مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره سی‌وچهارم / بهار ۱۳۹۷

محمود محمدی الموتی[1]
محمدرضا حدادی[2]
یونس نادمی[3]

چکیده

GJR-GARCH، EGARCH، IGARCH، GARCH
MRS-GARCH، HYGARCH، FIGARCH، GARCH

Mahmoodmohammadi1992@gmail.com

مدت FIEGARCH در افق‌های پیش‌بینی ۱ و ۱۰ روزه از عملکرد بهتری در پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت نسبت به سایر مدل‌های رقیب برخوردار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: ارزیابی پیش‌بینی، قیمت نفت خام اوپک، مدل‌های تک رژیمی گارچ، مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ.

۱- مقدمه

نوسانات بازارهای مالی در دهه‌های اخیر کانون توجه فعالان اقتصادی و مالی قرار گرفته و نظریه‌های تئوری و اقدامات تجربی قابل توجهی در عرصه قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدیریت ریسک، پیش‌بینی نوسانات و ... صورت گرفته است. پیش‌بینی در بازارهای مالی بسیار پیچیده است و دلایل این پیچیدگی را می‌توان به مواردی چون ناایستایی داده‌ها، غیرخطی بودن روند داده‌ها و تغییرات زیاد داده‌ها خلاصه کرد. یکی از مهم‌ترین بازارهای مالی بازار نفت می‌باشد. در سال‌های اخیر مطالعات زیادی در زمینه قیمت نفت خام در سراسر دنیا صورت گرفته. دلایل بسیاری برای توجه به این کالای استراتژیک وجود دارد که از جمله می‌توان به حساسیت بالای قیمت نفت به مسائل سیاسی اقتصادی در سطح بین‌المللی و نوسانات پی در پی آن و همچنین اثرگذاری این نوسانات قیمتی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بطور کلی‌تر در تصمیم‌گیری‌های سیاستی و اقتصادی در یک کشور اشاره داشت. پیش‌بینی قیمت نفت خام تنها مورد توجه اقتصاددانان نمی‌باشد بلکه در بخش‌های سیاسی ـ اجتماعی نیز این مسئله از اهمیت بسزایی برخوردار می‌باشد؛ بطوری‌که همواره تصمیم‌گیرندگان در بخش‌های سیاسی و اقتصادی و همچنین جامعهٔ علمی پژوهشی همواره به‌دنبال راهی برای افزایش دقت در صحت پیش‌بینی قیمت نفت می‌باشند. همچنین پیش‌بینی این کالای مهم برای دولت‌ها و سرمایه‌گذاران به‌منظور تأثیر گذاری بیشتر در طرح‌هایی که برای فعالیت‌های خود پیش‌بینی می‌کنند، لازم است. اهمیت نوسانات قیمتی در بازار نفت برای کشورهای دارنده و صادر کننده آن بیش از پیش حائز اهمیت می‌باشد و علت آن را می‌توان در وابستگی شدید این کشورها به درآمدهای حاصل از فروش نفت جستجو کرد. تعیین الگوی مناسب جهت پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت می‌تواند در راستای تصمیم‌گیری و بهینه سازی فرآیند تولید و صادرات نفت خام نقش بسزایی ایفا کند. در مدل‌های اقتصاد سنجی متداول، فرض بر این است که پراکندگی جزء اختلال در کل دورهٔ زمانی نمونه ثابت می‌باشد. اما در بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی مشاهده می‌شود که در دوره‌هایی نوسانات بسیار شدید می‌باشد و به دنبال آن نیز دوره‌هایی با تغییرات اندک را پشت‌سر می‌گذارند. با این شرایط، فرض وجود همسانی واریانس دیگر معقول به نظر نمی‌رسد. افزایش اهمیت ریسک باعث شد تا واریانس و کوواریانس‌هایی که با زمان تغییر می‌کنند مدل‌بندی شوند. مدل‌های آرچ و گارچ به دلیل احتساب واریانس در مدل‌سازی، ابزارهای مهمی در آنالیز داده‌های سری زمانی، بخصوص در مبحث مالی بشمار می‌آیند. این مدل‌ها بطور ویژه برای زمانی که هدف مطالعه آنالیز و پیش‌بینی تغییرات است، مفید می‌باشد. آنچه که در این تحقیق به‌عنوان سوال مطرح می‌باشد آن است که کدام‌یک از مدل‌های خانواده گارچ در پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام اوپک، عملکرد دقیق‌تری دارند؟ در این تحقیق سعی بر این می

باشد که دقت عملکرد مدل‌های مختلف گارچ تک رژیمی و دو رژیمی را در پیش‌بینی قیمت نفت اوپک ارزیابی نماییم و به نتایجی در خصوص فرضیاتی که در زیر مطرح می‌گردد، برسیم:

الف) مدل مارکوف رژیم سوئچینگ گارچ در افق پیش بینی کوتاه مدت قیمت نفت خام عملکرد دقیق‌تری نسبت به مدل‌های خانواده گارچ دارد.

ب) مدل مارکوف رژیم سوئچینگ گارچ در افق پیش بینی بلند مدت قیمت نفت خام عملکرد دقیق‌تری نسبت به مدل‌های خانواده گارچ دارد.

مقاله حاضر در پنج بخش ارائه گردیده است. بدین صورت که پس از مقدمه در بخش اول، در بخش دوم به مطالعات انجام گرفته در زمینه مدل‌های واریانس ناهمسان در بازارهای مالی و پیش بینی‌های انجام گرفته توسط این مدل‌ها پرداخته می‌شود. در بخش سوم مدلهای مختلف گارچ و مارکوف سوئیچینگ گارچ به تفصیل توضیح داده شده و معادلات ریاضی آنها بیان می‌گردد. در بخش چهارم نوسانات نفت خام اوپک توسط مدل‌های مذکور در بخش سوم، پیش‌بینی شده و مورد ارزیابی قرار می‌گیرند و در بخش آخر نتایج حاصل از تحقیق بطور مبسوط ارائه شده اند.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مدل‌های اقتصادسنجی سنتی برای پیش‌بینی واریانس، یک بازده ثابتی را در نظر می‌گرفتند. برای بهبود بخشیدن به این فرض رابرت انگل[1] در سال ۱۹۸۲ نوع جدیدی از فرآیندهای تصادفی را که به‌نام آرچ نام‌گذاری شده بود، معرفی کرد. آرچ نامی بود که توسط دیوید هندری برای این مدل انتخاب گشت. این فرآیندها به‌طور پی در پی ناهم‌بسته‌اند و واریانس شرطی متغیری دارند در حالی‌که واریانس غیر شرطی آن‌ها ثابت می‌باشد. در واقع در این مدل، انگل پیشنهاد می‌کند که به‌جای استفاده از انحراف معیار نمونه‌های بزرگ یا کوچک، از میانگین‌های وزن‌دار شدۀ خطاهای پیش‌بینی شده در گذشته به‌عنوان نوعی واریانس وزن‌دار شده استفاده گردد. این وزن‌ها می‌توانند اثر بیش‌تری را به اطلاعات اخیر و اثر کم‌تری را به اطلاعات گذشته بدهند. در واقع این مدل، تعمیم ساده ای از واریانس نمونه است. تمرکز مدل آرچ روی فرض همگنی واریانس متغیر وابسته است. هنگامی‌که واریانس ناهمسان (ناهمگن) باشد، مدل‌های آرچ با این ناهمسانی به‌عنوان واریانسی که باید مدل‌بندی شود رفتار می‌کنند و یک پیش‌بینی هم برای واریانس جملۀ خطا محاسبه می‌شود که این پیش‌بینی برای بازارهای مالی بسیار مفید و مهم می‌باشد (انگل؛ ۲۰۰۱). شواهد تجربی نشان داده‌اند که مدل آرچ مراتب بالاتر، که برای پویایی‌های واریانس شرطی انتخاب شده است، شامل برآورد پارامترهای بی‌شماری می‌شود. برای ارائۀ راه حل این مشکل، مدل آرچ توسط بالرسلو[2] (۱۹۸۶) توسعه یافت. وی توانست الگوی اولیه ارائه شده توسط انگل را توسعه دهد

و به مدل آرچ تعمیم یافته، یا گارچ شهرت یافت. بالرسلو بیان کرد که می‌توان در معادلۀ واریانس شرطی به‌جای فرآیند AR[۳] از فرآیند ARMA[۴] استفاده کرد.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان « مقایسۀ انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی در مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت»، اقدام به معرفی یک الگوی مطلوب به منظور مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام ایران کردند، با توجه به معیارهای خطای پیش‌بینی RMSE[۵] به این نتیجه رسیدند که مدل گارچ از مدل ARFIMA[۶] در پیش‌بینی قیمت نفت خام ایران در طول سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۱ بهتر عمل می‌کند.

زهره‌وند و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله خود پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت خام ایران را با استفاده از داده‌های سالانه در سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۱ توسط مدل ماشین بردار پشتیبان (SVM) و گارچ مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که روش (SVM) نسبت به مدل گارچ بر اساس معیارهای MSE و RMSE بهتر و دقیق‌تر عمل می‌کند.

مقاله امامی میبدی و همکاران (۱۳۹۲) با هدف مقایسۀ مدل واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته و الگوریتم جستجوی گرانشی به‌منظور پیش‌بینی قیمت نفت تک محموله‌ای ایران با افق یک روزه و طی یک دورۀ یک ماهه انجام گرفته است. مدل‌هایی که در این زمینه انتخاب شده‌اند عبارتند از: واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته (۲ و ۱) و یک تابع کاب داگلاس برای الگوریتم جستجوی گرانشی که تابعی از قیمت ۵ روز گذشته است می‌باشد. از معیارهای متفاوتی برای ارزیابی مقایسۀ عملکرد این دو مدل استفاده شده است. نتایج کار آن‌ها نشان می‌دهد که مدل واریانس ناهمسان شرطی خود توضیح تعمیم‌یافته به‌جز در معیار میانگین درصد قدرمطلق خطا، در بقیۀ موارد عملکرد بهتری نسبت به الگوریتم جستجوی گرانشی داشته است.

بکی حسکوئی و خواجوند (۱۳۹۳) در تحقیقی مجموعه‌ای از مدل‌های مختلف گارچ استاندارد را با گروهی از مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ به منظور توانایی آن‌ها در پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی نفت در افق‌های زمانی یک روز، تا یک ماهه مقایسه کرده‌اند. برای پسماندها (جزء اختلال) از دو توزیع شرطی دنباله پهن و گاوسی استفاده شده است. توانایی آزمون‌ها در پیش‌بینی نیز توسط آزمون‌های دایبولد- ماریانو، وایت و تست SPA هانسن مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند. تجزیه و تحلیل‌های این تحقیق نشان می‌دهد که مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ در افق پیش‌بینی کوتاه‌تر عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌های گارچ دارد ولی در افق زمانی بلندمدت مدل‌های گارچ نامتقارن استاندارد بهتر عمل می‌کنند. همچنین بر اساس این آزمون‌ها وجود مدل بهتر از تغییر رژیم مارکوف گارچ رد می‌شود.

راسخی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه خود خانواده مدل‌های گارچ را در پیش‌بینی نوسانات بازار سهام تهران مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص کل در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا۱۳۹۰ این ارزیابی را توسط مدل‌های GARCH، EGARCH[۷]، TGARCH و PGARCH[۸] با توزیع‌های نرمال، t و توزیع خطای عمومی (GED) انجام داده و عملکرد مدل‌ها را توسط معیار RMSE مقایسه نموده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که مدل‌های PGARCH و GARCH با توزیع t به ترتیب بهترین عملکرد را داشته‌اند و مدل‌های EGARCH و TGARCH با توزیع نرمال بدترین مدل‌ها بوده‌اند.

در مقاله فلاح‌پور و میرزایی (۱۳۹۴) ابتدا سری بازده قیمتی نوسانات بازده طلا تحت آزمون‌های مختلفی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. سپس با رویکرد ناپارامتری ارائه شده توسط بولمن و مکنیلن[۹] (۲۰۰۳) اقدام به پیش‌بینی نوسانات بازدهی کرده و در آخر مدل ناپارامتری گارچ را با مدل‌های دیگر گارچ که پارامتری هستند توسط آزمون دایبولد-ماریانو مقایسه کرده‌اند. نتایج کار آن‌ها بیان‌گر آن است که مدل گارچ ناپارامتری در پیش‌بینی نوسانات نسبت به سایر مدل‌های گارچ برتری قابل توجهی دارد.

لی چی[۱۰] (۲۰۰۹) درپژوهشی کاربرد مدل‌های آریما و گارچ را در پیش‌بینی قیمت نفت وست ـ تگزاس با داده‌های روزانه از تاریخ ۲ ژانویه ۱۹۸۶ تا ۳۰ سپتامبر ۲۰۰۹ مورد بررسی قرار می‌دهد. او این کار را توسط نرم‌افزار اقتصاد سنجی Eviwes انجام می‌دهد و با اندازه‌های مختلف به این نتیجه می‌رسد که مدل آریما (۲،۱) و گارچ (۱،۱) مدل های خوبی برای برآورد این داده‌ها می‌باشند. در پایان وی به این نتیجه می‌رسد که مدل گارچ (۱،۱)، مدل بهتری برای داده‌های روزانه قیمت نفت خام با توجه به توانایی مدل در ایفای نقش نوسانات با واریانس شرطی ناهمسان دارد.

در مطالعه کانگ و یون[۱۱] (۲۰۱۳)، توانایی پیش‌بینی و مدل‌سازی تغییرات قیمتی سه قرارداد تجاری نفت خام در بازار مرکانتیل نیویورک مورد بررسی قرار گرفته است. به همین منظور مدل‌های ARFIMA – GARCH، ARFIMA – IGARCH و ARFIMA – FIGARCH با یکدیگر مقایسه شده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مدل ARFIMA – FIGARCH با توجه به خاصیت حافظهٔ بلندت مدت بازار نفت، نسبت به مدل‌های رقیب از دقت بیش‌تری برخوردار است و این مدل به سرمایه‌گذاران در بازار آتی نفت پیشنهاد می‌شود.

لوکس، سگنون و گوپتا[۱۲] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ چند فراکتالی[۱۳] (MSM) و مدل گارچ به پیش‌بینی قیمت نفت در طی دو دورهٔ ۲ ژانویه ۱۸۷۵ تا ۳۱ دسامبر ۱۸۹۵ و از ۳ ژانویه ۱۹۷۷ تا ۲۴ مارس ۲۰۱۴ می‌پردازند و با آزمون SPA این دو مدل را

در افق‌های کوتاه مدت و بلند مدت باهم مقایسه می‌کنند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با توجه به آماره‌های توابع زیان، مدل SVM در افق کوتاه مدت بهتر از سایر مدل‌ها می‌باشد ولی در افق بلند مدت بعد از مدل گارچ در ردهٔ دوم قرار دارد.

ژانگ[۱۴] و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه خود اقدام به مقایسه انواع مدل‌های خانواده گارچ شامل گارچ خطی و نمایی و گارچ غیر خطی GJR با مدل دو رژیمی ماکوف رژیم سوئیچینگ گارچ به منظور پیش بینی نوسانات قیمت نفت خام کرده اند. آن‌ها پی بردند که مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ در افق پیش‌بینی یک روزه نسبت به مدل‌های مذکور عملکرد بهتری داشته اما در افق بلند مدت اینطور نمی‌باشد.

سالتیک، اورال و دگریمن[15] (۲۰۱۶) اقدام به مقایسهٔ خانواده گارچ در پیش‌بینی قیمت نفت خام وست ـ تگزاس و گاز طبیعی هنری هاب در دوره‌های زمانی به ترتیب ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۴ و ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴ کرده‌اند. به همین منظور از انواع مدل‌های خطی و غیرخطی نامتقارن گارچ، نظیر GARCH، IGARCH[۱۶]، GJRGARCH[۱۷]، EGARCH[۱۸]، FIGARCH و[۱۹] FIAPARCH استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می دهد که برای هر دو دوره مذکور، مدل‌های گارچ نامتقارن و گارچ انباشته به ترتیب از عملکرد دقت پیش‌بینی بالاتری نسبت به سایر مدل‌های خانواده گارچ برخوردارند.

در مقاله ابونوری و همکاران (۲۰۱۶) از مدل جدید مارکوف سوئیچینگ گارچ به منظور پیش‌بینی نوسانات شدید در بازار بورس تهران مدل‌سازی و استفاده گردیده است. آن‌ها با استفاده از آزمون‌های معیار انتخاب مدل AIC و BIC، مدل برتر را که مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با توزیع GED می‌باشد، برگزیدند و با استفاده از این مدل، ماتریس احتمالات انتقال دو رژیمی (کم نوسان و پرنوسان) را بدست آورده و توانستند احتمالات نوسان را برای هر دوره پیش رو محاسبه کنند و بدین ترتیب یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید نیز ارائه دادند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

مهم‌ترین کار در پیش‌بینی، تجزیهٔ سری زمانی به اجزای روند، تغییرات دوره‌ای و تغییرات نامنظم است. تغییرات نامنظم علی رغم این‌که دارای توزیع معلوم و مشخصی نیست، اما می‌توان تا حدودی آن‌را پیش‌بینی نمود. به این صورت که مقادیر مثبت (منفی) در هردوره، مقادیر مثبتی (منفی) را به‌دنبال دارد. در واقع هر رژیم دارای همبستگی خوشه‌ای می‌باشد. در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت از این همبستگی مثبت و منفی در جزء تصادفی سری زمانی استفاده می‌شود. یک روش عمومی برای پیش‌بینی تغییرات یک سری زمانی، یافتن معادلهٔ حرکت فرآیند تصادفی است.

همچنین باید به این نکته توجه کرد که اگر یک فرآیند در گذشته دچار تغییراتی شده، ممکن است بار دیگر آن تغییرات در آینده رخ دهد و از این نکته در پیش‌بینی‌ها می‌توان بهره جست. در مدل‌های اقتصاد سنجی متداول، فرض بر این است که پراکندگی جزء اختلال در کل دورهٔ زمانی نمونه ثابت می‌باشد. اما در بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی مشاهده می‌شود که در دوره‌هایی نوسانات بسیار شدید می‌باشد و به دنبال آن نیز دوره‌هایی با تغییرات اندک را پشت‌سر می‌گذارند. با این شرایط، فرض وجود همسانی واریانس دیگر معقول به نظر نمی‌رسد. افزایش اهمیت ریسک باعث شد تا واریانس و کواریانس‌هایی که با زمان تغییر می‌کنند مدل‌بندی شوند. در بعضی از سری‌های زمانی رفتار سری بطور جدی تغییر می‌کند. به عنوان مثال هر متغیر کلان اقتصادی یا داده‌های مالی در یک دورهٔ طولانی مدت، با فراز و فرودهای فراوانی مواجه هستند. این تغییرات می‌تواند ناشی از جنگ، اعتصاب و یا شکست‌های ساختاری باشد. همچنین تغییر در انتظارات اپراتورها در مورد آینده که ناشی از اطلاعات متفاوت یا تغییر در اولویت‌ها می‌باشد نیز می‌تواند تأثیر بسزایی در این نوسانات داشته باشد. نوسانات در دنیای واقعی تحت تأثیر شوک‌های فراوانی می‌باشند که هیچ‌یک از آن‌ها پایداری طولانی مدت ندارند. بنابراین یک مدل نوسانی خوب به‌منظور پیش‌بینی بهتر باید برخورد متفاوتی با شوک‌ها داشته باشد. با توجه به توضیحات مذکور در این بخش از انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی شامل مدل‌های GARCH، IGARCH، EGARCH، FIEGARCH[20]، GJR-GARCH ، HYGARCH[21] و MRS-GARCH[22] به منظور پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت مورد ارزیابی قرار گرفته و دقت عملکرد آن‌ها با یکدیگر توسط معیار RMSE مورد سنجش قرار می‌گیرد.

انگل در سال ۱۹۷۲، نشان داد که می‌توان میانگین و واریانس یک سری از داده‌ها را بطور همزمان مدلسازی کرد. وی ساده‌ترین شکل مدلسازی واریانس ناهمسان شرطی که به شکل حاصل‌ضربی می‌باشد را در سال ۱۹۸۲ معرفی کرد که به شکل زیر می‌باشد

$$\varepsilon_t = \vartheta_t\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2} \qquad (۱)$$

که در آن α_0 و α_1 ثابت و $0 < \alpha_1 < 1$ می‌باشند و ϑ_t نیز نوفهٔ سفید با واریانس یک و مستقل از ε_{t-1} می‌باشد. محدودیت فوق بر ضرایب برای اطمینان از مثبت بودن واریانس می‌باشد. همانطور که از معادلهٔ (۱) مشخص است، عبارت زیر رادیکال فرمی شبیه به فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول دارد. به همین منظور معادلهٔ فوق را می‌توان یک فرآیند آرچ مرتبه یک در نظر گرفت.

بطور کلی مدل آرچ مرتبهٔ q برای قیمت نفت P_t به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{cases} p_t = \delta + \varepsilon_t = \delta + \vartheta_t\sqrt{h_t} \\ h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \end{cases} \qquad (۲)$$

در معادلهٔ فوق تمامی ε_{t-1} تا ε_{t-q} اثر مستقیمی بر ε_t دارند. بطوری که واریانس شرطی دارای الگویی مشابه یک فرآیند اتورگرسیو مرتبهٔ q است. بالرسلو بیان کرد که می‌توان در معادلهٔ واریانس شرطی به‌جای فرآیند AR از فرآیند ARMA استفاده کرد. در واقع فرآیند الگوی خطا یا واریانس شرطی به شکل زیر خواهد بود:

$$\begin{cases} \varepsilon_t = \vartheta_t\sqrt{h_t} \\ h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{p} \beta_i h_{t-i} \end{cases} \qquad (۳)$$

$$0 < \alpha_i + \beta_i < 1$$

که در آن ϑ_t فرآیند نوفهٔ سفید است و در نتیجه میانگین شرطی و غیر شرطی ε_t برابر صفر می‌باشد. اما واریانس شرطی ε_t به شکل زیر خواهد بود:

$$var_{t-1}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2|\varepsilon_{t-1}. \dots) = E_{t-1}(\vartheta_t^2)E_{t-1}(h_t) = 1E_{t-1}(h_t) \qquad (۴)$$

(چون ϑ_t فرآیند نوفهٔ سفید با واریانس ۱ است و مستقل از $\boldsymbol{\varepsilon_{t-1}}$ می‌باشد، پس امید شرطی ϑ_t^2 برابر ۱ می‌باشد).

همان‌طور که در معادلهٔ (۳) مشاهده می‌شود، h_t مشابه یک فرآیند ARMA می‌باشد. الگوی GARCH(1, 1) رایج‌ترین فرم نوسانات شرطی در داده‌های مالی است (والتر اندرس؛ ۱۳۹۱). واریانس شرطی آن نیز به شکل زیر می‌باشد:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad . \quad 0 < \alpha_1 + \beta_1 < 1 \qquad (۵)$$

فعالان بازار مالی اشتیاق فراوانی به یافتن تخمین‌های دقیق‌تر از واریانس شرطی قیمت و یا بازدهی دارایی‌های مالی دارند. به همین منظور آنها با ترکیب مدل‌های مختلف و یا با استفاده از قوانین مختلف ریاضی سعی بر ایجاد مدل‌های مطلوب‌تر کرده‌اند. هنگامی که بخواهیم توسط مدل GARCH(1,1) سری زمانی قیمت نفت خام را تخمین بزنیم ملاحظه می‌شود که مجموع α_1 و β_1

بسیار نزدیک به یک خواهد بود. نلسون (۱۹۹۰) معتقد بود که اگر مجموع دو پارامتر مذکور برابر یک شود، به نحوی به توزیع سری قیمت یا بازدهی‌ها دست خواهیم یافت که در آن خاصیت صرفه جویی به خوبی رعایت شده است. در این صورت در برخی موارد اگر $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ باشد، باعث می‌شود تا رفتار واریانس شرطی مانند رفتار یک فرآیند مشتمل بر ریشه واحد گردد که این مدل گارچ هم‌انباشته IGARCH خواهد بود. معادله واریانس شرطی این مدل با فرض $h_{t-1} = Lh_t$ بصورت زیر می‌باشد:

$$h_t = \frac{\alpha_0}{1-\beta_1} + (1-\beta_1)\sum_{i=0}^{\infty} \beta_1^i \varepsilon_{t-1-i}^2 \qquad (۶)$$

عبارت فوق بیان می‌کند که واریانس شرطی بصورت یک تابع نزولی هندسی از مقادیر حال و گذشته دنباله $\{\varepsilon_t^2\}$ می‌باشد.

در بازارهای مالی خبرهای بد بیشتر بر روی قیمت‌ها و بازدهی‌ها نسبت به خبرهای بد اثرگذار می‌باشند و این تحت عنوان اثر اهرمی بیان می‌گردد. یکی از مدل‌هایی که این ویژگی را در واریانس شرطی لحاظ می‌کند مدل گارچ نمایی (EGARCH) می‌باشد. یکی از مشکلاتی هم که مدل‌های گارچ استاندارد با آن رو به رو هستند آن است که باید مثبت بودن تمامی ضرایب را به نوعی تضمین نماییم. نلسون (۱۹۹۰) واریانس شرطی را به گونه‌ای مدلسازی نمود که در آن الزامی به نامنفی بودن وجود ندارد:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0/5}}\right) + \lambda_1\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0/5}}\right) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \qquad (۷)$$

واریانس شرطی مدل GJR-GARCH به صورت زیر می‌باشد (اندرس؛ ۱۳۹۱):

$$h_t = \alpha_{0+}\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda_1\varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \qquad (۸)$$
$$\begin{cases} I_{t-1} = 1\ ; & \varepsilon_{t-1} < 0 \\ I_{t-1}\ ; & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \end{cases}$$

در مدل HYGARCH واریانس شرطی به شکل زیر می‌باشد:

$$h_t = \frac{\alpha_0}{1-\beta_1} + \{1 - [1-\beta_1]^{-1}\emptyset(L)[1 + K((1-L)^d)]\}\varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۹)$$

که در آن $k \geq 0$ و d می‌باشند. اگر k<1 باشد، سری واریانس مانا و اگر k>1 باشد، نامanaست. اگر k=1 باشد، مدل همانند مدل FIGARCH خواهد شد و اگر k=0، مدل گارچ تکرار می‌گردد.

واریانس شرطی مدل FIEGARCH نیز به صورت زیر تعریف می‌شود (گودرزی[۲۳]، ۲۰۱۰):

$$Ln(\mathrm{h_t}) = \omega_t + \left(1+\psi L\right)\left(1-\emptyset(\mathrm{L})\right)^{-1}(1-L)^{-d}g(\varepsilon_t) \qquad (۱۰)$$

که در آن داریم:

$$\omega_t = \omega + Ln(1+\delta N_t) \qquad (۱۱)$$

$$g(\varepsilon_t) = \theta\varepsilon_{t-1} + \gamma[|\varepsilon_{t-1}| - E|\varepsilon_{t-1}|] \qquad (۱۲)$$

$$\emptyset(\mathrm{L}) = [1-\alpha(L)-\beta(L)](1-L)^{-1} \qquad (۱۳)$$

- **روش حداکثر درست نمایی در برآورد مدل‌های تک رژیمی**

منطق برآورد این مدل‌ها با استفاده از تشکیل تابع درست‌نمایی براساس توزیع خطای ε_t می‌باشد که از جمله به توزیع‌های نرمال، تی و خطای تعمیم‌یافته می‌توان اشاره نمود و با استفاده از روش‌های محاسبات عددی، تابع درست‌نمایی ماکزیمم می‌گردد.

برای نمونه روش حداکثر درست نمایی مدل GARCH(1,1) با استفاده از توزیع نرمال به شکل زیر خواهد بود:

فرض کنیم مقادیر دنبالهٔ $\{\varepsilon_t\}$ از یک توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت σ^2 بدست آمده باشد. در این صورت تابع چگالی احتمال این دنباله بصورت زیر خواهد بود:

$$\mathrm{L_t} = \left[\frac{1}{\sqrt{2\sigma^2\pi}}\right]\mathrm{e}^{\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2}} \qquad (۱۴)$$

از آنجایی که مقادیر ε_t مستقل از یکدیگر هستند، احتمال وقوع اشتراک $\varepsilon_1.\varepsilon_2.\dots.\varepsilon_T$ برابر با حاصل‌ضرب تک‌تک آن‌ها می‌باشد. لذا با فرض یکسان بودن واریانس تک‌تک ε_i ها احتمال وقوع مشترک آن‌ها به‌صورت زیر می‌باشد:

$$L = \Pi_{t=1}^{T}\left[\frac{1}{\sqrt{2\sigma^2\pi}}\right]\mathrm{e}^{\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2}} \qquad (۱۵)$$

برای آسانتر شدن محاسبات از دو طرف رابطه لگاریتم در مبنای e میگیریم:

$$\mathrm{l_nL} = -\frac{\mathrm{T}}{2}\mathrm{l_n}(2\,\pi) - \frac{\mathrm{T}}{2}\mathrm{l_n}(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{\mathrm{t=1}}^{\mathrm{T}}(\varepsilon_\mathrm{t})^2 \qquad (۱۶)$$

حال اگر ε_t به شکل $\varepsilon_t = \vartheta_t(h_t)^{\frac{1}{2}}$ باشد، آنگاه باتوجه به این‌که واریانس شرطی ε_t ثابت نیست و برابر با h_t می‌باشد داریم:

$$\sigma^2 \to h_t: l_n L = -\frac{T}{2} l_n(2\,\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} l_n(h_t) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t}) \qquad (۱۷)$$

از آنجایی که واریانس شرطی فرآیند GARCH(1,1) برابر با $h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$ است، با جایگذاری آن در معادلهٔ فوق و حداکثر کردن مقدار $l_n L$ نسبت به پارامترهای α_0 و α_1 و β_1 تابع حداکثر درست نمایی شکل گرفته و برآورد صورت می‌گیرد. تا اینجا مدل‌های مختلف تک رژیمی گارچ را توضیح داده شد. حال به بررسی مدل دو رژیمی مارکوف سوئیچینگ گارچ پرداخته می‌شود.

در بعضی از سری‌های زمانی رفتار سری بطور جدی تغییر می‌کند. به عنوان مثال هر متغیر کلان اقتصادی یا داده‌های مالی در یک دورهٔ طولانی مدت، با فراز و فرودهای فراوانی مواجه هستند. این تغییرات می‌تواند ناشی از جنگ، اعتصاب و یا شکست‌های ساختاری باشد. همچنین تغییر در انتظارات اپراتورها در مورد آینده که ناشی از اطلاعات متفاوت یا تغییر در اولویت‌ها می‌باشد نیز می تواند تأثیر بسزایی در این نوسانات داشته باشد. نوسانات در دنیای واقعی تحت تأثیر شوک‌های فراوانی می‌باشند که هیچ‌یک از آن‌ها پایداری طولانی مدت ندارند. بنابراین یک مدل نوسانی خوب به‌منظور پیش‌بینی بهتر باید برخورد متفاوتی با شوک‌ها داشته باشد.

باتوجه به عوامل ذکر شدهٔ فوق، در این بخش مدل‌های گارچ با یک ساختار تغییر رژیم ترکیب می‌شوند و وجود دو رژیم نوسانی مختلف که با سطح متفاوتی از نوسانات مشخص می‌شوند را نتیجه می‌دهد. در هر دو رژیم نوسانی از الگوی گارچ استفاده می‌گردد و تغییر از هر رژیم به رژیم دیگر توسط زنجیر مارکوف با احتمال‌های مختلف صورت می‌گیرد (بکی حسکوئی و خواجوند؛ ۱۳۹۳).

- **مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ**[۲۴]

در این بخش به معرفی مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ با دو رژیم $s_t = \{1.2\}$ و زنجیر مارکوف مرتبه اول می‌پردازیم. در این حالت ماتریس احتمال انتقال مورد نظر بصورت زیر خواهد بود:

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix} \qquad (۱۸)$$

به عبارت دیگر می‌توان نوشت:

$$\begin{cases} p(s_t = 1|s_{t-1} = 1) = p \\ p(s_t = 2|s_{t-1} = 1) = 1 - p \\ p(s_t = 1|s_{t-1} = 2) = 1 - q \\ p(s_t = 2|s_{t-1} = 2) = q \end{cases} \quad (۱۹)$$

بطور کلی مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$p_t|\Omega_{t-1} \sim \begin{cases} f\left(\theta_t^{(1)}\right)p_{1.t} \\ f\left(\theta_t^{(2)}\right)(1 - p_{1.t}) \end{cases} \quad (۲۰)$$

که در آن f(0) نشان‌دهندۀ یکی از توزیع‌های شرطی ممکن است که می‌توان فرض نمود دارای توزیع نرمال (N)، تی استیودنت (t) یا توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) باشد. عبارت $\theta_t^{(i)}$ بیانگر بردار پارامترها در رژیم i ام است که توزیع را تعیین می‌کند. همچنین عبارت $p_{1.t} = pr[s_t = 1|\Omega_{t-1}]$، احتمال پیش‌بینی و Ω_{t-1} بیانگر مجموعۀ اطلاعات موجود در زمان t-۱ است(مارکوسی؛ ۲۰۰۵).

بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به سه جزء تجزیه نمود:

$$\theta_t^{(i)} = (\mu_t^{(i)}.h_t^{(i)}.\omega^{(i)}) \quad (۲۱)$$

که در آن $\mu_t^{(i)} \equiv E(p_t|\Omega_{t-1})$ میانگین شرطی، $h_t^{(i)} \equiv var((p_t|\Omega_{t-1})$ واریانس شرطی و $\omega^{(i)}$ پارامتر شکل توزیع شرطی می‌باشند. از این رو مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ شامل ۴عنصر : میانگین شرطی، واریانس شرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی می‌باشد.

معادله میانگین شرطی به‌شکل زیر می‌باشد:

$$p_t = \mu_t^{(i)} + \varepsilon_t \quad (۲۲)$$

بطوریکه $\varepsilon_t = \vartheta_t\sqrt{h_t}$ و ϑ_t فرآیندی با میانگین صفر و واریانس واحد است.

دلیل اصلی برای این انتخاب به دلیل تمرکز بیشتر ما روی پیش‌بینی نوسانات می‌باشد. واریانس شرطی p_t (قیمت نفت) با فرض مسیر رژیم کامل $\tilde{s_t} = (s_t.s_{t-1}.\ldots)$ ، عبارت است از $h_t^{(i)} = V[\varepsilon_t|\tilde{s_t}.\Omega_{t-1}]$.

واریانس شرطی که از فرآیند GARCH(1,1) پیروی می‌کند، فرض می‌شود:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}h_{t-1} \quad (۲۳)$$

که در آن h_{t-1} یک میانگین مستقل از واریانس‌های شرطی گذشته است. در واقع، در بحث رژیم سوئیچینگ، اگر h_{t-1} نیز وابسته به وضعیت‌های گذشته s_{t-1} باشد، یعنی اگر h_{t-1} نیز دارای اندیس i باشد، باید n پارامتر برآورد کرد زیرا در این صورت $h_{t-1}^{(i)}$ نیز وابسته به $h_{t-2}^{(i)}$ و $h_{t-2}^{(i)}$ نیز وابسنه به $h_{t-3}^{(i)}$ و ... خواهد شد که برآورد پارامترها در این حالت امری امکان ناپذیر می‌باشد.

در بحث مارکوف رژیم سوئیچینگ برای برآورد ماکزیمم درست‌نمایی، عنصر احتمال پیش‌بینی $p_{1.t}$ از اهمیت بسیار بالایی برخوردار می‌باشد. احتمال قرار گرفتن در رژیم اول در زمان t با اطلاعات در دسترس در زمان t-1 به‌صورت زیر تصریح می‌گردد: (گری؛ ۱۹۹۶).

$$p_{1.t} = p\left[\frac{f_{1.t-1}p_{1.t-1}}{f_{1.t-1}p_{1.t-1}+f_{2.t-1}(1-p_{1.t-1})}\right] + (1-q)\left[\frac{f_{2.t-1}(1-p_{1.t-1})}{f_{1.t-1}p_{1.t-1}+f_{2.t-1}(1-p_{1.t-1})}\right] \qquad (۲۴)$$

که در آن p و q احتمالات انتقال در معادلهٔ (۱۹) و $p_{1.t} = pr(s_t = 1|\Omega_{t-1})$ ؛ $f_{1.t} = f(P_t|s_t = 1)$ و $f_{2.t} = f(P_t|s_t = 2)$ می‌باشند. بنابراین تابع لگاریتم درست نمایی را می‌توان به‌شکل (۲۵) نوشت:

$$L = \sum_{t=1}^{T} \log[p_{1.t}f_{1.t} + (1-p_{1.t})f_{2.t}] \qquad (۲۵)$$

تابع فوق با استفاده از روش محاسبات عددی ماکزیمم می‌گردد.

۴- توصیف داده‌ها و نتایج برآورد مدل

۴-۱- توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق که قیمت روزانهٔ نفت خام اوپک می‌باشدکه از وبسایت www.quandl.com/opec جمع‌آوری گردیده است. آمار توصیفی قیمت نفت خام در جدول (۱) ذکر شده است.

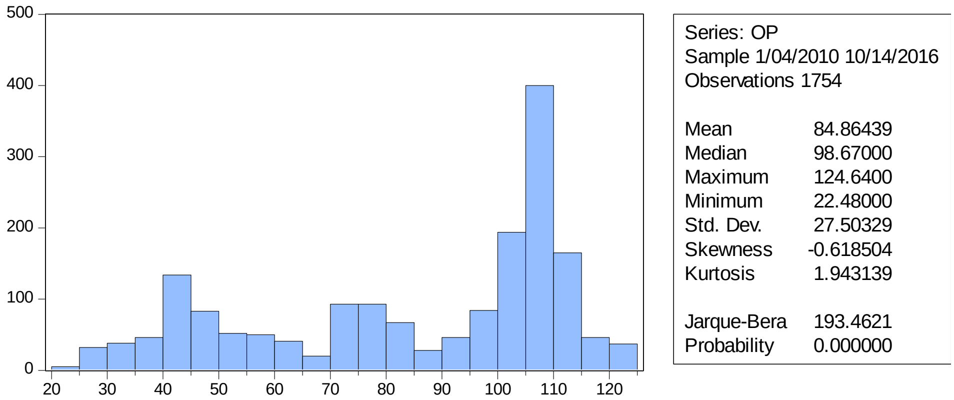
جدول ۱- آمار توصیفی سری زمانی قیمت نفت خام اوپک

بازه مورد بررسی	تعداد داده‌ها	مینیمم داده	ماکزیمم داده	میانه داده	میانگین داده
۲۰۱۰/۰۱/۰۴- ۲۰۱۶/۱۰/۱۴	۱۷۵۴	۲۲/۴۸۰۰	۱۲۴/۶۴	۹۸/۶۷	۸۴/۸۶۴۳۹

منبع: محاسبات پژوهش

بیشترین قیمت نفت خام مربوط به تاریخ ۱۲ ام ژانویه ۲۰۱۶ بوده و تنها در فاصله یک هفته بعد قیمت نفت اوپک به کمترین مقدار خود در این دوره می‌رسد و شوک قیمتی را ایجاد می‌کند. متوسط قیمت نفت نیز در این دوره مذکور برابر ۸۴/۸۶۴۳۹ می‌باشد.

نمودار مربوط به توزیع قیمت نفت خام اوپک نیز در نمودار (۱) آمده است:



شکل ۱- نمودار مربوط به توزیع داده‌ها

یکی از عوامل مهم در پیش‌بینی صحیح سری زمانی، دانستن چگونگی پراکندگی داده‌ها و نوع توزیع آنها می‌باشد. در جدول سمت راست نمودار فوق، آماره‌ای به نام جارک ـ برا[۲۵] مشاهده می‌شود. آزمون جارک ـ برا برای تشخیص نرمال بودن داده‌ها استفاده می‌شود. برای تحلیل چولگی و کشیدگی ضرایب می‌توان از این آزمون استفاده کرد. با استفاده از گشتاورهای مرکزی می‌توان ضریب چولگی (s) و کشیدگی (k) را به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$skenwness: s = \frac{\mu_3}{\sigma_3} \qquad (۱)$$

$$kurtosis: k = \frac{\mu_4}{\sigma_4} \qquad (۲)$$

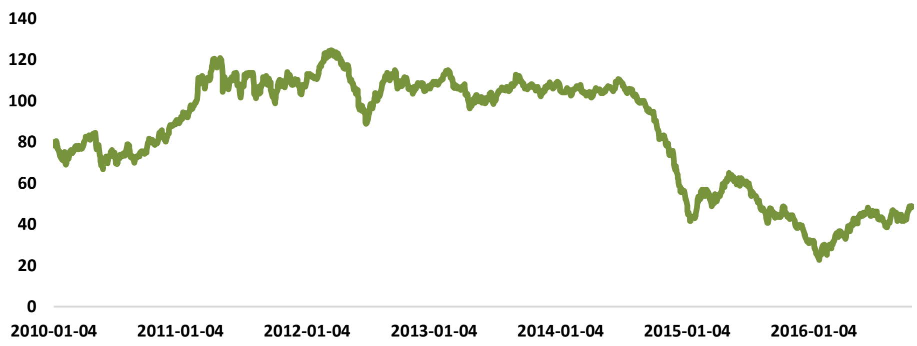
آماره جارک ـ برا نیز بصورت زیر خواهد بود:

$$JB = \frac{N}{6}\left(s^2 + \frac{(k-3)^2}{4}\right) \qquad (۳)$$

هرچه رقم آماره جارک ـ برا بیشتر باشد، میزان غیر نرمال بودن داده‌ها بیشتر است. اگر P-value آماره آزمون جارک ـ برا از سطح معنی داری ۵٪ کمتر باشد، در آن صورت توزیع داده ها در

سطح معنای ۵ درصد نرمال نیست. با مشاهده‌ی جدول مذکور می‌توان دید که مقدار این آماره برابر ۱۹۳,۴۶۲۱می‌باشد که رقم بالایی است و همچنین prob این آماره نیز برابر صفر است که بیانگر غیر نرمال بودن توزیع داده‌هاست.

از طرفی با مشاهدهٔ نمودار فوق مشاهده می‌شود که توزیع داده‌ها دارای چوله به چپ می‌باشد. نمودار سری داده‌های قیمت نفت خام اوپک نیز به شکل نمودار (۲) می‌باشد:



شکل ۲- نمودار سری زمانی قیمت نفت خام اوپک

در نمودار فوق مشاهده می‌شود که در سال ۲۰۱۵ میلادی قیمت نفت با یک کاهش محسوسی روبه‌رو گردیده است. دلایل مربوط به این کاهش شدید قیمتی را میتوان اینطور بیان نمود که تا قبل از سال ۲۰۱۵ اوپک مدیریت عرضه نفت را برعهده داشت؛ به این صورت که از مازاد عرضه جلوگیری می‌کرد و هنگامی که تقاضا بیشتر از عرضه می‌شد، سعی بر کاهش این اختلاف داشت. اما در سال‌های اخیر با تغییر مدیریت اوپک و در دست گرفتن این عنوان توسط بزرگترین تولیدکننده نفت در این سازمان یعنی عربستان، به همراه هم‌پیمانانش سعی بر افزایش عرضه نفت داشته و از طرفی با توجه به مشکلات اقتصادی و بحران‌های مالی در اروپا و آمریکا، تقاضا برای نفت کاهش پیدا کرد. این افزایش عرضه و کاهش تقاضا باعث کاهش محسوس قیمت نفت گردید. علت مهم دیگر، استفاده آمریکا از ذخایر نفتی خود بود که این کار را به دلیل سیاسی و برای ضربه زدن به اقتصاد ایران و روسیه انجام داد. و در آخر هم میتوان به عرضه نفت ارزان توسط گروه تروریستی داعش به عنوان عامل کاهش شدید قیمتی در ۱۰ سال اخیر اشاره کرد.

۴-۲- مانایی سری داده‌ها

آزمون‌هایی برای تشخیص مانایی نیز وجود دارند که از جمله این آزمون‌ها می‌توان به آزمون دیکی ـ فولر[۲۶] اشاره کرد. مانایی سری داده‌های نفت خام مذکور با استفاده از آزمون دیکی ـ فولر مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آن در جدول (۲) ارائه گردیده است.

جدول ۲- نتایج آزمون مانایی قیمت نفت خام اوپک

فرض صفر	آزمون	عدد محاسبه شده	Prob	مقادیر بحرانی ۱٪	مقادیر بحرانی ۵٪	مقادیر بحرانی ۱۰٪
سری ریشه واحد دارد	دیکی ـ فولر	۱/۴۵۳۴۷۰-	۰/۵۵۷۲	۳/۴۳۳۸۸-	۲/۸۶۲۹۸۶-	۲/۵۶۷۵۸۷-

منبع: محاسبات پژوهش

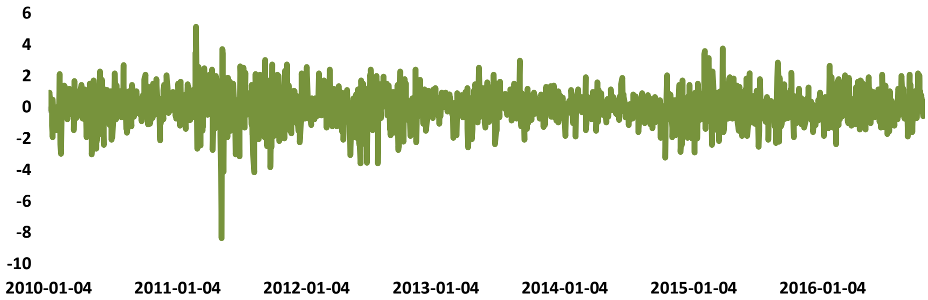
از انجایی که احتمال آزمون بیشتر از ۵٪ می‌باشد و همچنین قدر مطلق مقدار آماره آزمون محاسبه شده از مقادیر بحرانی کم‌تراست، پس فرضیه صفر آزمون ریشه واحد دیکی فولر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌شود و سری دارای ریشه واحد است؛ پس نامانا‌ست و از آنجایی که اکثر سری‌های نامانا از نوع تفاضل مانا هستند، ما نیز در این تحقیق این مشکل نامانایی را با تفاضل‌گیری حل می‌کنیم. جدول (۳) آزمون مانایی سری تفاضل گیری شده را گزارش می‌دهد.

جدول ۳- نتایج آزمون مانایی سری تفاضل گیری شده قیمت نفت خام اوپک

فرض صفر	آزمون	عدد محاسبه شده	Prob	مقادیر بحرانی ۱٪	مقادیر بحرانی ۵٪	مقادیر بحرانی ۱۰٪
سری تفاضلی ریشه واحد دارد	دیکی ـ فولر	۳۲/۹۵۷۷-	۰/۰۰۰	۳/۴۳۳۸۸-	۲/۸۶۲۹۸-	۲/۵۶۷۵۸-

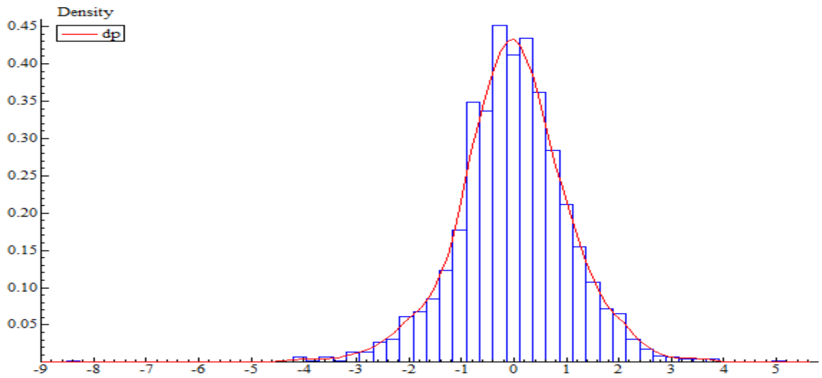
منبع: محاسبات پژوهش

همان‌طور که از جدول فوق مشاهده می‌شود، هم مقدار محاسبه شده آماره (قدرمطلق) بیشتر از مقادیر بحرانی است و هم prob آزمون کمتر از ۵٪ می‌باشد. در نتیجه سری تفاضل گیری شده مانا می‌باشد. نمودار مربوط به سری تفاضل گیری شده به شکل نمودار (۳) می‌باشد.



شکل ۳- نمودار تفاضلی قیمت نفت

نمودار توزیع مربوط به داده‌های تفاضل گیری شده قیمت نفت خام اوپک به‌صورت نمودار (۴) است.



شکل ۴- نمودار توزیع داده های سری تفاضلی داده‌ها

باتوجه به نمایش نمودار فوق مشاهده می‌شود که سری تفاضلی شده دارای توزیع نرمال می‌باشد و ما از این نکته برای برآورد مدل‌ها استفاده خواهیم کرد.

۴-۳- نتایج برآورد مدل‌های تک رژیمی و دورژیمی گارچ

در این بخش دقت پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌های رقیب برای نوسانات قیمت نفت خام در دوره‌های ۱، ۵، ۱۰ و ۲۲ روزه گزارش داده می‌شود. در جدول زیر مدل‌های مختلف به منظور پیش‌بینی برون نمونه‌ای نوسانات قیمت نفت خام بکار گرفته شده‌اند و توسط معیار جذر میانگین مربع خطای پیش‌بینی مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند.

جدول ۴- ارزیابی پیش‌بینی برون نمونه‌ای

مدل	1-step RMSE	5-step RMSE	10-step RMSE	22-step RMSE
Markov Switching GARCH	0.8877	0.81297	0.81757	0.8669
AR(1)-GARCH(1,1)	1.326	0.9481	0.8177	0.9122
MA(1)-GARCH(1.1)	1.228	0.9208	0.8019	0.9056
ARMA(1,1)-GARCH(1,1)	1.254	0.9275	0.8058	0.9073
ARMA(1,2)-GARCH(1.1)	1.254	0.9258	0.8049	0.9073
ARMA(2,1)-GARCH(1.1)	1.266	0.9302	0.8073	0.9082
ARMA(2,2)-GARCH(1,1)	1.238	0.9241	0.8039	0.9069
AR(1)-EGARCH(1,1)	1.348	0.9451	0.8161	0.9182
MA(1)-EGARCH(1.1)	1.252	0.9194	0.8012	0.9109
ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)	1.266	0.9230	0.8033	0.9119
ARMA(1,2)-EGARCH(1.1)	1.267	0.9231	0.8034	0.9129
ARMA(2,1)-EGARCH(1.1)	1.282	0.9268	0.8055	0.9129
ARMA(2,2)-EGARCH(1,1)	1.256	0.9205	0.8020	0.9122
AR(1)-IGARCH(1,1)	1.331	0.9473	0.8172	0.9137
MA(1)-IGARCH(1.1)	1.240	0.9212	0.8021	0.9075
ARMA(1,1)-IGARCH(1,1)	1.254	0.9280	0.8061	0.9093
ARMA(1,2)-IGARCH(1.1)	1.256	0.9258	0.8049	0.9091
ARMA(2,1)-IGARCH(1.1)	1.279	0.9311	0.8079	0.9102
ARMA(2,2)-IGARCH(1,1)	1.253	0.9253	0.8046	0.9090
AR(1)-FIEGARCH(1,1)	0.3864	0.9449	0.7508	0.8792
MA(1)-FIEGARCH(1.1)	0.3597	0.9201	0.7450	0.8756
ARMA(1,1)-FIEGARCH(1,1)	0.3720	0.9242	0.7458	0.8758
ARMA(1,2)-FIEGARCH(1.1)	0.3748	0.9240	0.7509	0.8790
ARMA(2,1)-FIEGARCH(1.1)	0.3782	0.9277	0.7446	0.8753
ARMA(2,2)-FIEGARCH(1,1)	0.3569	0.9207	0.7532	0.8801
AR(1)-GJR	0.4056	0.8595	0.7538	0.8779
MA(1)-GJR	0.3684	0.8472	0.7464	0.8744
ARMA(1,1)-GJR	0.3872	0.8487	0.7474	0.8751
ARMA(1,2)-GJR	0.3843	0.8573	0.7523	0.8774
ARMA(2,1)-GJR	0.3924	0.8466	0.7463	0.8747
ARMA(2,2)-GJR	0.3704	0.8620	0.7545	0.8784
AR(1)-HYGARCH(1,1)	0.4104	0.8685	0.7561	0.8753
MA(1)-HYGARCH(1.1)	0.3740	0.8551	0.7484	0.8722
ARMA(1,1)-HYGARCH(1,1)	0.3892	0.8564	0.7493	0.8727
ARMA(1,2)-HYGARCH(1.1)	0.3870	0.8626	0.7528	0.8743
ARMA(2,1)-HYGARCH(1.1)	0.3966	0.8530	0.7474	0.8721
ARMA(2,2)-HYGARCH(1,1)	0.3770	0.8674	0.7552	0.8752

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول فوق، مدل‌های برتر از لحاظ دقت پیش‌بینی بر اساس معیار خطای مذکور، مشخص و از قوی به ضعیف برای هر دوره رتبه بندی شده و در جدول ذیل گزارش داده می‌شود:

جدول ۵- ارزیابی پیش‌بینی برون نمونه‌ای

رتبه	5-step RMSE	مدل	رتبه	1-step RMSE	مدل
1	0.81297	Markov Switching GARCH	1	0.3569	ARMA(2,2)-FIGARCH(1,1)
2	0.8466	ARMA(2,1)-GJR	2	0.3684	MA(1)-GJR
3	0.8530	ARMA(2,1)-HYGARCH(1,1)	3	0.3740	MA(1)-HYGARCH(1,1)
4	0.9194	MA(1)-EGARCH(1,1)	4	0.8877	Markov Switching GARCH
5	0.9201	MA(1)-FIGARCH	5	1.228	MA(1)-GARCH(1,1)
6	0.9208	MA(1)-GARCH(1,1)	6	1.240	MA(1)-IGARCH(1,1)
7	0.9212	MA(1)-IGARCH(1,1)	7	1.252	MA(1)-GARCH(1,1)

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۶- ارزیابی پیش‌بینی برون نمونه‌ای

رتبه	20-step RMSE	مدل	رتبه	10-step RMSE	مدل
1	0.8669	Markov Switching GARCH	1	0.7446	ARMA(2,1)-FIGARCH
2	0.8721	ARMA(2,1)-HYGARCH(1,1)	2	0.7463	ARMA(2,1)-GJR
3	0.8744	MA(1)-GJR	3	0.7474	ARMA(2,1)-HYGARCH(1,1)
4	0.8753	ARMA(2,1)-FIGARCH	4	0.8012	MA(1)-EGARCH(1,1)
5	0.9056	MA(1)-GARCH(1,1)	5	0.8019	MA(1)-GARCH(1,1)
6	0.9075	MA(1)-IGARCH(1,1)	6	0.8021	MA(1)-IGARCH(1,1)
7	0.9109	MA(1)-EGARCH(1,1)	7	0.81757	Markov Switching GARCH

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج جداول (۵) و (۶) به شرح زیر می‌باشد:

در افق پیش‌بینی ۱ روزه، مدل‌های ARMA(2,2)-FIGARCH(1,1)، MA(1)-GJR و MA(1)-HYGARCH(1,1) به ترتیب بهترین مدل‌ها می‌باشند.

درافق پیش‌بینی ۵ روزه، مدل‌های Markov Switching GARCH، ARMA(2,1)-GJR و ARMA(2,1)-HYGARCH(1,1) دارای بیش‌ترین دقت می‌باشند.

در افق پیش‌بینی ۱۰ روزه، مدل‌های ARMA(2,1)-FIGARCH، ARMA(2,1)-GJR و ARMA(2,1)-HYGARCH(1,1) به ترتیب از دقت بالاتری برخوردار می‌باشند.

در افق پیش‌بینی ۲۲ روزه، Markov Switching GARCH، ARMA(2,1)-HYGARCH(1,1) و MA(1)-GJR مدل‌های برتر در دقت پیش‌بینی بلند مدت می‌باشند.

ارزیابی‌ها نشان می‌دهد که مدل‌های خانواده گارچ تنها در افق‌های ۱ و ۱۰ روزه توانسته‌اند عملکرد بهتری نسبت مدل تغییر رژیم مارکوف داشته باشند و در افق‌های ۵ و بخصوص ۲۲ روزه مدل تغیرر رژیم مارکوف از دقت بالاتری برخوردار بوده است.

۵- نتیجه گیری و بحث

از آنجایی که دوری از وجود نوسانات قیمت نفت اجتناب ناپذیر است، پیش‌بینی این نوسانات برای اقتصاد کشورهای وابسته به نفت بسیار حائز اهمیت می‌باشد. بنابراین مطالعه‌ی نوسانات از این منظر که نوسانات به سرعت بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد اثر گذار است، بسیار جالب توجه می‌باشد. از این‌رو پیش‌بینی نوسانات می‌تواند نقش مهمی در سیاست‌گذاری هر کشور ایفا کند. هرچقدر این پیش‌بینی‌ها دقیق‌تر باشد، قابل اتکاتر بوده و می‌تواند دیدی مناسبی به دولت‌مردان و سیاست‌گذاران در حیطه اقتصاد کلان دهد تا در بهبود وضعیت اقتصادی کشور کمک قابل ملاحظه‌ای صورت گیرد. در پژوهش صورت گرفته سعی برآن شد که مدل اصلی که مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ می‌باشد، با مدل‌های خانواده گارچ مقایسه شود و در دوره‌های کوتاه مدت و بلند مدت توسط معیار جذر میانگین مربع خطا مورد ارزیابی قرار گرفتند. نتایج حاصل از این پژوهش بیان می‌کندکه در ارزیابی و مقایسه مدل‌های مورد بررسی، در افق پیش‌بینی یک روزه، مدل حافظه بلندمدت گارچ FIGARCH(1,1) با میانگین ARMA(2,2) بهترین عملکرد را به خود اختصاص داد و بعد از آن مدل‌های MA(1)-GJR و گارچ هیپربولیک MA(1)-HYGARCH(1,1) به ترتیب رتبه‌های بعدی را از آن خود کردند. در افق پیش‌بینی ۵ روزه، مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ با مقدار خطای ۰/۸۱۲۹۷ دارای بالاترین دقت در پیش‌بینی نوسانات بود و پس از آن مدل‌های ARMA(2,1)-GJR و MA(1)-HYGARCH(1,1) قرار گرفتند. مدل‌های ARMA(2,1)-FIGARCH(1,1)، ARMA(2,1)-GJR و ARMA(2,1)-HYGARCH(1,1)َ نیز به ترتیب دارای دقت پیش‌بینی بهتری نسبت به سایر مدل‌ها در افق پیش‌بینی ۱۰ روزه داشتند. همچنین در افق ۲۲ روزه، باز هم مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ نسبت به سایر مدل‌های رقیب از دقت پیش‌بینی بالاتری برخوردار گردید و پس از آن مدل‌های ARMA(2,1)-HYGARCH(1,1) و MA(1)-GJR مدل‌های برتر بودند. نتایج گزارش شده حاکی از این است که در افق پیش‌بینی بلند مدت فرضیه ذکر شده در بخش اول درست بوده و مدل تغییر رژیم مارکوف در پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام اوپک عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها داشته است. اما در افق پیش‌بینی کوتاه مدت فرضیه گفته شده در عمل اجرایی نشده و در بازهٔ مورد بررسی ما مدل تغییر رژیم مارکوف نتواست بهترین عملکرد را داشته باشد.

فهرست منابع

* امامی میبدی، علی، آماده، حمید معمارزاده، عباس و قاسمی نژاد، امین. (۱۳۹۲). کاربرد الگوریتم جستجوی گرانشی و مدل ناهمسانی واریانس شرطی خود توضیح تعمیم یافته در مدل‌سازی قیمت نفت تک محموله ایران (رویکرد: انتظارات تطبیقی)، ویژه‌نامه انرژی، شماره ۱۴، صص ۱-۲۳.
* اندرس، والتر/ شوال‌پور، سعید و صادقی، مهدی. (۱۳۸۶). اقتصاد سنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، جلد یکم، دانشگاه امام صادق.
* بکی حسکوئی، مرتضی و خواجه‌وند، فاطمه. (۱۳۹۳). پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی نفت با استفاده از مدل‌های گارچ و مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۲۳، صص ۸۵-۱۰۸.
* خلیل‌زاده، امیرحسین و نیکوکار، مسعود. (۱۳۸۵). مدل GARCH برای تغییر پذیری‌های قیمت نفت خام، مجله اقتصادی، شماره ۵۷ و ۵۸، صص ۵-۲۲.
* راسخی، سعید، خانعلی‌پور، امیر و خسروانی، فاطمه. (۱۳۹۳). ارزیابی خانواده مدل‌های GARCH در پیش‌بینی نوسانات بازار سهام (مطالع موردی: بازار بورس اوراق بهادار تهران). کنفرانس بین‌المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی.
* زهره‌وند، نفیسه، صادقی‌فر، مجید، بشیری، حسن و زهره‌وند، یونس. (۱۳۹۱). مقایس مدل‌های SVR و GARCH در پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۳۴، صص ۱۳۷-۱۶۰.
* فلاح‌پور، سعید و میرزایی، امیر هداوند. (۱۳۹۴). پیش‌بینی نوسانات بازده طلا با استفاده از مدل گارچ ناپارامتری و مقایسه آن با مدل‌های گارچ پارامتری. مجله مهنسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۶.
* کمیجانی، اکبر، نادری، اسماعیل و علیخانی، نادیا. (۱۳۹۱). مقایسه انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی در مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۳۵، صص ۱۲۱-۱۴۶.
* Abounoori, E., Elmi, Z. M., & Nademi, Y. (2016). Forecasting Tehran stock exchange volatility; Markov switching GARCH approach. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 445: 264-282.
* Bollerselv, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, Journal of Econometrics, 31: 307-327.
* Dueker, M. J. (1997). Markov switching in Garch process and Mean-reverting stock market volatility, Journal of Business and Economic statistics, 15: 26-34.

* Engle, R. F. (2001). Garch 101: The use of Arch.Garch models in applied econometrics, Journal of Economics Perespectives, 15: 157-168.
* Gray, S. (1996). Modelling the conditional distribution of Intrest rates as a regime-switching process, Journal of Financial Economics, 42: 27-62.
* Goudarzi, H. (2010). Modeling long memory in the Indian stock market using fractionally integrated EGARCH model. International Journal of Trade, Economics and Finance, 1(3): 231.
* Hamilton, J. D. (1994). and Sasmel, R., Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime, Journal of Econometrics, 64: 307-332.
* Kang, H. S., Yoon, Seon M., (2013). Modelling and forecasting the volatility of petroleum future prices, Energy Economics, 36: 354-362.
* Lee chee, N., (2009). Application of Arima and Garch models in forecasting crude oil prices.
* Lux, T., Segnon, M., Gupta, R., (2015). Modelling forecasting crude oil price volatility: Evidence from historical and recant data, FinMap_ Working paper, vol. 31.
* Marcucci, J., (2005). Forecasting stock market volatility with regime-switching Garch models, Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 9: 1-55.
* Marcucci, J., (2015). Forecasting stock market volatility with regime-switching Garch models, Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 9: 1-55.
* Mohammadi, F., Rezakhah, S., (2017). Smooth transition HYGARCH model: Stability and Forecasting.
* Nelson, B. D., (1990). Stationary and Persistence in the GARCH(1,1) model, Econometric Theory, 6: 318-334.
* Saltik, O., Ural, M., Degrimen, S. (2016). Volatility modelling in crude oil and natural gas prices, Procedia Economics and Finance, 38: 476-491.
* Zhang, Y., Yao, T., He, L., (2015). Forecasting crude oil market volatility: Can the regime switching GARCH model beat the single-regime GARCH models?, statistical finance.

یادداشت‌ها

[1] R. Engle
[2] D. Hendry
[3] Bollerslev
[4] Auto Regressive
[5] Auto Regressive Moving Average
[6] Root Mean Square Errore
[7] Auto Regressive Fractional Integrated Moving Average (ARFIMA)
[8] Exponential GARCH
[9] Power GARCH
[10] Buhlmann & Mcneil
[11] Lee Chee
[12] Kang and Yoon
[13] Lux, Segnon and Gupta

[14] Markov Switching Multifractral
[15] Zhang
[16] Saltik, Oral and Degrimen
[17] Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.
[18] Golsten,Jagannathan and Runkle GARCH
[19] Fractional Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[20] Fractional Integrated Asymmetic power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.
[21] Fractionally Integrated Exponential GARCH
[22] Hyperbolic GARCH
[23] Markov Regime Switching GARCH
[24] Goudarzi
[25] Markov Regim Switching GARCH Model
[26] Jarque Bera
[27] Dickey-Fuller