۸	۱	۰٫۰۴۰۰	۱	۱٫۰۰۰۷	۱	۰٫۱۹۹۹	۱	۰٫۰۴۸۵	۱	۰٫۷۹	۱۲٫۶۱۵۰**
MRS-GARCH-GED	۰٫۱۹۱۹	۲	۴٫۵۵۳۵	۳	۲٫۸۸۵۷	۳	۰٫۱۳۷۵	۳	۱٫۸۸۴۳	۳	۰٫۳۹۷۲	۳	۰٫۲۱۱۶	۳	۰٫۷۶	۱۰٫۷۷۲۵**

پیش‌بینی‌های نوسانات ۵- مرحله رو به جلو

Model	MSE1	Rank	MSE2	Rank	QLIKE	Rank	R2LOG	Rank	MAD2	Rank	MAD1	Rank	HMSE	Rank	SR	DA
GARCH-N	۱٫۱۶۳۷	۹	۱۲۹٫۲۹۹	۷	۴٫۵۲۱۶	۱۰	۰٫۱۷۶۷	۱۰	۱۰٫۱۳۲۱	۸	۰٫۹۸۱۳	۱۰	۰٫۲۹۸۰	۱۰	۰٫۷۶	۱۰٫۹۶۷۴**
GARCH-t	۱٫۰۶۴۲	۴	۱۱۹٫۳۸۹	۳	۴٫۵۱۰۳	۷	۰٫۱۵۹۵	۶	۹٫۸۳۸۵	۵	۰٫۹۴۹۷	۶	۰٫۲۵۹۴	۸	۰٫۸۰	۱۳٫۰۵۶۹**
GARCH-GED	۱٫۱۱۷۸	۷	۱۲۴٫۶۶۰	۵	۴٫۵۱۶۴	۹	۰٫۱۶۸۸	۸	۱۰٫۰۱۰۱	۶	۰٫۹۶۸۴	۸	۰٫۲۷۹۸	۹	۰٫۷۸	۱۲٫۱۸۳۲**
EGARCH-N	۱٫۸۷۳۱	۱۳	۱۸۳٫۳۹۸	۱۲	۴٫۶۲۷۸	۱۳	۰٫۳۳۲۱	۱۳	۱۲٫۴۷۷۲	۱۳	۱٫۲۷۵۱	۱۳	۰٫۶۸۹۹	۱۳	۰٫۷۹	۱۳٫۰۲۵۹**
EGARCH-t	۱٫۷۴۰۷	۱۱	۱۷۳٫۵۷۹	۱۰	۴٫۶۰۶۲	۱۱	۰٫۳۰۱۹	۱۱	۱۲٫۱۸۶۰	۱۱	۱٫۲۳۵۳	۱۱	۰٫۶۰۴۱	۱۱	۰٫۸۱	۱۳٫۳۴۲۲**
EGARCH-GED	۱٫۸۰۷۶	۱۲	۱۷۸٫۵۹۳	۱۱	۴٫۶۱۶۹	۱۲	۰٫۳۱۷۰	۱۲	۱۲٫۳۳۹۲	۱۲	۱٫۲۵۶۰	۱۲	۰٫۶۴۵۴	۱۲	۰٫۸۰	۱۳٫۲۱۲۶**
GJR-N	۱٫۰۸۵۰	۵	۱۲۶٫۶۹۹	۶	۴٫۵۰۸۵	۵	۰٫۱۵۸۰	۵	۹٫۷۴۹۷	۴	۰٫۹۲۶۸	۴	۰٫۲۵۲۹	۷	۰٫۷۴	۱۰٫۱۴۶۹**
GJR-t	۰٫۹۹۷۲	۲	۱۱۵٫۱۷۳	۲	۴٫۵۰۱۲	۲	۰٫۱۴۵۵	۲	۹٫۴۱۱۲	۲	۰٫۸۹۷۰	۲	۰٫۲۳۰۶	۲	۰٫۷۷	۱۱٫۴۱۳۷**
GJR-GED	۱٫۰۴۲۳	۳	۱۲۰٫۶۲۱	۴	۴٫۵۰۵۳	۳	۰٫۱۵۲۳	۳	۹٫۵۹۵۰	۳	۰٫۹۱۴۳	۳	۰٫۲۴۳۲	۴	۰٫۷۵	۱۰٫۷۲۱۶**
MRS-GARCH-N	۱٫۳۲۴۱	۱۰	۱۸۴٫۸۳۲	۱۳	۴٫۵۱۱۱	۸	۰٫۱۶۸۹	۹	۱۰٫۵۹۵۵	۱۰	۰٫۹۶۸۷	۹	۰٫۲۵۱۳	۶	۰٫۶۸	۶٫۶۲۵۲**
MRS-GARCH-t2	۱٫۱۴۵۱	۸	۱۳۹٫۵۰۵	۹	۴٫۵۰۹۳	۶	۰٫۱۶۱۷	۷	۱۰٫۱۴۱۷	۹	۰٫۹۵۶۷	۷	۰٫۲۴۹۲	۵	۰٫۷۴	۱۰٫۱۸۳۹**
MRS-GARCH-t	۰٫۵۰۴۴	۱	۶۶٫۷۵۵	۱	۴٫۴۴۶۷	۱	۰٫۰۶۵۶	۱	۶٫۷۵۱۲	۱	۰٫۵۹۳۷	۱	۰٫۰۵۲۲	۱	۰٫۸۰	۱۳٫۰۸۷۶**
MRS-GARCH-GED	۱٫۱۰۶۴	۶	۱۳۴٫۴۰۷	۸	۴٫۵۰۵۷	۴	۰٫۱۵۵۰	۴	۱۰٫۰۴۴	۷	۰٫۹۴۰۴	۵	۰٫۲۴۰۲	۳	۰٫۷۲	۸٫۹۵۷۲**

جدول ۶ : ارزیابی برون نمونه‌ای پیش‌بینی‌های نوسانات ده و بیست و دو مرحله رو به جلو

پیش‌بینی‌های نوسانات۱۰- مرحله رو به جلو

Model	MSE1	Rank	MSE2	Rank	QLIKE	Rank	R2LOG	Rank	MAD2	Rank	MAD1	Rank	HMSE	Rank	SR	DA
GARCH-N	۲٫۱۳۲۳	۶	۴۸۹٫۲۶۷	۶	۵٫۲۰۲۸	۸	۰٫۱۵۵۳	۸	۱۹٫۱۹۵۲	۶	۱٫۲۹۴۷	۶	۰٫۲۵۷۳	۸	۰٫۷۳	۹٫۶۵۳۲**
GARCH-t	۲٫۰۳۴۲	۳	۴۶۶٫۴۷۷	۲	۵٫۱۹۸۱	۶	۰٫۱۴۸۱	۵	۱۹٫۰۰۰۳	۴	۱٫۲۸۳۴	۵	۰٫۲۴۰۵	۶	۰٫۷۷	۱۱٫۶۶۷۸**
GARCH-GED	۲٫۱۰۰۱	۵	۴۸۰٫۹۰۸	۴	۵٫۲۰۱۴	۷	۰٫۱۵۳۲	۷	۱۹٫۱۷۶۸	۵	۱٫۲۹۵۵	۷	۰٫۲۵۱۹	۷	۰٫۷۶	۱۰٫۹۷۷۹**
EGARCH-N	۵٫۶۷۵۹	۱۳	۱۰۵۲٫۳۲	۱۳	۵٫۴۷۱۳	۱۳	۰٫۵۳۴۶	۱۳	۳۰٫۳۸۹۶	۱۳	۲٫۲۵۹۶	۱۳	۱٫۳۲۲۸	۱۳	۰٫۷۹	۱۲٫۷۵۵۷**
EGARCH-t	۵٫۰۷۶۱	۱۱	۹۶۴٫۱۵۶	۱۱	۵٫۴۱۶۹	۱۱	۰٫۴۶۴۲	۱۱	۲۹٫۱۶۰۰	۱۱	۲٫۱۴۳۸	۱۱	۱٫۰۷۲۱	۱۱	۰٫۸۰	۱۲٫۹۸۵۹**
EGARCH-GED	۵٫۳۷۸۸	۱۲	۱۰۰۹٫۳۲	۱۲	۵٫۴۴۳۶	۱۲	۰٫۴۹۹۲	۱۲	۲۹٫۸۱۳۹	۱۲	۲٫۲۰۴۵	۱۲	۱٫۱۹۱۸	۱۲	۰٫۸۰	۱۲٫۹۴۲۲**
GJR-N	۲٫۰۴۰۹	۴	۴۸۷٫۳۲۱	۵	۵٫۱۹۴۴	۵	۰٫۱۴۳۷	۴	۱۸٫۷۵۵۹	۳	۱٫۲۴۵۳	۳	۰٫۲۲۷۵	۵	۰٫۷۲	۹٫۰۲۶۳**
GJR-t	۱٫۹۴۵۲	۱	۴۵۷٫۰۹۱	۱	۵٫۱۹۱۶	۲	۰٫۱۳۸۵	۲	۱۸٫۳۹۱۰	۱	۱٫۲۲۸۱	۱	۰٫۲۱۹۸	۳	۰٫۷۴	۱۰٫۲۰۷۹**
GJR-GED	۲٫۰۰۴۵	۲	۴۷۲٫۹۹۵	۳	۵٫۱۹۳۹	۴	۰٫۱۴۲۳	۳	۱۸٫۶۱۹۷	۲	۱٫۲۴۱۶	۲	۰٫۲۲۶۷	۴	۰٫۷۳	۹٫۵۹۹۸**
MRS-GARCH-N	۲٫۴۱۳۵	۸	۶۷۸٫۶۴۸	۱۰	۵٫۱۹۳۸	۳	۰٫۱۴۹۹	۶	۱۹٫۹۸۵۸	۷	۱٫۲۷۹۱	۴	۰٫۲۱۵۴	۲	۰٫۶۶	۵٫۶۹۸۱**
MRS-GARCH-t2	۲٫۵۴۷۰	۱۰	۶۱۴٫۶۱۷	۸	۵٫۲۱۵۱	۱۰	۰٫۱۸۰۰	۱۰	۲۱٫۳۶۹۱	۹	۱٫۴۲۷۴	۱۰	۰٫۲۸۴۶	۱۰	۰٫۷۲	۵٫۶۹۸۱**
MRS-GARCH-t	۲٫۱۹۱۳	۷	۶۱۵٫۱۸۲	۹	۵٫۱۶۷۹	۱	۰٫۱۳۰۳	۱	۲۱٫۷۱۱۳	۱۰	۱٫۳۰۰۶	۸	۰٫۰۸۷۸	۱	۰٫۷۱	۱۰٫۴۴۲۷**
MRS-GARCH-GED	۲٫۴۲۷۶	۹	۵۹۹٫۵۱۸	۷	۵٫۲۰۶۸	۹	۰٫۱۶۶۸	۹	۲۰٫۸۷۱۶	۸	۱٫۳۷۳۵	۹	۰٫۲۵۹۱	۹	۰٫۶۹	۷٫۵۵۱۴**

یش‌بینی‌های نوسانات ۲۲– مرحله رو به جلو

Model	MSE1	Rank	MSE2	Rank	QLIKE	Rank	R2LOG	Rank	MAD2	Rank	MAD1	Rank	HMSE	Rank	SR	DA
GARCH-N	۳٫۵۷۰۰	۲	۱۸۶۷٫۹۷۹	۲	۵٫۹۶۷۸	۳	۰٫۱۱۲۳	۳	۳۶٫۶۶۹۹	۳	۱٫۶۳۵۱	۳	۰٫۱۷۵۹	۴	۰٫۶۷	۷٫۰۳۹۷**
GARCH-t	۳٫۷۴۶۴	۶	۱۹۳۳٫۷۸۱	۶	۵٫۹۷۲۳	۷	۰٫۱۱۹۶	۷	۳۷٫۹۸۰۴	۷	۱٫۷۰۶۴	۷	۰٫۱۸۸۹	۸	۰٫۷۲	۹٫۱۴۷۰**
GARCH-GED	۳٫۷۱۸۷	۵	۱۹۲۸٫۱۶۱	۵	۵٫۹۷۱۴	۶	۰٫۱۱۸۱	۶	۳۷٫۶۴۵۳	۶	۱٫۶۸۶۷	۶	۰٫۱۸۶۸	۷	۰٫۷۰	۸٫۳۵۶۹**
EGARCH-N	۲۲٫۴۰۹	۱۳	۸۰۸۷٫۰۱۲	۱۳	۶٫۷۳۶۱	۱۳	۱٫۱۰۰۴	۱۳	۸۶٫۷۴۴۸	۱۳	۴٫۶۱۷۸	۱۳	۳٫۸۶۹۸	۱۳	۰٫۷۶	۱۱٫۳۹۹۴**
EGARCH-t	۱۹٫۵۷۷	۱۱	۷۳۱۱٫۲۸۴	۱۱	۶٫۵۷۲۸	۱۱	۰٫۹۲۰۵	۱۱	۸۲٫۵۰۷۹	۱۱	۴٫۳۱۹۴	۱۱	۲٫۸۷۰۹	۱۱	۰٫۷۸	۱۲٫۰۹۷۷**
EGARCH-GED	۲۱٫۰۲۲	۱۲	۷۷۱۴٫۵۶۵	۱۲	۶٫۶۵۲۹	۱۲	۱٫۰۱۰۴	۱۲	۸۴٫۷۵۶۹	۱۲	۴٫۴۷۵۵	۱۲	۳٫۳۴۵۳	۱۲	۰٫۷۷	۱۱٫۸۰۲۵**
GJR-N	۳٫۴۸۳۶	۱	۱۸۶۱٫۸۵۷	۱	۵٫۹۶۴۳	۲	۰٫۱۰۷۷	۲	۳۵٫۹۰۱۵	۱	۱٫۵۸۹۰	۲	۰٫۱۶۳۶	۳	۰٫۶۸	۷٫۱۶۷۹**
GJR-t	۳٫۶۳۶۳	۴	۱۹۰۰٫۵۴۴	۳	۵٫۹۶۹۱	۵	۰٫۱۱۴۸	۵	۳۷٫۱۳۵۴	۵	۱٫۶۵۸۳	۵	۰٫۱۷۸۹	۶	۰٫۷۰	۸٫۳۱۹۴**
GJR-GED	۳٫۶۱۹۳	۳	۱۹۰۴٫۶۷۴	۴	۵٫۹۶۸۲	۴	۰٫۱۱۳۵	۴	۳۶٫۸۵۴۱	۴	۱٫۶۴۱۱	۴	۰٫۱۷۶۰	۵	۰٫۶۸	۷٫۶۳۶۶**
MRS-GARCH-N	۳٫۸۲۷۴	۷	۲۳۵۳٫۰۱۴	۷	۵٫۹۶۰۱	۱	۰٫۱۰۵۸	۱	۳۶٫۳۲۵۰	۲	۱٫۵۵۳۴	۱	۰٫۱۴۳۲	۲	۰٫۶۳	۴٫۳۸۷۹**
MRS-GARCH-t2	۵٫۷۱۰۷	۹	۲۹۲۰٫۵۲۹	۹	۶٫۰۱۲۶	۱۰	۰٫۱۸۶۹	۹	۴۷٫۳۳۰۴	۹	۲٫۱۵۰۰	۹	۰٫۳۰۹۶	۱۰	۰٫۶۹	۸٫۰۱۶۶**
MRS-GARCH-t	۷٫۸۷۲۴	۱۰	۵۲۱۸٫۱۴۸	۱۰	۵٫۹۸۵۸	۸	۰٫۱۹۵۹	۱۰	۶۵٫۹۵۹۳	۱۰	۲٫۵۵۹۹	۱۰	۰٫۱۲۱۰	۱	۰٫۵۲	۵٫۱۹۶۵**
MRS-GARCH-GED	۵٫۰۴۶۲	۸	۲۷۲۱٫۸۲۱	۸	۵٫۹۹۲۸	۹	۰٫۱۵۶۷	۸	۴۴٫۲۱۵۵	۸	۱٫۹۶۱۲	۸	۰٫۲۴۴۸	۹	۰٫۶۶	۶٫۱۴۸۷**

جـدول(۷) نتـایج آزمـون‌هـای DM و MDM را هنگامیکه شاخص بهترین مدل در افـق یـک روزه ، MRS-GARCH-t ، بوده و بـا هـر یـک از مـدلهای دیگر مقایسه شده است نشان می‌دهد. از جدول پیدا است که MRS-GARCH-t (شـاخص) بطـور قابـل توجهی عملکرد بهتری از هر یک از مدلها در سـطح اطمینان معمول دارد و فرضـیه صـفر برابـری دقـت پیش‌بینی قویاً رد می‌شود. بعلاوه علامت آمـاره‌هـای DM و MDM ، همواره منفی است که بر کمتر بودن زیان شاخص از زیان دیگر مدلها دلالت دارد.

جدول۷ : آزمون های Diebold-Mariano .(شاخص: MRS-GARCH-t ، ۱–مرحله رو به جلو)

	آزمون Diebold-Mariano							آزمون Modified Diebold-Mariano						
Model	MSE1	MSE2	QLIKE	R2LOG	MAD2	MAD1	HMSE	MSE1	MSE2	QLIKE	R2LOG	MAD2	MAD1	HMSE
GARCH-N	-۹٫۵۳**	-۷٫۳۳**	-۱۱٫۱۶**	-۱۱٫۱۲**	-۹٫۷۹**	-۱۰٫۹۹**	-۱۰٫۷۴**	-۹٫۵۱**	-۷٫۳۱**	-۱۱٫۱۴**	-۱۱٫۰۹**	-۹٫۷۷**	-۱۰٫۹۷**	-۱۰٫۷۲**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
GARCH-t	-۹٫۲۲**	-۶٫۹۱**	-۱۱٫۲۶**	-۱۰٫۹۶**	-۹٫۰۷**	-۱۰٫۳۶**	-۱۱٫۲۳**	-۹٫۱۹**	-۶٫۸۹**	-۱۱٫۲۴**	-۱۰٫۹۴**	-۹٫۰۵**	-۱۰٫۳۴**	-۱۱٫۲۰**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
GARCH-GED	-۹٫۴۰**	-۷٫۱۱**	-۱۱٫۲۹**	-۱۱٫۱۱**	-۹٫۳۸**	-۱۰٫۶۵**	۱۱٫۰۷**	-۹٫۳۸**	-۷٫۰۹**	-۱۱٫۲۷**	-۱۱٫۰۹**	-۹٫۳۶**	-۱۰٫۶۳**	-۱۱٫۰۵**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
EGARCH-N	-۷٫۸۰**	-۶٫۵۴**	-۷٫۹۲**	-۸٫۱۷**	-۸٫۲۵**	-۹٫۱۸**	-۷٫۲۵**	-۷٫۷۸**	-۶٫۵۳**	-۷٫۹۰**	-۸٫۱۵**	-۸٫۲۳**	-۹٫۱۶**	-۷٫۲۳**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
EGARCH-t	-۷٫۵۳**	-۶٫۳۱**	-۷٫۶۹**	-۷٫۹۷**	-۸٫۲۶**	-۹٫۲۶**	-۶٫۸۹**	-۷٫۵۲**	-۶٫۲۹**	-۷٫۶۷**	-۷٫۹۵**	-۸٫۲۴**	-۹٫۲۴**	-۶٫۸۸**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
EGARCH-GED	-۷٫۶۳**	-۶٫۳۷**	-۷٫۷۹**	-۸٫۰۵**	-۸٫۱۸**	-۹٫۱۶**	-۷٫۰۹**	-۷٫۶۱**	-۶٫۳۶**	-۷٫۷۷**	-۸٫۰۳**	-۸٫۱۶**	-۹٫۱۴**	-۷٫۰۷**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
GJR-N	-۹٫۳۴**	-۷٫۸۵**	-۹٫۷۰**	-۹٫۷۹**	-۹٫۹۹**	-۱۰٫۵۰**	-۹٫۲۷**	-۹٫۲۳**	-۷٫۸۳**	-۹٫۶۸**	-۹٫۷۷**	-۹٫۹۷**	-۱۰٫۴۷**	-۹٫۲۵**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
GJR-t	-۸٫۷۱**	-۷٫۱۷**	-۹٫۴۷**	-۹٫۳۷**	-۸٫۹۱**	-۹٫۶۲**	-۹٫۳۱**	-۸٫۶۹**	-۷٫۱۶**	-۹٫۴۵**	-۹٫۳۵**	-۸٫۸۹**	-۹٫۶۰**	-۹٫۲۸**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
GJR-GED	-۹٫۰۹**	-۷٫۵۹**	-۹٫۶۷**	-۹٫۶۶**	-۹٫۴۴**	-۱۰٫۰۶**	-۹٫۴۰**	-۹٫۰۷**	-۷٫۵۸**	-۹٫۶۶**	-۹٫۶۳**	-۹٫۴۲**	-۱۰٫۰۴**	-۹٫۳۸**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
MRS-GARCH-N	-۶٫۴۷**	-۳٫۹۲**	-۸٫۵۰**	-۸٫۵۶**	-۹٫۰۳**	-۹٫۹۹**	-۷٫۴۸**	-۶٫۴۵**	-۳٫۹۱**	-۸٫۴۸**	-۸٫۵۴**	-۹٫۰۱**	-۹٫۹۷**	-۷٫۴۶**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
MRS-GARCH-t2	-۸٫۷۶**	-۷٫۱۰**	-۸٫۵۸**	-۸٫۷۴**	-۹٫۲۶**	-۹٫۲۹**	-۷٫۹۷**	-۸٫۷۴**	-۷٫۰۸**	-۸٫۵۶**	-۸٫۷۲**	-۹٫۲۴**	-۹٫۲۷**	-۷٫۹۶**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
MRS-GARCH-GED	-۸٫۶۶**	-۸٫۵۴**	-۸٫۰۲**	-۸٫۱۵**	-۹٫۵۴**	-۹٫۱۰**	-۷٫۶۱**	-۸٫۶۴**	-۸٫۵۳**	-۸٫۰۱**	-۸٫۱۳**	-۹٫۵۲**	-۹٫۰۸**	-۷٫۵۹**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰

تذکر: * و ** نشان دهنده رد فرضیه صفر برابری دقت پیش بینی به ترتیب در سطوح ٪۵ و ٪۱ می باشد. † و†† نشان می‌دهد فرضیه صفر به ترتیب در سطوح ٪۵ و ٪۱ رد می‌شود، اما علامت آماره مثبت بوده و دلالت بر این دارد که زیان شاخص بزرگتر است.

جدول (۸) افق پیش‌بینی دو هفته‌ای را درنظر می‌گیرد. در ۱۰مرحله رو به جلو بهترین مدل GJR-t می‌باشد. عملکرد آن از اکثر مدلهای GARCHاستاندارد بالاتر بوده و شاخص تنها مغلوب مدلهای GARCH-t و GJR-N می‌شود. در میان مدلهای MRS-GARCH فرضیه EPA برای مدل MRS-GARCH-t2 و مدل MRS-GARCH-GED در کلیه توابع زیان رد می‌شود، اما در مقایسه با MRS-GARCH با خطا گوسی و MRS-GARCH-t به جز در HMSE فرضیه صفر برابری دقت پیش‌بینی رد نمی‌شود.

جدول (۹) آزمون بررسی واقعیت مربوط به برتری توانایی پیش‌بینی برای هر مدل در برابر دیگر مدلها را در افق‌های پیش‌بینی یک روزه گزارش می‌دهد.

جدول۸ :آزمون‌های Diebold-Mariano .(شاخص: GJR-t ، ۱۰- مرحله رو به جلو)

	آزمون Diebold-Mariano							آزمون Modified Diebold-Mariano						
Model	MSE1	MSE2	QLIKE	R2LOG	MAD2	MAD1	HMSE	MSE1	MSE2	QLIKE	R2LOG	MAD2	MAD1	HMSE
GARCH-N	-۲٫۱۲*	-۱٫۵۳	-۲٫۷۶**	-۲٫۷۰**	-۱٫۹۶**	-۲٫۳۹*	-۲٫۷۰**	-۲٫۰۴*	-۱٫۴۷	-۲٫۶۶**	-۲٫۵۹**	-۱٫۸۸	-۲٫۲۹*	-۲٫۶۰**
p-values	۰٫۰۳	۰٫۱۳	۰٫۱	۰٫۰۱	۰٫۰۱	۰٫۰۲	۰٫۰۱	۰٫۰۴	۰٫۱۴	۰٫۰۱	۰٫۰۱	۰٫۰۶	۰٫۰۲	۰٫۰۱
GARCH-t	-۱٫۰۰	-۰٫۴۲	-۱٫۷۵	-۱٫۶۱	-۱٫۲۹	-۱٫۸۲	-۱٫۷۲	-۰٫۹۷	-۰٫۴۰	-۱٫۶۸	-۱٫۵۵	-۱٫۲۴	-۱٫۷۵	-۱٫۶۵
p-values	۰٫۳۲	۰٫۶۸	۰٫۰۸	۰٫۱۱	۰٫۲۰	۰٫۰۷	۰٫۰۹	۰٫۳۳	۰٫۶۹	۰٫۰۹	۰٫۱۲	۰٫۲۱	۰٫۰۸	۰٫۰۹
GARCH-GED	-۱٫۷۶	-۱٫۰۹	-۲٫۵۶**	-۲٫۴۳*	-۱٫۷۹	-۲٫۳۴*	-۲٫۵۲**	-۱٫۶۹	-۱٫۰۵	-۲٫۴۶**	-۲٫۳۳*	-۱٫۷۲	-۲٫۲۴*	-۲٫۴۲*
p-values	۰٫۰۸	۰٫۲۷	۰٫۰۱	۰٫۰۲	۰٫۰۷	۰٫۰۲	۰٫۰۱	۰٫۰۹	۰٫۲۹	۰٫۰۱	۰٫۰۲	۰٫۰۹	۰٫۰۳	۰٫۰۲
EGARCH-N	-۱۳٫۴۷**	-۱۱٫۵۷**	-۱۱٫۳۵**	-۱۲٫۴۳**	-۱۴٫۲۲**	-۱۵٫۶۵**	-۹٫۳۲**	-۱۲٫۹۴**	-۱۱٫۱۲**	-۱۰٫۹۰**	-۱۱٫۹۴**	-۱۳٫۶۷**	-۱۵٫۰۴**	-۸٫۹۶**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
EGARCH-t	-۱۲٫۴۸**	-۱۰٫۸۷**	-۱۰٫۷۳**	-۱۱٫۶۸**	-۱۳٫۳۲**	-۱۴٫۶۲**	-۸٫۸۸**	-۱۱٫۹۸**	-۱۰٫۴۵**	-۱۰٫۳۰**	-۱۱٫۲۲**	-۱۲٫۸۰**	-۱۴٫۰۵**	-۸٫۵۳**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
EGARCH-GED	-۱۳٫۱۶**	-۱۱٫۳۸**	-۱۱٫۱۶**	-۱۲٫۱۸**	-۱۳٫۸۹**	-۱۵٫۲۸**	-۹٫۲۱**	-۱۲٫۶۴**	-۱۰٫۹۳**	-۱۰٫۷۳**	-۱۱٫۷۱**	-۱۳٫۳۵**	-۱۴٫۶۹**	-۸٫۸۵**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
GJR-N	-۱٫۸۱	-۱٫۷۷	-۱٫۸۲	-۱٫۸۱	-۱٫۳۹	-۱٫۱۴	-۱٫۷۸	-۱٫۷۴	-۱٫۷۰	-۱٫۷۵	-۱٫۷۴	-۱٫۳۴	-۱٫۱۰	-۱٫۷۱
p-values	۰٫۰۷	۰٫۰۸	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۱۶	۰٫۲۵	۰٫۰۸	۰٫۰۸	۰٫۰۹	۰٫۰۸	۰٫۰۸	۰٫۱۸	۰٫۲۷	۰٫۰۹
GJR-GED	-۲٫۶۴**	-۲٫۳۶*	-۲٫۹۹**	-۲٫۸۹**	-۲٫۰۹*	-۲٫۰۶*	-۲٫۹۶**	-۲٫۵۳**	-۲٫۲۷*	-۲٫۸۷**	-۲٫۷۹**	-۲٫۰۱*	-۱٫۹۸*	-۲٫۸۴**
p-values	۰٫۰۱	۰٫۰۲	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۴	۰٫۰۴	۰٫۰۰	۰٫۰۱	۰٫۰۲	۰٫۰۰	۰٫۰۱	۰٫۰۴	۰٫۰۵	۰٫۰۰
MRS-GARCH-N	-۱٫۵۱	-۱٫۶۴	-۰٫۳۶	-۰٫۸۵	-۱٫۴۵	-۰٫۸۸	۰٫۲۶	-۱٫۴۵	-۱٫۵۷	-۰٫۳۵	-۰٫۸۲	-۱٫۴۰	-۰٫۸۵	۰٫۲۵
p-values	۰٫۱۳	۰٫۱۰	۰٫۷۲	۰٫۳۹	۰٫۱۵	۰٫۳۸	۰٫۷۹	۰٫۱۵	۰٫۱۲	۰٫۷۳	۰٫۴۱	۰٫۱۶	۰٫۴۰	۰٫۸۰
MRS-GARCH-t2	-۴٫۲۳**	-۳٫۰۲**	-۶٫۴۳**	-۵٫۸۴**	-۴٫۶۸**	-۵٫۷۳**	-۶٫۱۰**	-۴٫۰۶**	-۲٫۹۰**	-۶٫۱۸**	-۵٫۶۱**	-۴٫۵۰**	-۵٫۵۰**	-۵٫۸۷**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
MRS-GARCH-t	-۰٫۵۸	-۱٫۳۸	۱٫۷۴	۰٫۳۰	-۱٫۲۸	-۰٫۴۶	۴٫۰۵††	-۰٫۵۵	-۱٫۳۳	۱٫۶۷	۰٫۲۹	-۱٫۲۳	-۰٫۴۴	۳٫۸۹††
p-values	۰٫۵۶	۰٫۱۷	۰٫۰۸	۰٫۷۶	۰٫۲۰	۰٫۶۵	۰٫۰۰	۰٫۵۸	۰٫۱۸	۰٫۰۹	۰٫۷۷	۰٫۲۲	۰٫۶۶	۰٫۰۰
MRS-GARCH-GED	-۳٫۳۴**	-۲٫۷۹**	-۴٫۰۹**	-۳٫۸۳**	-۳٫۲۶**	-۳٫۴۹**	-۳٫۸۸**	-۳٫۲۱**	-۲٫۶۸**	-۳٫۹۳**	-۳٫۶۸**	-۳٫۱۳**	-۳٫۳۵**	-۳٫۷۳**
p-values	۰٫۰۰	۰٫۰۱	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۱	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰

تذکر: * و ** نشان دهنده رد فرضیه صفر برابری دقت پیش بینی به ترتیب در سطوح ٪۵ و ٪۱ می باشد. † و†† نشان می‌دهد فرضیه صفر به ترتیب در سطوح ٪۵ و ٪۱ رد می‌شود، اما علامت آماره مثبت بوده و دلالت بر این دارد که زیان شاخص بزرگتر است.

جدول ۹ :آزمون های بررسی واقعیت و برتری توانایی پیش‌بینی (تمام مدلها ، افق ۱ روزه)

Benchmark		MSE1	MSE2	QLIKE	R2LOG	MAD1	MAD2	HMSE
GARCH-N	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0	0	0	0	0	0
GARCH-t	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0	0	0	0	0	0
GARCH-GED	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0.003	0	0	0	0	0
EGARCH-N	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0.0023	0	0	0	0	0
EGARCH-t	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0.0033	0	0	0	0	0
EGARCH-GED	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0.0033	0	0	0	0	0
GJR-N	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0	0	0	0	0	0
GJR-t	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0	0	0	0	0	0
GJR-GED	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0	0	0	0	0	0
MRS-GARCH-N	SPA_l^0	0	0.0030	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0.0030	0	0	0	0	0
	RC	0	0.0030	0	0	0	0	0
MRS-GARCH-t2	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0	0	0	0	0	0
MRS-GARCH- t	SPA_l^0	0.5920	0.6520	0.5423	0.5423	0.5517	0.6383	0.5383
	SPA_c^0	0.5920	0.6520	0.5423	0.5423	0.5517	0.6383	0.5383
	RC	1	1	1	1	1	1	1
MRS-GARCH-GED	SPA_l^0	0	0	0	0	0	0	0
	SPA_c^0	0	0	0	0	0	0	0
	RC	0	0	0	0	0	0	0

تذکر: این جدول p-مقدارهای تست بررسی واقعیت (RC) وایت (۲۰۰۰) و p-مقدارهای سازگار (SPA_C^0) و کران پایین (SPA_L^0) آزمون SPA هانسن (۲۰۰۱) از پیش‌بینی‌های افق یک مرحله رو به جلو را نشان می‌دهد. هر مدل در ردیف به‌عنوان شاخص در برابر سایرمدلهای رقیب می باشد. فرضیه صفر این است که هیچ یک از مدلها بهتر از شاخص نیستند. برای محاسبه p-مقدارهاتعداد تکرار خودپرداز ۳۰۰۰و طول بلوک۰٫۳۳ می باشد

p- مقدارهای گزارش شده در این جدول برای آزمون‌های RC و SPA بطور مجزا نشان می‌دهند چطور تمام آزمون‌ها، فرضیه صفر SPA را هنگامیکه شاخص یکی از مدلهای GARCH استاندارد است رد می‌کنند. این بدین معنی است که، یک مدل رقیب در میان آنهایی که در نظرگرفته شده‌اند وجود دارد که بطور قابل توجهی از شاخص بهتر می‌باشد. این اتفاق برای تمام مدلهای GARCH تک رژیمی و هر تابع زیان می‌افتد. این جدول همچنین p- مقدارهای تست RC و SPA را هنگامیکه شاخص یکی از مدلهای MRS-GARCH بوده و مقایسه بازهم در مقابل دیگر مدلها صورت گرفته است، نشان می‌دهد. مشهود است که مدل MRS-GARCH-t بطورقابل توجهی عملکرد بالاتری از همه مدلهای دیگر در سطح معناداری معمول ٪۵ دارد، در واقع

برای تمام توابع زیان فرضیه صفر نبود مدل برتر از شاخص رد نمی‌شود.

۷- نتیجه گیری و بحث

نتایج تجربی اصلی، با استفاده از داده‌های آتی-های نفت‌خام WTI نشان می‌دهند که مدل‌های MRS-GARCH به طور قابل توجهی عملکرد بالاتر از مدل‌های GARCH معمولی در پیش‌بینی نوسانات در افق‌های زمانی کوتاهتر مطابق طیف گسترده‌ای از توابع زیان آماری دارند. بررسی معناداری تفاوت‌های عملکرد میان مدل‌های رقابتی از طریق آزمون های نوع DM برای برابری توانایی پیش‌بینی و تست‌های برتری توانایی پیش‌بینی مانند آزمون بررسی واقعیت وایت (۲۰۰۰) و تست هانسن (۲۰۰۱) صورت گرفت.

کلیه این تست‌ها نشان می‌دهند که مدل -MRS GARCH با خطا t استیودنت عملکرد بالاتر ازمدل‌های استاندارد GARCH در پیش‌بینی نوسانات در افق‌های کوتاهتر دارد. در افق‌های طولانی‌تر، مدل‌های GARCH استاندارد عملکرد بالاتر ازمدل-های MRS-GARCH دارند.

تحقیقات صورت گرفته در گذشته به نتایج مشابهی دست یافته اند که به چند نمونه از آنها اشاره می گردد. مارکوچی (۲۰۰۵) مجموعه‌ای از مدلهای GARCH، EGARCH و GJR را با گروهی ازمدلهای MRS-GARCH از لحاظ توانایی آنها در پیش‌بینی نوسانات S&P500 طی دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۳ از یک روز تا یک ماه مقایسه نمود. یافته اصلی مارکوچی (۲۰۰۵) این است که عملکرد پیش-بینی مدلهای MRS-GARCH بطور معناداری بهتر از مدلهای نوع GARCH تک رژیمی در افق‌های کوتاه مدت می‌باشد، در حالیکه مدل GARCH استاندارد نامتقارن در افق طولانی‌تر بهتر است.

مهمت علی(۲۰۰۸) مدلهای GARCH تک رژیمی و MRS-GARCH را جهت تجزیه و تحلیل نوسانات بورس اوراق بهادار استانبول(ISE) در دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار داده است. استفاده از مدلهای MRS-GARCH وجود دو رژیم نوسانی مختلف در بازار سهام ترکیه را نشان می‌دهد. همچنین این مدلها تداوم بالا را در مدلهای GARCH تک رژیمی کاهش می‌دهند. نیکوس و پانوس (۲۰۱۰) عملکرد مدلهای تغییر رژیم در پیش‌بینی نوسانات و ارزش در معرض ریسک (VaR) در بازارهای انرژی را مورد بررسی قرار دادند. با توجه به اینکه کشیدگی مازاد، چولگی وخوشه بندی نوسانات از ویژگی‌های برجسته تغییرات قیمت نفت می‌باشند آنها دریافتند که هردو مدلهای -MRS GARCH و MIX-GARCH گزینه‌های مناسبی جهت مدلسازی و پیش‌بینی ریسک می‌باشند. نتایج آنها نشان داد که مدلهای مذکور در ثبت تداوم نوسانات از مدلهای GARCH بهتر هستند.

تحقیقات بعدی، نیازمند ارزیابی این مدلهای به -شدت غیر خطی مطابق توابع زیانی است،که باید به بیان آنچه واقعاً مناسب است برای استفاده نهایی از پیش‌بینی نوسانات بپردازند. در زمان تخمین مدل-های GARCH می‌توان از توزیع t تعمیم یافته نامتقارن (SGT)[۶۰] استفاده نمود که ابزاری انعطاف پذیر برای مدلسازی توزیع تجربی داده‌های مالی با مشخصه‌های دنباله-پهن، لپتوکرتوسی و چولگی فراهم می‌سازد. همچنین می‌توان توزیع دنباله سنگین(Heavy-Tailed) را نیز بکار برد.

ازآنجاکه، نوسان واقعی برای ارزیابی کارایی پیش‌بینی مدل‌های GARCH رقابتی هم در درون

نمونه و هم خارج از نمونه نیازمی‌باشد، می‌توان از اندازه‌گیری دقیق‌تر نوسانات، که توسط داده‌های درون روزی روی فواصل زمانی مختلف، اعم از چند دقیقه یا چند ساعت بدست می‌آید، استفاده نمود. در مطالعات آتی، سه یا چها رژیم نوسانی مشخص را به جای دو رژیم نوسانی می‌توان در نظر گرفت. بعلاوه, کارایی مدل‌های MRS-GARCH می‌تواند از لحاظ توانایی آنها در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک (VaR) برای مواضع معاملاتی خرید و فروش مقایسه شود.

در آخر، در صورت راه‌اندازی بورس نفت در ایران متخصصین مالی و بورس می‌توانند از مدلهای ترکیبی برای پیش‌بینی نوسانات استفاده نمایند.

فهرست منابع

* Brooks C. and G. Persand.'Volatility forecasting for risk management.' Journal of Forecasting, 22:1-22, 2003.
* Brunetti C., R. S. Mariano, C. Scotti, and A. H. H. Tan.' Markov switching GARCH models of currency turmoil in Southeast Asia.' Board Of Governors Of The Federal Reserve System International Finance Discussion Papers,(889), 2007.
* Chan L., R. J. Elliott, and T. K. Siu.' Option pricing for GARCH models with markov switching. 'International Journal Of Theoretical And Applied Finance, 9(6):825-841, 2006.
* Francq C. and J. M. Zakoian. 'The L2-structures of standard and switching regime GARCH models.' Stochastic Processes And Their Applications,115:1557-1582, 2005.
* Haas M., S. Mittnik, and M. S. Paollela. 'A new approach in markov switching GARCH models.' Journal Of Financial Econometrics, 2(4):493-530, 2004.
* Hamilton, J. D., and R. Susmel.' Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime.' Journal of Econometrics 64,307-33, 1994.
* Hansen, P.R ' An Unbiased and Powerful Test of Superior Predictive Ability.' Mimeo, Brown University,2001.
* Harvey, D., S. Leybourne, and P. Newbold . 'Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors.' International Journal of Forecasting 13, 281-291, 1994.
* Karadag, Ali Mehmet.'Analysis Of Turkish Stock Market With Markov Regime Switching Volatility Models.' Master's thesis ,The Middle East Technical University, 2008.
* Kaufmann S. and S. F. Schnatter.' Bayesian analysis of switching ARCH models.' Journal of Time Series Analysis, 23(4):425-458, 2002.
* Klaassen, F.' Improving GARCH Volatility Forecasts.' Journal of Economics 27, 363-394, 2002.
* Marzo, M., and Zagaglia, P ' volatility forecasting for crude oil futures.' Universit`a di Bologna and Johns Hopkins University, 2007.
* Marcucci, J. 'Forecasting Stock Market Volatility with Regime-Switching GARCH Models,' Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics , 9(4), 2005.
* Nomikos, K. N.,and Pouliasis p. K.' Forecasting petroleum futures markets volatility: The role of regimes and market conditions.' Journal of Energy Economics 33, 321–337, 2011.
* White, H. ' A Reality Check For Data Snooping.' Econometrica 68(5), 1097-1126, 2000.
* www.eia.gov

یادداشت‌ها

[1] -Bollerslev (1986)
[2] -Engle (1982)
[3] - French et al., 1987, Franses and Van Dijk, 1996
[4] -Andersen and Bollerslev (1998)
[5] -Structural Breaks
[6] -Lamoureux and Lastrapes (1990)
[7] -Gray (1996) and Klaassen (2002)
[8] -Marcucci (2005)
[9] -Brooks and Persand (2003)
[10] -Dacco and Satchell (1999)
[11] -Perez-Quiros and Timmermann (2000)
[12] -Cai (1994), Hamilton and Susmel (1994)
[13] -Haas, Mittnik, and Paolella (2004)
[14] -Mehmet Ali (2008)
[15] -Celso Brunetti et al.(2008)
[16] -Nikos and Panos(2010)
[17] -Nelson (1991)

[18] -Glosten & Jaganathan & Runkle (1993)

[19] -Leverage effect
[20] -Leptokurtosis
[21] -Probability density function
[22] -Shape Parameter
[23] -thickness-of-taile
[24] -Markov Regime-Switching GARCH Models
[25] -Transition Matrix
[26] -Ergodic Probability
[27] برای جزئیات بیشتر پیرامون مدلهای Regime-Switching- به Hamilton(1994)، مراجعه شود.
[28] -ex-ante probability
[۲۹] -در همه فرمولها اندیس بالا (i) بیانگر رژیمی است که فرآیند در زمان t درآن قرار دارد.
[30] -Drift
[۳۱] - در اینجا از مدل ساده شده Klaassen(2002) استفاده شده است.
[۳۲] - Multi-Step-Ahead
[۳۳] -یک شوک بدلیل اثرات GARCH و جابه جایی به رژیم واریانس بالاتر توسط دوره نوسانی بوجود می آید. داشتن پارامترهای مختلف در رژیم ها اثر شوک های بزرگ را کاهش می دهد.
[34] -New York Mercantile Exchange
[35]-Alexander (2001)
[36] -Augmented Dicky Fuller
[37] -Akaike Information Criterion
[38] -Schwarz Bayesian Information Criterion
[39] -Lagrange Multiplier (LM) Test
[40] -Ljung-Box Test
[41] -Mean Squared Error
[42] -Mean Absolute Deviation
[43] -Heteroscedasticity-Adjusted MSE
[44] -Success Ratio
[45] -Directional Accuracy
[46] -Diebold-Mariano
[47] -Equal Predictive Ability Test
[۴۸] -زیرا برای پیش‌بینی‌های h مرحله رو به جلو دنباله خطاهای پیش‌بینی از MA با مرتبه h-1 تبعیت می‌کند. q بصورت $q = [4 * (n/100)^{2/9}]$ انتخاب می‌شود.
[49] -Harvey, Leybourne and Newbold (1997)
[50] -Over-Sized
[۵۱] -هاروی، لی‌بورن و نیوبلد (۱۹۹۷) پیشنهاد مقایسه آماره با مقادیر بحرانی توزیع t استیودنت با n-1 درجه آزادی را بجای توزیع نرمال برای تست DM دادند.
[52] -Reality Check of White (2000)
[53] -Superior Predictive Ability Test
[۵۴] - در علم اقتصاد، آزمون SPA قطعاً مناسب‌تراز آزمون EPA می باشد، زیرا به احتمال وجود بهترین مدل پیش‌بینی در کل تا احتمال وجود مدل بهتر بین دو جفت مدل علاقمند هستیم.
[۵۵] -تابع L(.) به عنوان مثال می تواند بصورت $L_{k,t} = (\hat{\sigma}_t^2 - \hat{h}_{k,t})^2$ باشد اگر تابع زیان (۲۴) را در نظر بگیریم.
[56] -Hansen (2001)
[57] -p-value
[58] -Bootstrap
[59] -Liberal test
[60] -Skewed Generalized t Distribution