فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی
سال اول، شماره ۱، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۱۳۲-۱۰۱

آیا نوسانات بازار نفت دارای حافظه بلندمدت است؟

دکتر سعید راسخی* و امیر خانعلی‌پور**

تاریخ دریافت: ۱۰ مهر ۱۳۸۹ تاریخ پذیرش: ۳۰ آذر ۱۳۹۰

این مقاله ویژگی حافظه بلندمدت در نوسانات بازدهی بازار نفت را مورد بررسی قرار می‌دهد. برای این منظور، از انواع مدل‌های بلندمدت واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی شامل FIGARCH-BBM، FIGARCH-Chung، FIEGARCH، FIAPARCH-BBM و FIAPARCH-Chung و کوتاه‌مدت شامل GARCH، EGARCH، GJR و APARCH با سه فرض متفاوت توزیع نرمال، توزیع t- استیودنت و توزیع خطای عمومی استفاده شده است. نتایج برآوردهای تمامی مدل‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت حاکی از وجود حافظه بلندمدت در نوسانات بازدهی در بازار نفت است. همچنین، با توجه به معیار آکائیک، در بین مدل‌های بلندمدت، بهترین عملکرد در مدل‌سازی نوسانات مربوط به مدل FIAPARCH-Chung با فرض توزیع t- استیودنت است. براساس معیار شوارز نیز مدل FIGARCH-Chung با فرض توزیع t بهترین مدل است. نتایج نشان می‌دهد در مقایسه مدل‌های کوتاه‌مدت با بلندمدت، مدل‌های بلندمدت با در نظر گرفتن ویژگی حافظه بلندمدت نوسانات، عملکرد بهتری را نسبت به مدل‌های کوتاه‌مدت از خود نشان می‌دهند. سرانجام اینکه نتایج حاکی از آن است که فرض‌های نامتقارن شامل توزیع t و GED فرض‌های مناسب‌تری برای جملات پسماند نسبت به فرض توزیع نرمال است.

واژه‌های کلیدی: حافظه بلندمدت، نوسانات، FIGARCH، FIEGARCH، FIAPARCH.
طبقه‌بندی JEL: C22، C50، Q47.

* دانشیار و عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران srasekhi@umz.ac.ir
** پژوهشگر و مدرس دانشگاه پیام نور- مرکز زنجان Amir_Khanalipour@yahoo.com

۱. مقدمه

مدل‌سازی صحیح نوسانات در بازارهای مالی یکی از مقوله‌های مهم و مورد توجه در مباحث اقتصادسنجی به‌ویژه در دهه‌های اخیر بوده است. به اعتقاد پون و گرنجر[1]، گرچه نوسانات دقیقاً همان ریسک نیست، ولی وقتی به عنوان نااطمینانی از آن یاد می‌شود، به یک متغیر اساسی در بسیاری از مطالعات کاربردی بازارهای مالی تبدیل می‌شود. چرا که مدل‌سازی صحیح نوسانات در سرمایه‌گذاری، تعیین سبد دارایی، معاملات اختیاری، بازارهای آتی و مدیریت ریسک و پیش‌بینی نوسانات آتی از اهمیت شایان توجهی برخوردار هستند.

انگل[2] با معرفی مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی (ARCH)[3] و سپس بولرزلو[4] با گسترش این مدل و ارائه مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH)[5] گامی اساسی در مدل‌سازی صحیح نوسانات برداشتند. به دنبال آنها بسیاری از مطالعات با استفاده از مدل GARCH ویژگی‌های عمده بازارهای مالی از قبیل ناهمسانی واریانس، متغیر بودن واریانس بازدهی در طول زمان، نوسانات خوشه‌ای[6]، کشیدگی مازاد و وجود دمب‌های پهن بازدهی در بازارهای مالی را مورد بررسی قرار دادند. با این حال مدل GARCH در تبیین ویژگی نامتقارن اثر شوک‌ها بر نوسانات ناتوان بود. این مشکل با معرفی مدل‌های نامتقارن گارچ با ویژگی‌های متفاوت حل شد.

یکی دیگر از ویژگی‌های بازارهای مالی از جمله بازار نفت وجود حافظه بلندمدت[7] است. در یک فرآیند مانای نوسانات (فرایند $I(0)$)، اثر یک شوک خارجی بر نوسانات با نرخ نمایی کاهش می‌یابد. در حالی که وقتی با یک فرآیند نامانا مواجه باشیم ($I(1)$ بودن سری زمانی) بر اثر یک شوک خارجی بر نوسانات، بازگشت به واریانس غیرشرطی وجود نخواهد داشت و اثر شوک‌ها بر نوسانات، دائمی تلقی خواهد شد. اما نکته اینجاست که فرض ۱ و ۰ = d ($I(0)$ و $I(1)$) فرض بسیار محدودکننده‌ای است.[8] به‌طوری که ممکن است با یکبار تفاضل‌گیری ($d = 1$) با مشکل بیش‌تفاضل‌گیری[9] روبرو باشیم. پس پارامتر تفاضل‌گیری نه الزاماً عدد صحیح بلکه می‌تواند یک

1. Poon and Granger (2003)
2. Engel (1982)
3. Autoregressive Conditional Heteroskedastity (ARCH)
4. Bollerslev (1986)
5. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastity (GARCH)
6. Volatility Clustering
7. Long Memory
8. Wilkins (2004)
9. Over-Differencing

عدد غیرصحیح باشد. از این رو برای مدل‌سازی نوسانات شرطی مدل‌های جمعی کسری GARCH یعنی FIGARCH[1] و صورت‌های گسترش یافته آن معرفی شدند. منطق مدل‌های مختلف FIGARCH این است که پارامتر تفاضل‌گیری نه الزاماً یک عدد صحیح بلکه می‌تواند یک عدد غیرصحیح باشد. در واقع حافظه بلندمدت شکل خاصی از پویایی خطی است که مدل‌سازی آن با استفاده از روش‌های خطی امکان‌پذیر نبوده و بنابراین ضرورت استفاده از مدل‌های غیرخطی احساس می‌شود. همچنین، با وجود حافظه بلندمدت، قیمت‌گذاری اوراق مشتقه با استفاده از روش‌های سنتی، مناسب نبوده و استنتاج‌های آماری که از مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر آزمون‌های استاندارد آماری مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای حاصل می شود، توجیه خود را از دست می‌دهند.[2]

طبق فرضیه کارای بازار ارائه شده توسط فاما[3]، در یک بازار مالی کارا، بازدهی دارای رفتار گام تصادفی بوده و بازدهی‌های آتی توسط بازدهی‌های دوره گذشته قابل پیش‌بینی نخواهد بود. اما اگر بازدهی یک دارایی مالی (مانند بازار نفت) دارای حافظه بلندمدت باشد، آنگاه بازدهی‌های آتی دارایی مالی توسط بازدهی‌های گذشته آن قابل پیش‌بینی خواهد بود. همین امر برای نوسانات بازدهی نیز صادق است؛ در این صورت فرضیه کارایی بازار، کارایی خود را از دست خواهد داد.[4] دلیل این امر در آن است که به هنگام وجود حافظه بلندمدت، بازار به سرعت نمی‌تواند تمامی اطلاعات را جذب نموده و در نتیجه تأثیر اطلاعات جدید بر بازدهی و نوسانات بازدهی دیده نمی‌شود.

پس از معرفی مدل FIGARCH، مطالعاتی برای مدل‌سازی صحیح نوسانات صورت گرفته است. با این وجود، این مطالعات بیشتر مربوط به بازار سهام بوده و به نظر می‌رسد مطالعه جامعی که نوسانات بازار نفت را با توجه به ویژگی احتمالی حافظه بلندمدت بودن آن مدل‌سازی کند، وجود ندارد. کورکماز، چویک و اوزتاچ (۲۰۰۹) و نیز کاسمن و تورن[5] به صورت جداگانه با استفاده از داده‌های روزانه بازدهی و توسط الگوی ARFIMA-FIGARCH وجود ویژگی حافظه بلندمدت بازدهی و نیز نوسانات بازار سهام ترکیه را تأیید کردند. کریستنسن و نیلسن[6] نیز

1. Fractionally Integrated Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (FIGARCH)
۲. کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۰)
3. Fama (1970)
4. Korkmaz, *et al* (2009)
5. Kasman, and Torun (2007)
6. Christensen, Nielsen and Zhu (2009)

ویژگی حافظه بلندمدت نوسانات و نیز اثرات گارچ در میانگین سود توزیع شده شاخص S&P با استفاده از الگوی FIEGARCH-M را بررسی کردند. نتایج آنها نیز بیان‌کننده وجود حافظه بلندمدت در شاخص یادشده است. کونراد، ژیانگ و کارانوساس[1] نیز با استفاده از الگوی FIAPARCH پیش‌بینی‌پذیری نوسانات بازار ارز را در حضور حافظه بلندمدت بررسی کردند. شواهد حاکی از وجود قدرت و انعطاف‌پذیری بالای این مدل در مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار ارز است.

این مقاله در ۵ بخش ارائه شده است. پس از مقدمه، توصیف داده‌های تحقیق در بخش دو ارائه شده است. در بخش سوم، آزمون تجربی ویژگی حافظه بلندمدت نوسانات بازار نفت انجام شده است. بخش چهارم به نتیجه‌گیری اختصاص دارد. کتابنامه مقاله و پیوست(روش‌شناسی نحوه مدل‌سازی نوسانات با توجه به حافظه بلندمدت) در انتهای مقاله آمده است.

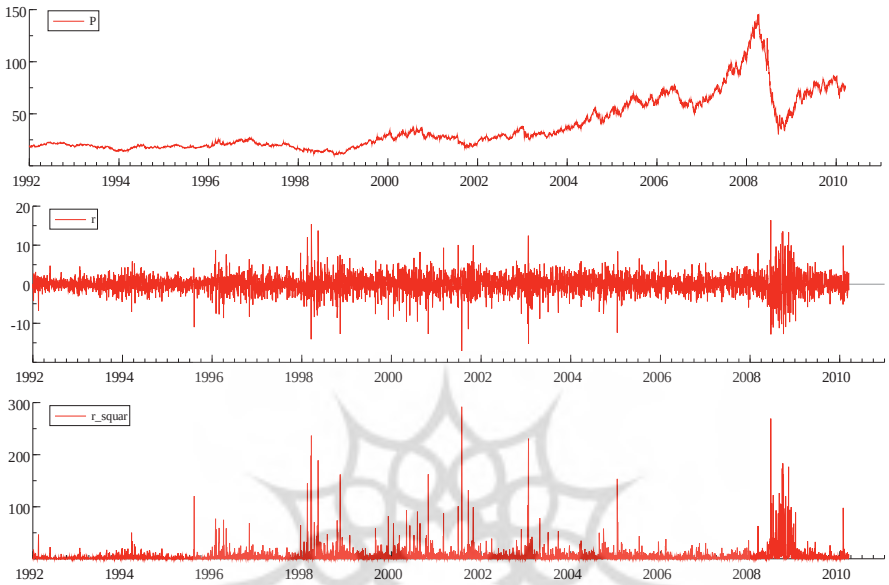
۲. توصیف داده‌ها

این مقاله از داده‌های روزانه قیمت وست تگزاس اینترمدیت (WTI)[2] برای دوره ۱۹۹۲/۰۱/۰۱ تا ۲۰۱۰/۰۳/۱۶ شامل ۴۷۴۹ روز استفاده می‌کند. داده‌های مطالعه از سایت اطلاعات انرژی امریکا[3] استخراج شده است. بازدهی قیمت از تفاضل لگاریتمی مرتبه اول قیمت نفت خام طبق رابطه $r_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})]*100$ محاسبه شده است که در آن P_t قیمت نفت خام WTI در روز t و r_t بازدهی قیمت نفت خام را در روز t نشان می‌دهد. نمودار ۱، نمودار سری قیمت نفت خام و سری بازدهی را نشان می‌دهد.

با توجه به نمودار ۱، سری قیمت، نامانا و برعکس سری بازدهی مانا است. نتایجی که توسط آزمون‌های دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم‌یافته و نیز فیلیپس- پرون تأیید می‌شوند.[4] همچنین از نمودار ۱ چنین بر می‌آید که سری بازدهی دارای نوسانات خوشه‌ای است. بدین معنی که نوسانات کم با نوسانات کم و بر عکس، نوسانات بالا با نوسانات بالا همراه است. به بیان دیگر، نوسانات هر روز به مقدار نوسانات روزهای قبل بستگی دارد. این مفهوم دلالت بر وجود اثرات آرچ در سری

1. Conrad and Karanasos (2003)
2. West Texas Intermediate (WTI)
3. Energy Information Administration (www.eia.doe.gov)
۴. نتایج برای صرفه‌جویی ارائه نشده است.

بازدهی دارد. پس استفاده از مدل‌های گارچ جهت مدل‌سازی نوسانات، امکان‌پذیر به نظر می‌رسد. جدول ۱ نیز آماره‌های توصیفی سری بازدهی را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. نمودار سری قیمت، بازدهی و مجذور بازدهی نفت خام در دوره مورد بررسی

مأخذ: براساس داده‌های تحقیق

جدول ۱. آماره‌های توصیفی بازدهی قیمت نفت خام در دوره مورد بررسی

آماره جارک- برا	چولگی	کشیدگی	انحراف معیار	مینیمم	ماکسیمم	میانگین
۱۹۳۶/۱*	-۰/۱۸۵	۵/۱۰۴	۲/۴۲۷	-۱۷/۰۹۲	۱۶/۴۱۴	۰/۰۲۹

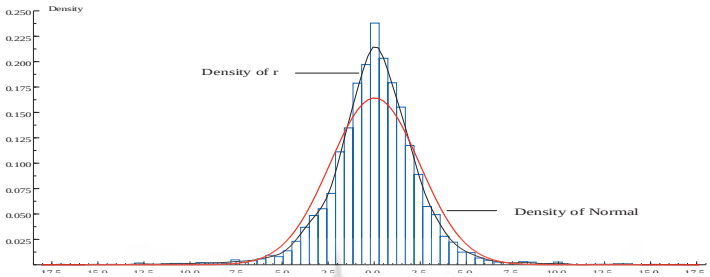
* نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱٪ خطا است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقدار آماره کشیدگی مازاد[1] (۵/۱۰۴) بزرگتر از ۳ بوده که به معنی آن است توزیع سری بازدهی کشیده‌تر از توزیع نرمال است. پس، عوامل بازار کاهش یا افزایش‌های ناگهانی بازدهی را محتمل‌تر می‌دانند. همچنین، مقدار آماره چولگی[2] (۰/۱۸۵-) نیز منفی بوده و نشانگر آن است که توزیع سری نسبت به توزیع نرمال هر چند مختصر، دارای چولگی منفی است. یعنی، عوامل بازار

1. Excess Kurtosis
2. Skewness

وقوع بازدهی‌های مثبت را محتمل‌تر می‌دانند. آماره جارک-برا[1] نیز که دارای توزیع χ^2 بوده و نرمال بودن سری بازدهی را مورد آزمون قرار می‌دهد، در سطح ۱٪ خطا معنی‌دار بوده و بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن سری بازدهی، رد می‌شود. نمودار ۲ به خوبی توزیع غیرشرطی سری بازدهی را در مقابل توزیع نرمال نشان می‌دهد.



نمودار ۲. نمودار توزیع بازدهی قیمت نفت خام در مقابل توزیع نرمال

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲ برای آزمون وجود خودهمبستگی بین سری بازدهی و مجذور بازدهی به ترتیب آماره Q و Q^2 با توزیع χ^2 را برای وقفه‌های ۵، ۱۰، ۲۰ و ۵۰ نشان می‌دهد. در هر دو سری بازدهی و مجذور بازدهی، در سطح خطای ۱٪ فرضیه صفر مبنی بر نبود همبستگی سریالی رد می‌شود. نتیجه‌ای که چندان دور از ذهن نبود.

جدول ۲. آماره Q و Q^2 به ترتیب برای سری بازدهی و مجذور بازدهی قیمت نفت خام

آماره Q^2 برای سری بازدهی		آماره Q برای سری بازدهی	
$Q^2(5) = ۷۵۶/۲۰۸$	[۰/۰۰۰]	$Q(5) = ۱۳/۸۲۹۵$	[۰/۰۱۶]
$Q^2(10) = ۱۰۲۷/۷۳$	[۰/۰۰۰]	$Q(10) = ۲۷/۸۷۴۴$	[۰/۰۰۱]
$Q^2(20) = ۱۷۹۲/۴۵$	[۰/۰۰۰]	$Q(20) = ۴۴/۱۸۰۰$	[۰/۰۱۴]
$Q^2(50) = ۳۴۱۰/۳۶$	[۰/۰۰۰]	$Q(50) = ۱۰۳/۴۴۶$	[۰/۰۰۰]

داخل براکت نشان‌دهنده سطح احتمال است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Jarque-Bera

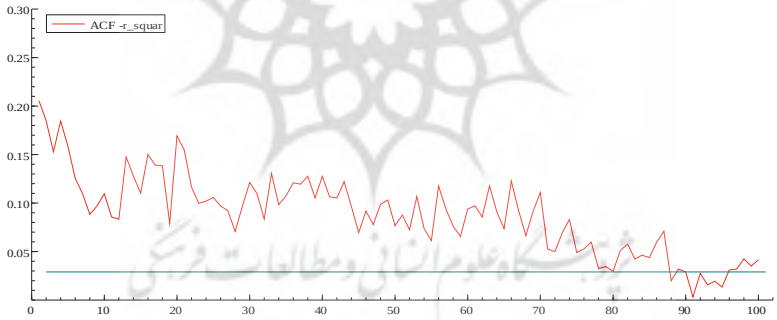
لازم به ذکر است قبل از استفاده از مدل‌های گوناگون ARCH تنها به تحلیل نموداری نمی‌توان بسنده کرد و می‌بایست از وجود اثرات ARCH یا ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی اطمینان حاصل کرد. بدین منظور از آزمون LM-ARCH که دارای توزیع F است، استفاده می‌شود. این آزمون فرضیه صفر مبنی بر نبود اثرات ARCH را مورد آزمون قرار می‌دهد. براساس نتایج این آزمون در جدول ۳، فرضیه صفر رد شده و سری بازدهی دارای ناهمسانی واریانس شرطی است و می‌توان از مدل‌های ARCH برای مدل‌سازی نوسانات استفاده نمود. این یافته با توجه به وجود خودهمبستگی در مجذور سری بازدهی نیز قابل پیش‌بینی بود.

جدول ۳. آزمون LM-ARCH برای سری بازدهی در دوره مورد بررسی

آزمون LM-ARCH برای وقفه ۲	F(۲/۴۷۴۴) = ۱۶۱/۰۰	[۰/۰۰۰]
آزمون LM-ARCH برای وقفه ۵	F(۵/۴۷۳۸) = ۹۶/۷۱۹	[۰/۰۰۰]
آزمون LM-ARCH برای وقفه ۱۰	F(۲/۴۷۴۴) = ۵۰/۹۷۷	[۰/۰۰۰]

اعداد داخل براکت نشان‌دهنده سطح احتمال است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۳. نمودار تابع ACF مجذور بازدهی قیمت نفت خام در دوره مورد بررسی

مأخذ: نتایج تحقیق

همچنین، می‌توان نکته قابل توجهی از بررسی تابع ACF سری مجذور بازدهی قیمت نفت خام (به عنوان شاخصی برای نوسانات) استنباط کرد. به‌ویژه نمودار ۳ نمودار تابع ACF بازدهی را برای یک دوره طولانی‌مدت ۱۰۰ وقفه‌ای نمایش می‌دهد. همان‌گونه که از نمودار ۳ نمایان است، تابع ACF مجذور سری بازدهی تا وقفه ۸۰ صفر نبوده، که مفهوم آن این است که اثر شوک‌های

خارجی بر مجذور بازدهی دارای ماندگاری بالا بوده و اثرات آن تا وقفه‌های طولانی باقی می‌ماند. یعنی اثر شوک‌ها نه به صورت نمایی و سریع بلکه به صورت هیپربولیک و بسیار کند تمایل به کاهش دارد. بنابراین، پیش از هرگونه نتیجه‌گیری، انتظار می‌رود شاهد وجود حافظه بلندمدت در نوسانات بازدهی باشیم.

۳. آزمون تجربی ویژگی حافظه بلندمدت نوسانات بازار نفت

پس از انجام مطالعاتی در آماره‌های توصیفی، وجود اثرات آرچ در سری بازدهی محرز شد. پس برای مدل‌سازی نوسانات می‌توان از مدل‌های گوناگون GARCH استفاده نمود. از سوی دیگر، بررسی تابع ACF سری مجذور بازدهی، مؤید وجود حافظه بلندمدت در نوسانات بود. در ادامه، انواع مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت GARCH برای آزمون فرضیه و انتخاب مدل مناسب برای مدل‌سازی نوسانات با حضور احتمالی حافظه بلندمدت در آن برآورد می‌شوند. بعد از برآورد، با توجه به معیار آکائیک و شوارتز[1] که می‌بایست کمترین مقدار را اختیار کنند، مدل مناسب انتخاب شده و با توجه به معنی‌داری پارامتر d برآوردی در معادله نوسانات شرطی، نسبت به وجود یا وجود نداشتن حافظه بلندمدت اطمینان حاصل خواهد شد.

مرحله نخست پیش از انتخاب نوع مدل گارچ، تعیین معادله بهینه میانگین شرطی است. بدین منظور مطابق چنگ[2] مدل $ARMA(m,n)$ برای $m+n \leq ۲$ برای سری بازدهی اجرا می‌شود. با توجه به تابع ACF سری بازدهی و نیز معیارهای آکائیک و شوارز مدل‌های مختلف ARMA برآوردی، در نهایت مدل $ARMA(۱,۱)$ انتخاب می‌شود. در مرحله بعد، وقفه‌های p و q برای مدل GARCH انتخاب می‌شود. برای این منظور نیز مدل GARCH برای وقفه‌های $p+q \leq ۲$ اجرا شده و با توجه به معیارهای آکائیک و شوارز، وقفه‌های $p=q=۱$ به عنوان وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود. با این اوصاف، در ابتدا مدل‌های متقارن و نامتقارن کوتاه‌مدت واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی برای سه فرض توزیع نرمال، t- استیودنت و توزیع خطای عمومی برای جملات پسماند مدل برآورد شده و معیارهای آکائیک و شوارز آنها مد نظر قرار می‌گیرد. نتایج در جدول‌های ۴ و ۵ آمده است.

---

1. Akaik and Schwartz Information Criterion
2. Cheung (1993)

پیش از تفسیر ضرایب می‌بایست نسبت به نیکویی برازش مدل‌ها اطمینان حاصل نمود. در قسمت سوم هر جدول آماره‌های تشخیصی هر مدل قید شده است. آماره کشیدگی مازاد در تمامی مدل‌ها کمتر از ۲ است که نشان می‌دهد پسماندهای مدل، کشیدگی بیشتر از توزیع نرمال ندارند. آماره چولگی نشان‌دهنده میزان چولگی پسماندها هر مدل است. در تمامی مدل‌ها این آماره کمیت منفی اختیار کرده که نشان‌دهنده انحراف از توزیع نرمال است. آماره جارگ برا (J-B) قویاً فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندهای هر مدل را رد می‌کند.

آماره $Q(۵۰)$ و $Q^{۲}(۵۰)$، به ترتیب آماره یانگ باکس برای پسماند و مجذور پسماندهای هر مدل است و در سطوح حداقل ۱۰٪ خطا، نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی سریالی در پسماندها و مجذور پسماندهای هر مدل است. همچنین، آزمون LM-ARCH نیز نشان‌دهنده باقی‌نماندن اثرات آرچ در پسماندهای هر مدل است. این آماره‌ها بیانگر تصریح مناسب مدل‌های برآوردی است. پس از اطمینان از تصریح مناسب مدل‌ها، حال به بیان ویژگی‌ها و پارامترهای برآوردی می‌پردازیم. در مدل GARCH شرط کافی جهت مثبت بودن واریانس شرطی مشاهده می‌شود. (این شرط برای توزیع نرمال $۰ < ۰/۰۵۸$ و $۰ < ۰/۹۳۵$ است). همچنین، مجموع ضرایب آرچ و گارچ برابر $۰/۹۹۳ = ۰/۰۵۸ + ۰/۹۳۵ < ۱$ که بسیار نزدیک به یک است. پس اثر شوک‌ها بر نوسانات، ماندگاری بالایی دارد و می‌توان نسبت به وجود حافظه بلندمدت در نوسانات امیدوار بود. مشابه فرض نرمال، شرط کافی برای مثبت بودن واریانس مدل GARCH برای فرض‌های t و توزیع خطای عمومی نیز مشاهده می‌شود. همچنین، مجموع ضرایب جملات آرچ و گارچ برای هر دو فرض، نزدیک به یک و کوچکتر از آن برآورد شده است. در مدل گارچ با فرض توزیع t، پارامتر t، ۶/۴۰۲ و برای توزیع خطای عمومی، پارامتر GED، ۱/۳۴۹ برآورد شده است و از لحاظ آماری با ۹۹٪ اطمینان معنی‌دار است. مقدار آماره آکائیک و شوارز در مدل GARCH با فرض توزیع t به ترتیب برابر ۴/۳۴۸۲ و ۴/۳۶۰۲۹ است که مقدار کمتری نسبت به فرض‌های رقیب اختیار می‌کند. همچنین، مقدار این آماره‌ها برای فرض توزیع GED نسبت به توزیع نرمال نیز کمتر است. این یافته نشان‌دهنده این واقعیت است که فروض نامتقارن برای پسماندها نسبت به فرض توزیع نرمال، فرض‌های مناسب‌تری است.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت GARCH و EGARCH قیمت نفت خام در دوره مورد بررسی

	ARMA-GARCH			ARMA-EGARCH		
	Normal	**t-Student**	**GED**	**Normal**	**t-student**	**GED**
ω (M)	۰/۰۳۵	۰/۰۵۹***	۰/۰۵۴**	۰/۰۳۷	۰/۰۵۴**	۰/۰۵۱
	(۱/۳۶۸)	(۲/۳۳)	(۲/۰۴۸)	(۱/۵۴۸)	(۱/۷۴۳)	(۱/۴۷۳)
AR(۱)	۰/۸۶۹***	۰/۸۰۶***	۰/۸۱۳***	۰/۸۵۱***	۰/۶۴۰	۰/۷۷۴***
	(۱۴/۹۱)	(۱۰/۳۲)	(۷/۳۵۸)	(۱۴/۱۷)	(۱/۶۱۷)	(۳/۸۰۶)
MA(۱)	−۰/۸۹۵***	−۰/۸۲۱***	−۰/۸۳۰***	۰/۸۸۰***	−۰/۶۵۸***	−۰/۷۹۴***
	(−۱۶/۴۸)	(−۱۰/۵۶)	(−۷/۷۳۳)	(−۱۵/۷۳)	(−۱/۶۷۶)	(−۳/۹۹۸)
ω (V)	۰/۰۴۴***	۰/۰۳۹۱***	۰/۰۴۱***	۲/۱۸۹***	۶/۷۲۷***	۱/۵۴۸***
	(۲/۲۷۷)	(۳/۳۲۱)	(۲/۹۶۴)	(۸/۱۶۰)	(۴۶/۷۷)	(۹/۲۳۰)
ARCH(Phil)	۰/۰۵۸***	۰/۰۴۳***	۰/۰۴۸***	−۰/۴۰۹**	−۷/۵۶۰***	−۰/۳۶۹**
	(۴/۳۱۲)	(۶/۴)	(۵/۶۱۳)	(−۱/۹۰۱)	(−۱۹/۴۰)	(−۱/۹۰۵)
GARCH(Beta1)	۰/۹۳۵***	۰/۹۴۹***	۰/۹۴۴***	۰/۹۹۰***	۰/۹۹۷***	۰/۹۹۲***
	(۶۳/۷۰)	(۱۲۷/۲)	(۹۹/۲۹)	(۲۱۷/۵)	(۴۴۵۷)	(۳۵۳/۶)
EGARCH(Theta1)	–	–	–	−۰/۰۲۳	۰/۰۰۲	−۰/۰۲۵
				(−۱/۱۳۲)	(۵/۵۵)	(−۱/۵۳۵)
EGARCH(Theta2)	–	–	–	۰/۲۰۹***	۰/۰۰۰۴***	۰/۱۶۸***
				(۴/۴۵۶)	(−۱۴۱/۲)	(۴/۰۳۵)
Student(DF)	–	۶/۴۰۲***	–	–	۵/۱۲۰***	–
		(۱۰/۸۹)			(۱۵/۶۳)	
G.E.D.(DF)	–	–	۱/۳۴۹***	–	–	۱/۳۴۹***
			(۲۸/۹۲)			(۲۸/۱۴)
Log Likelihood	−۱۰۴۴۴/۶	−۱۰۳۱۷/۹	−۱۰۳۳۴/۳	−۱۰۴۴۲/۴	−۱۰۴۴۳	−۱۰۳۳۱
Excess Kurtosis	۲/۳۷۳	۲/۵۵۴	۲/۵۰۴	۲/۵۲۳	۳/۷۷۷	۲/۷۲
Skewness	−۰/۲۷۳	−۰/۲۶۲	−۰/۲۶۷	−۰/۲۸۲	−۰/۳۱۳	−۰/۲۹۵
J-B	۱۱۷۶/۶***	۱۳۴۵/۸***	۱۲۹۸/۱***	۱۳۲۳/۱***	۲۹۰۱/۶***	۱۵۳۹/۶***
ARCH(۱–۱۰)	۲/۷۴۳۱	۳/۵۲۷	۳//۱۶	۳/۹۲۳	۲۷/۲۸۴	۴/۴۱۳
Q(۵۰)	۵۳/۶۸	۵۲/۹۰۵	۵۲/۵۶	۵۵/۲۵۳	۷۱/۶۶	۵۴/۷۲۰
Q^2 (۵۰)	۶۵/۰۳	۷۳/۶۹۶	۶۹/۴۶	۷۷/۲۶۸	۹۹۰/۲۰۳	۸۲/۰۹
Akaike	۴/۴۰۱۲	۴/۳۴۸۲	۴/۳۵۵۱	۴/۴۰۱۱۱	۴/۴۰۲۰۸۸	۴/۳۵۴۶۹۱
Schwarz	۴/۴۰۹۳	۴/۳۶۰۲۹	۴/۳۶۴۷	۴/۴۱۲۰	۴/۴۱۴۳۴۱	۴/۳۶۹۱

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t است. ***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ خطا است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. نتایج برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت APARCH و GJR قیمت نفت خام در دوره مورد بررسی

	ARMA-APARCH			ARMA-GJR		
	Normal	**t-Student**	**GED**	**Normal**	**t-student**	**GED**
ω (M)	۰/۰۳۰	۰/۰۵۴**	۰/۰۴۹**	۰/۰۳۳	۰/۰۵۷	۰/۰۵۲*
	(۱/۲۷۹)	(۲/۱۰۲)	(۲/۲۷)	(۱/۳۹۴)	(۲/۲۳۱)	(۲/۰۲۵)
AR(۱)	۰/۸۶۳***	۰/۷۹۴***	۰/۸۰۲***	۰/۸۶۸***	۰/۸۰۷***	۰/۸۱۲***
	(۱۴/۴۰)	(۸/۹۴)	(۵۰/۳۰)	(۱۴/۷۹)	(۱۰/۳۰)	(۷/۷۰۲)
MA(۱)	−۰/۸۹۱***	−۰/۸۱***	−۰/۸۲۱***	−۰/۸۹۵***	−۰/۸۲۲***	−۰/۸۳۰***
	(−۱۵/۸۴)	(−۹/۲۴۱)	(−۴۱/۹۹)	(−۱۶/۳۵)	(−۱۰/۵۷)	(−۸/۰۹۹)
ω (V)	۰/۰۳۱**	۰/۰۱۹***	۰/۰۲۴***	۰/۰۴۴**	۰/۰۳۹***	۰/۰۴۱***
	(۲/۰۹۵)	(۶/۶۴۸)	(۲/۴۷۸)	(۲/۲۵۹)	(۳/۲۸۶)	(۲/۹۳۱)
ARCH(Phil)	۰/۰۶۸***	۰/۰۵۱***	۰/۰۵۷***	۰/۰۵۶***	۰/۰۳۷۷***	۰/۰۴۴***
	(۴/۲۱۷)	(۶/۶۸۹)	(۵/۷۴۸)	(۳/۵۴۳)	(۴/۶۲۶)	(۴/۳۰۵)
GARCH(Beta1)	۰/۹۳۵***	۰/۹۵۳***	۰/۹۴۶***	۰/۹۳۵***	۰/۹۵۰***	۰/۹۴۵***
	(۶۰/۱۶)	(۱۳۳/۲)	(۹۷/۲۵)	(۶۲/۷۷)	(۱۲۸/۵)	(۹۹/۳۱)
GJR (Gamma1)	–	–	–	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۶
				(۰/۲۴۱)	(۰/۹۸۷)	(۰/۵۹۴)
APARCH(Gamma1)	۰/۰۵	۰/۱۵۲**	۰/۰۹۶	–	–	–
	(۰/۶۸۷)	(۱/۸۰۷)	(۱/۲۲)			
APARCH(Delta)	۱/۴۸۹***	۱/۲۴۲***	۱/۳۵۴***	–	–	–
	(۷/۲۰۵)	(۶/۹۶۳)	(۷/۳۱۲)			
Student(DF)	–	۶/۴۳۸***	–	–	۶/۴۱۳***	–
		(۱۰/۸۰)			(۱۰/۸۳)	
G.E.D.(DF)	–	–	۱/۳۴۹***	–	–	۱/۳۴۹***
			(۲۸/۴۶)			(۲۸/۸۳)
Log Likelihood	−۱۰۴۴۰	−۱۰۳۱۰	−۱۰۳۲۹	−۱۰۴۴۴	−۱۰۳۱۷	−۱۰۳۳۴
Excess Kurtosis	۲/۴۶۹	۲/۸۱۹	۲/۶۸۸	۲/۳۸۷	۲/۶۰۷	۲/۵۳
Skewness	−۰/۲۸۷	−۰/۳۰۶	−۰/۲۹۶	−۰/۲۷۷	−۰/۲۸۲	−۰/۲۷۸
J-B	۱۲۷۱/۹***	۱۶۴۷/۷***	۱۴۹۹/۵***	۱۱۸۸***	۱۴۰۸/۸***	۱۳۳۶***

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول ۵. نتایج برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت APARCH و GJR قیمت نفت خام در دوره مورد بررسی

	ARMA-APARCH			ARMA-GJR		
	Normal	t-Student	GED	Normal	t-student	GED
ARCH(۱-۱۰)	۵۴/۳۳	۴/۶۹۸	۳/۹۸۲	۲/۷۳	۳/۴۱۵	۳/۱۱۶
Q(۵۰)	۷۰/۴۲	۵۳/۶۵	۵۳/۰۹۹	۵۳/۶۷	۵۳/۰۳۶	۵۲/۶۲۸
Q^2 (۵۰)	۳/۱۹۵	۸۶/۲۷	۷۸/۴۳۹	۶۴/۶۹	۷۱/۶۳	۶۸/۴۰۶
Akaike	۴/۴۰۰۲۰	۴/۳۴۸۹۶	۴/۳۵۳۸۸	۴/۴۰۱۶	۴/۴۳۸۴۵	۴/۳۵۵۵۱
Schwarz	۴/۴۱۱۰۹	۴/۳۵۸۲۲	۴/۳۶۶۱۴	۴/۴۱۱۱۳	۴/۳۵۹۳۴	۴/۳۶۶۴۱

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t است.

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ خطا است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مدل EGARCH برای هر سه فرض برای پسماندها، ضریب Theta2 معنادار برآورد شده است. پس، شوک‌های مثبت و منفی اثر متفاوتی بر نوسانات دارند اما ضریب Theta1 که در صورت منفی بودن نشان‌دهنده وجود اثر اهرمی است، معنی‌دار نیست. چون مدل EGARCH از لگاریتم واریانس شرطی استفاده می‌کند، شرط لازمی برای مثبت بودن واریانس ندارد. پس، منفی بودن ضریب ARCH(Phil) خللی بر مدل وارد نخواهد کرد. آماره‌های نیکویی برازش نیز دلیلی بر تصریح مناسب مدل EGARCH است. در نهایت با توجه به معیارهای آکائیک، توزیع خطای عمومی نسبت به توزیع‌های رقیب فرض مناسب‌تری به نظر می‌رسد.

نتایج برآورد مدل‌های APARCH و JGR در جدول ۵ درج شده است. در مدل APARCH، جزء قدرت (Delta) معنی‌دار برآورد شده است که دلالت بر آن دارد که در مدل‌سازی نوسانات، بهتر است به جای واریانس شرطی، انحراف معیار شرطی مدل‌سازی گردد. ضریب اثر اهرمی (Gamma1) نیز که می‌بایست بین ۱ و ۱- اختیار می‌کرد، به صورت معنی‌داری برابر ۰/۰۵، ۰/۱۵۲ و ۰/۰۹۶ به ترتیب برای توزیع‌های نرمال، t و خطای عمومی برآورد شده است که نشان‌دهنده اثر متفاوت شوک‌های مثبت و منفی با اندازه یکسان بر نوسانات شرطی است. نامنفی بودن آن نیز نشان‌دهنده وجود نداشتن اثر اهرمی است. پس، با توجه به وجود اثر نامتقارن شوک‌ها، مدل APARCH در مدل‌سازی نوسانات نسبت به مدل متقارن GARCH عملکرد

بهتری دارد. این امر توسط معیار آکائیک و شوارز نیز مورد تأیید است. چون این معیار در مقایسه دو مدل و با توجه به فرض انتخابی برای پسماندها، در مدل APARCH مقادیر کمتری نسبت به مدل GARCH با فرض مشابه اختیار می‌کند. آماره‌های تشخیصی نیز نشان‌دهنده وجود کشیدگی پسماندها به میزان کشیدگی توزیع نرمال، چولگی جزئی منفی، رد فرض نرمال بودن توزیع پسماندها، باقی نماندن اثرات آرچ در پسماندها و نبود خودهمبستگی سریالی در پسماندها و مجذور آن است که همگی مبین تصریح مناسب مدل APARCH است. براساس هر دو معیار آکائیک و شوارز، مدل APARCH با فرض توزیع‌های نامتقارن t و GED عملکرد بهتری نسبت به فرض نرمال از خود نشان می‌دهد.

در الگوی GJR نیز مشابه موارد گفته شده، ضرایب آرچ و گارچ از معنی‌داری بالایی برخوردار هستند. ضریب Gamam1 نیز برای این الگو مثبت اما بی‌معنی برآورد شده است. درجه آزادی t و GED نیز به ترتیب برابر ۴/۴۱۳ و ۱/۳۴۹ و معنی‌دار از لحاظ آماری برآورد شده است که بسیار نزدیک به ضرایب آزادی برآوردی توسط دیگر الگوهای GARCH است. آماره‌های تشخیصی نیز نشان از تصریح مناسب الگو دارند. در این مدل نیز با توجه به معیارهای آکائیک و شوارز فرض توزیع‌های نامتقارن t و GED عملکرد بهتری نسبت به توزیع نرمال برای توزیع پسماندها از خود نشان می‌دهد. این مدل با هر سه فرض برای پسماندها، شرط مثبت بودن واریانس را لحاظ می‌کنند. یعنی برای نمونه، برای توزیع t، $\omega(V) = ۰/۰۳۹ > ۰$، $a = Phil = ۰/۰۳۷۷۷ \geq ۰$، $\beta + \gamma = ۰/۰۳۷۷ + ۰/۰۰۹ \geq ۰$ و $Beta۱ = \beta = ۰/۰۵ \geq ۰$. سهم ماندگاری شوک‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت در توزیع t، به ترتیب برابر است با

$$\alpha + \frac{\gamma}{۲} = ۰/۰۳۷۷ + ۰/۰۰۴۵ = ۰/۰۴۲۲$$

$$\alpha + \beta + \frac{\gamma}{۲} = ۰/۰۳۷ + ۰/۹۵ + ۰/۰۰۴۵ = ۰/۹۹۲۲ < ۱$$

حال، به بررسی انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته جمعی کسری برای بررسی وجود ویژگی وجود حافظه بلندمدت در نوسانات بازدهی قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت می‌پردازیم. برای این منظور، مدل‌های FIGARCH-BBM، FIGARCH-Chung، FIEGARCH، FIAPARCH-BBM و FIAPARCH-Chung

برآورد شده و با توجه به معنی‌داری ضریب d برآوردی به نتیجه‌گیری درباره وجود حافظه بلندمدت خواهیم پرداخت.

جدول ۶ برآوردهای مدل FIGARCH-BBM و FIGARCH-Chung و نیز آماره‌های تشخیصی آنها را نشان می‌دهد. در هر دو مدل برآوردی و به هر سه فرض برای توزیع پسماندها، ضرایب آرچ و گارچ از معنی‌داری بالایی برخوردار هستند. در هر دو مدل مجموع ضرایب آرچ و گارچ با هر سه فرض، کوچکتر از یک بوده و نشان از پایایی هر مدل دارد. ضریب پارامتر حافظه بلندمدت نوسانات برآوردی، d، به صورت معنی‌داری مخالف صفر برآورد شده است که در محدوده صفر و یک قرار دارد. پس، نوسانات بازدهی در بازار نفت دارای حافظه بلندمدت است. در نتیجه، نوسانات آتی این بازار به میزان تحقق‌یافته نوسانات در دوره‌های پیشین بستگی داشته و در نتیجه نوسانات آتی قابل پیش‌بینی است. این یافته دلالت بر ضرورت مدل‌سازی نوسانات بازار نفت با توجه به حضور حافظه بلندمدت در آن دارد. با توجه به آماره‌های تشخیصی، پسماندهای استاندارد شده دارای کشیدگی مازاد، چولگی جزئی منفی بوده و فاقد توزیع نرمال است. معیارهای آکائیک و شوارز نیز بر اعمال فرضی غیر از فرض توزیع نرمال برای پسماندها تأکید دارند.

جدول ٦. نتایج برآورد مدل‌های FIGARCH -BBM و FIGARCH-Chung قیمت نفت خام

	ARMA-FIGARCH-BBM			ARMA-FIGARCH-Chung		
	Normal	t-Student	GED	Normal	t-student	GED
ω (M)	۰/۰۴۴*	۰/۰۶۴***	۰/۰۵۸**	۰/۰۴۳	۰/۰۶۳**	۰/۰۵۷
	(۱/۶۷۵)	(۲/۴۹۶)	(۲/۳۱۷)	(۱/۵۷)	(۲/۴)	(۲/۱۹۲)
AR(۱)	۰/۸۵۳***	۰/۷۹۳***	۰/۸۰۰***	۰/۸۵۱***	۰/۷۸۹	۰/۷۹۸***
	(۱۳/۹۰)	(۹/۵۸۹)	(۲۵/۱۱)	(۱۳/۲۳)	(۸/۷۱۵)	(۱۰/۸۳)
MA(۱)	−۰/۸۷۶***	−۰/۸۰۷***	−۰/۸۱۶***	−۰/۸۷۴***	−۰/۸۰۴***	−۰/۸۱۴***
	(−۱۴/۷۸)	(−۹/۷۵)	(−۲۲/۵۰)	(−۱۴/۰۸)	(−۸/۸۸۷)	(−۱۰/۹۵)
ω (V)	۰/۲۵۱***	۰/۲۴۹***	۰/۲۵۸***	۳/۸۸۵***	۳/۳۸۲***	۳/۵۸۴***
	(۲/۷۰۹)	(۲/۲۵۴)	(۲/۶۲۰)	(۴/۷۷۱)	(۵/۷۹۶)	(۵/۴۹۳)
d-Figarch	۰/۳۷۱***	۰/۳۴۲***	۰/۳۴۴***	۰/۳۲۱***	۰/۲۹۸***	۰/۳۰۳***
	(۷/۳۱)	(۷/۱۹۷)	(۷/۷۷)	(۸/۹۲۴)	(۸/۹۸۱)	(۹/۴۷۵)
ARCH(Phil)	۰/۲۴۴***	۰/۲۷۰***	۰/۲۴۸***	۰/۲۵۱**	۰/۲۸۴***	۰/۲۵۷**
	(۲/۵۴۱)	(۲/۳۸۲)	(۲/۵۱۴)	(۲/۴۹۶)	(۲/۳۷۶)	(۲/۴۸۳)

ادامه جدول ٦. نتایج برآورد مدل‌های FIGARCH -BBM و FIGARCH-Chung قیمت نفت خام

	ARMA-FIGARCH-BBM			ARMA-FIGARCH-Chung		
	Normal	t-Student	GED	Normal	t-student	GED
GARCH(Beta1)	۰/۵۱۲***	۰/۵۴۰***	۰/۵۱۱***	۰/۴۷۹***	۰/۵۱۶***	۰/۴۸۵***
	(۵/۰۲۳)	(۴/۲۶۷)	(۴/۷۶۲)	(۴/۶۰۱)	(۴/۱۳۸)	(۴/۵۰۲)
Student(DF)	-	۶/۵۹***	-	-	۷/۰۴۶***	-
		(۱۰/۸۴)			(۱۱/۳۷)	
G.E.D.(DF)	-	-	۱/۳۵۸***	-	-	۱/۳۷۱***
			(۲۹/۲۶)			(۳۰/۱۲)
Log Likelihood	-۱۰۴۴۲/۱	-۱۰۳۲۳/۵	-۱۰۳۳۶/۷	-۱۰۴۳۹/۹	-۱۰۳۱۹/۶	-۱۰۳۳۳/۷
Excess Kurtosis	۲/۲۲۵	۲/۳۷۹	۲/۳۱۹	۲/۲۲۳	۲/۳۷۴	۲/۳۱۵
Skewness	۰/۲۶۴	-۰/۲۶۳	-۰/۲۶۴	-۰/۲۶۱	-۰/۲۶۰	-۰/۲۶۱
J-B	۱۰۳۴/۹***	۱۱۷۵/۸***	۱۱۲۰/۱***	۱۰۳۲/۱***	۲۹۰۱/۶***	۱۱۱۴/۸***
ARCH(۱-۱۰)	۱/۹۳۴	۲/۳۴۰	۳/۱۶	۱/۹۳۳	۲/۰۴۶	۲/۰۷۴
Q(۵۰)	۵۵/۳۹۲	۵۵/۱۸۱	۵۵/۱۴	۵۵/۲۹۳	۵۵/۲۹	۵۵/۱۹۱
Q^2 (۵۰)	۶۲/۳۱۸	۷۰/۶۰۲	۶۹/۴۶	۶۳/۸۱	۷۳/۰۴	۶۷/۶۵۰
Akaike	۴/۴۰۰۵	۴/۳۵۱۰	۴/۳۶۷۵	۴/۳۹۹۶	۴/۳۴۹۴۰	۴/۳۵۵۳۴
Schwarz	۴/۴۱۰۱	۴/۳۶۱۹	۴/۳۶۴۷	۴/۴۰۹۱	۴/۳۵۷۷	۴/۳۶۶۲۳

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t است.

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ خطا است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شرط کافی برای مثبت بودن واریانس در مدل FIGARCH-BBM رؤیت می‌شود. محاسبات شرط کافی گفته شده در جدول ۷ آمده است. این در حالی است که شرط کافی برای مثبت بودن واریانس در مدل FIGARCH-Chung برآوردی تأمین نشده است. نتایج بررسی شرط کافی برای مثبت بودن واریانس در مدل FIGARCH-Chung در جدول ۸ آمده است.

اما با بررسی نموداری سری واریانس شرطی برآوردی مدل گفته شده، مثبت بودن آن محرز می‌شود و بنابراین، با وجود اینکه شرط کافی برای مثبت بودن واریانس تامین نشده ولی واریانس شرطی مثبت برآورد شده است. پس می‌توان به تفسیر مدل FIGARCH-Chung پرداخت. نمودار واریانس شرطی برآوردی به روش FIGARCH-Chung در نمودارهای ۳ ترسیم شده است.

جدول ۷. بررسی شرط کافی مثبت بودن واریانس در مدل FIGARCH-BBM برآوردی

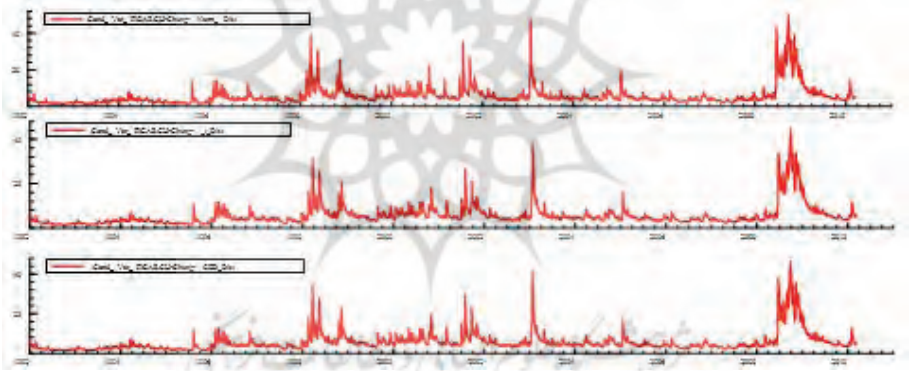
	$\omega > ۰$	$d\left(\phi_۱ - \frac{۱-d}{۲}\right) \le \beta_۱(d - \beta_۱ + \phi_۱)$	$\beta_۱ - d \le \phi_۱ \le \frac{۲-d}{۳}$
نرمال	۰<۰/۲۵۱	-۰/۰۲۵۸ <۰/۰۵۳۲	۰/۱۴۱ < ۰/۲۴۵ <۰/۵۴۳
t-استیودنت	۰<۰/۲۴۹	-۰/۰۲ < ۰/۰۳۸۷	۰/۱۹۸ < ۰/۲۷۱ < ۰/۵۵۲
GED	۰<۰/۲۵۸	-۰/۰۲۷ < ۰/۰۴۲	۰/۱۶۶ < ۰/۲۴۹ < ۰/۵۵۱

مأخذ: براساس مدل FIGARCH-BBM برآوردی

جدول ۸. شرط کافی مثبت بودن واریانس مدل FIGARCH-Chung برآوردی

	$۰ \le \phi_۱ \le \beta_۱ \le d \le ۱$
نرمال	۰ ≤ ۰/۴۷۹ ≰ ۰/۳۲۱ ≤ ۱
t-استیودنت	۰ ≤ ۰/۵۴۰ ≰ ۰/۳۴۲ ≤ ۱
GED	۰ ≤ ۰/۴۸۵ ≰ ۰/۳۰۳ ≤ ۱

مأخذ: براساس خروجی مدل FIGARCH-Chung



نمودار ۳. نمودارهای واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی برآوردی به روش FIGARCH-Chung

مأخذ: براساس مدل FIGARCH-Chung برآوردی

جدول ۹ نیز نتایج برآورد مدل FIEGARCH و آماره‌های تشخیصی آن را نشان می‌دهد. با وجود برآورد ضریب منفی آرچ، هر چند بی‌معنی از لحاظ آماری، واریانس شرطی برآوردی مثبت است. چون از لگاریتم واریانس برای مدل‌سازی نوسانات استفاده می‌کند، مثبت بودن واریانس شرطی تضمین می‌شود. با توجه به عدم معنی‌داری همزمان ضرایب Theta1و Theta2،

می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات توسط EGARCH بهتر از استفاده از الگوی FIEGARCH است.

جدول ۹. نتایج برآورد مدل‌های FEIGARCH قیمت نفت خام در دوره مورد بررسی

	ARMA-FIEGARCH		
	Normal	**t-student**	**GED**
ω (M)	۰/۰۴۳	۰/۱۱۷***	۰/۰۹***
	(۱/۶۳)	(۳/۴۰۶)	(۲/۷۰۶)
AR(۱)	۰/۸۶۲***	−۰/۶۴۰	۰/۱۴۴
	(۱۲/۴۳)	(−۰/۲۵۹)	(۰/۲۸۴)
MA(۱)	۰/۸۸۸***	۰/۰۵***	−۰/۱۶۷
	(−۱۴/۳۲)	(۰/۱۹۶)	(−۰/۳۲۱)
ω (V)	۲/۳۰۶***	۰/۷۷۶***	۱/۳۲۷***
	(۷/۵۰۶)	(۴/۸۱۳)	(۴/۵۵)
d-Figarch	۰/۶۱۱***	۰/۶۱۵***	۰/۶۱۷***
	(۶/۵۶۸)	(۱۱/۹۸)	(۸/۹۶۵)
ARCH(Phil)	−۰/۱۶۳	−۰/۴۶۵	−۰/۰۵۸
	(−۰/۴۳۷)	(−۰/۹۸)	(−۰/۱۰۷)
GARCH(Beta1)	۰/۵۴۲***	۰/۷۵۴***	۰/۴۴۶***
	(۴/۶۹۳)	(۳/۳۴۵)	(۱/۷۵۴)
EGARCH(Theta1)	−۰/۰۲۲	−۰/۰۶۶**	−۰/۰۲۶
	(−۱/۱۵۴)	(−۱/۷۸۸)	(−۱/۳۶۷)
EGARCH(Theta2)	۰/۲***	−۰/۰۰۱	۰/۱۸۸***
	(۴/۱۳۵)	(−۱/۵۲۸)	(۳/۹۸۷)
Student(DF)	−	۴/۷۳۸***	−
		(۱۳/۳۷)	
G.E.D.(DF)	−	−	۱/۳۱۲***
			(۲۶/۷۴)
Log Likelihood	−۱۰۴۴۵/۷	−۸۹۸۹	−۸۹۰۵

ادامه جدول ۹. نتایج برآورد مدل‌های FEIGARCH قیمت نفت خام در دوره مورد بررسی

	ARMA-FIEGARCH		
	Normal	**t-student**	**GED**
Excess Kurtosis	۲/۴۴۶	۴/۰۳۰	۲/۷۸۳
Skewness	−۰/۲۸۲	−۰/۴۹۴	−۰/۳۱۷
J-B	۱۲۴۷/۸***	۲۸۴۴/۶***	۱۵۳۹/۶***
ARCH(۱–۱۰)	۲/۱۱۸	۱۹/۱۳۱	۴/۴۱۳
Q(۵۰)	۵۶/۵۱۵	۶۹/۴۴	۵۵/۸۲۴
Q^2 (۵۰)	۶۹/۲۲۸	۶۱۶/۰۱	۶۰/۵۹۸
Akaike	۴/۴۰۲۹۲	۴/۵۳۷۳۹	۴/۴۹۴۷۸
Schwarz	۴/۴۱۵۱۷	۴/۵۵۳۲۳	۴/۵۱۰۶۳

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t است.

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ خطا است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. نتایج مدل‌های FIAPARCH-BBM و FIAPARCH-Chung قیمت نفت در دوره مورد بررسی

	ARMA-APARCH-BBM			ARMA-FIAPARCH-Chung		
	Normal	**t-Student**	**GED**	**Normal**	**t-student**	**GED**
ω (M)	۰/۰۴۰	۰/۰۶۲**	۰/۰۵۶**	۰/۰۳۸	۰/۰۵۸**	۰/۰۵۳**
	(۱/۶۰۵)	(۲/۳۹۹)	(۲/۲۰۶)	(۱/۴۹۹)	(۲/۲۶۰)	(۲/۱۶۵)
AR(۱)	۰/۸۵۴***	۰/۷۹۸***	۰/۸۰۱***	۰/۸۴۸***	۰/۷۸۷***	۰/۷۹۶***
	(۱۴/۰۵)	(۹/۴۰۳)	(۹/۴۸۸)	(۱۳/۲۵)	(۸/۲۱۷)	(۸/۷۷۱)
MA(۱)	−۰/۸۷۸***	−۰/۸۱۲***	−۰/۸۱۸***	−۰/۸۷۱***	−۰/۸۰۲***	−۰/۸۱۲***
	(−۱۵/۰۷)	(−۹/۶۲۷)	(−۹/۶۹۲)	(−۱۴/۱۳)	(−۸/۴)	(−۸/۹۲۰)
ω (V)	۰/۲۷۴**	۰/۲۵۹**	۰/۲۸۲***	۲/۷۸۰**	۲/۶۵***	۲/۷۴۳***
	(۲/۷۷۱)	(۲/۲۰۱)	(۲/۸۹۱)	(۳/۳۲۶)	(۴/۶۶۹)	(۴/۲۳۸)
d-Figarch	۰/۳۸۵***	۰/۳۸۶***	۰/۳۷۹***	۰/۲۸۸***	۰/۲۵۷***	۰/۲۶۶***
	(۶/۸۶۷)	(۵/۲۳۵)	(۶/۸۱۸)	(۶/۱۲۳)	(۶/۵۹۲)	(۶/۸۷۳)
ARCH(Phil)	۰/۲۵۰***	۰/۲۸۵***	۰/۲۵۶***	۰/۲۳۸***	۰/۲۷۷***	۰/۲۴۸**
	(۲/۵۱۱)	(۲/۴۱۲)	(۲/۵۹۲)	(۱/۹۶۵)	(۱/۸۵۰)	(۱/۹۹۲)
GARCH(Beta1)	۰/۵۲۹***	۰/۵۹۲***	۰/۵۴۸***	۰/۴۲۹***	۰/۴۶۸***	۰/۴۳۸***
	(۵/۰۸۳)	(۳/۸۹۹)	(۴/۸۲۵)	(۳/۴۷۶)	(۲/۹۹۸)	(۳/۳۹۹)

ادامه جدول ۱۰. نتایج مدل‌های FIAPARCH-BBM و FIAPARCH-Chung قیمت نفت در دوره مورد بررسی

	ARMA-APARCH-BBM			ARMA-FIAPARCH-Chung		
	Normal	t-Student	GED	Normal	t-student	GED
APARCH(Gamma1)	۰/۰۴۴	۰/۰۹۷**	۰/۰۶۵	۰/۰۳۳	۰/۰۹۱	۰/۰۵۴
	(۰/۶۵۱)	(۱/۲۵۳)	(۰/۹۳۷)	(۰/۴۹۳)	(۱/۲۱۸)	(۰/۷۹۶)
APARCH(Delta)	۱/۸۹۳***	۱/۷۴۳***	۱/۷۹۶***	۲/۱۸۴***	۲/۱۳۱***	۲/۱۴۹***
	(۹/۶۸۱)	(۷/۸۷۷)	(۸/۹۰۶)	(۲۰/۳۵)	(۱۹/۷۹)	(۲۰/۸۷)
Student(DF)	–	۶/۶۷۹***	–	–	۶/۷۷۹***	–
		(۱۰/۸۳)			(۱۰/۷۷)	
G.E.D.(DF)	–	–	۱/۳۵۹***	–	–	۱/۳۶۵***
			(۲۹/۱۱)			(۲۹/۲۵)
Log Likelihood	−۱۰۴۴۱/۴	−۱۰۳۲۱/۶	−۱۰۳۳۵/۶	−۱۰۴۳۵	−۱۰۳۱۶/۶	−۱۰۳۳۱/۱
Excess Kurtosis	۲/۲۵	۲/۸۱۹	۲/۳۶۷	۲/۲۱۲	۲/۴۲۷	۲/۳۳۰
Skewness	−۰/۲۷۱	−۰/۳۰۶	−۰/۲۷۷	−۰/۲۶۶	−۰/۲۸۱	−۰/۲۷۲
J-B	۱۲۷۱/۹***	۱۶۴۷/۷***	۱۱۶۹/۵***	۱۰۲۴***	۱۲۲۸/۴***	۱۱۳۳***
ARCH(۱-۱۰)	۱/۹۶	۴/۶۹۸	۲/۴۷۲	۱/۸۴	۲/۰۶۸	۱/۸۶۴
Q(۵۰)	۵۵/۷۲	۵۳/۶۵	۵۵/۵۶۵	۵۵/۳۸۱	۵۵/۹۰۴	۵۵/۵۹
Q^2 (۵۰)	۶۳/۲۷	۸۶/۲۷	۶۸/۴۴	۵۹/۵۵	۶۶/۳۳۱	۶۶/۸۵۶
Akaike	۴/۴۰۱۱۰	۴/۳۵۱۰۹	۴/۳۵۶۹۷	۴/۳۹۸۴۷	۴/۳۴۵۷	۴/۳۵۵۱۰
Schwarz	۴/۴۱۳۳۶	۴/۳۶۴۷۰	۴/۳۷۰۵۸	۴/۴۱۰۷۲	۴/۳۶۲۵۷	۴/۳۶۸۷۲

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t است.

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ خطا است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

این یافته توسط معیارهای آکائیک و شوارز نیز تأیید می‌شود. به‌طوری که معیارهای یادشده با فرض یکسان برای پسماندها، مقادیر کمتری را اختیار می‌کند. ضریب حافظه بلندمدت، d، نیز به صورت معنی‌داری مخالف صفر بوده و در محدوده تئوریکی قرار دارد. پس، فرضیه وجود حافظه بلندمدت توسط الگوی FIEGARCH نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

نتایج مدل‌های برآوردی برای مدل‌های FIAPARCH-BBM و FIAPARCH-Chung و آزمون‌های تشخیصی در جدول ۱۰ آمده است. برای هر دو مدل، ضریب Delta یعنی توان انحراف معیار برآوردی از ۱/۷۴۳ تا ۲/۱۸۴ در متغیر است. ضریب Gamma1 نیز که در صورت منفی و معنی‌دار بودن نشان‌دهنده اثر اهرمی است، معنی‌دار برآورد نشده است. پس در صورتی

که هدف، بررسی اثر اهرمی بازار نفت باشد، استفاده از مدل کوتاه‌مدت APARCH نتایج بهتری را نسبت به الگوی FIAPARCH خواهد داشت. در نهایت، ضریب حافظه بلندمدت، d، نیز معنی‌دار برآورد شده است و از لحاظ مقداری در محدوده تئوریکی قرار دارد. پس، فرضیه مطالعه توسط الگوی‌های FIAFARCH-BBM و FIAPARCH-Chung نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد. پس، نوسانات در بازار نفت براساس مقادیر گذشته آن قابل پیش‌بینی است. در نهایت جدول‌های ۱۱ تا ۱۴ عملکرد مدل‌های گوناگون کوتاه‌مدت و بلندمدت GARCH را با توجه به معیارهای آکائیک و شوارز نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. معیارهای آکائیک و شوارز مدل کوتاه‌مدت GARCH و EGARCH

	EGARCH			GARCH			
توزیع معیار	GED	t–استیودنت	نرمال	GED	t–استیودنت	نرمال	
آکائیک	۴/۳۵۴۶۹۱	۴/۴۰۲۰۸۸	۴/۴۰۱۱۱	۴/۳۵۵۱	۴/۳۴۸۲	۴/۴۰۱۲	
شوارز	۴/۳۶۹۱۴	۴/۴۱۴۳۴۱	۴/۴۲۱	۴/۳۶۴۷	۴/۳۶۰۲۹	۴/۴۰۹۳	

مأخذ: نتایج مدل‌های GARCH و EGARCH برآوردی

جدول ۱۲. معیارهای آکائیک و شوارز مدل کوتاه‌مدت GJR و APARCH

	APARCH			GJR			
توزیع معیار	GED	t–استیودنت	نرمال	GED	t–استیودنت	نرمال	
آکائیک	۴/۳۵۳۸۸	۴/۳۴۸۹۶	۴/۴۰۰۲	۴/۳۵۵۵۱	۴/۴۳۸۴۵	۴/۴۰۱۶	
شوارز	۴/۳۶۶۱۴	۴/۳۵۸۲۲	۴/۴۱۱۰۹	۴/۳۶۶۴۱	۴/۳۵۹۳۴	۴/۴۱۱۱۳	

مأخذ: نتایج مدل‌های GJR و APARCH برآوردی

جدول ۱۳. معیارهای آکائیک و شوارز مدل‌های FIGARCH-BBM و FIGARCH-Chung و FIEGARCH

	FIEGARCH			FIGARCH-Chung			FIGARCH-BBM		
توزیع معیار	GED	t–استیودنت	نرمال	GED	t–استیودنت	نرمال	GED	t–استیودنت	نرمال
آکائیک	۴/۴۹۴۷۸	۴/۵۳۷۳۹	۴/۴۰۲۹۲	۴/۳۵۵۳۴	۴/۳۴۹۴	۴/۳۹۹۶	۴/۳۶۷۵	۴/۳۵۱	۴/۴۰۰۵
شوارز	۴/۵۱۰۶۳	۴/۵۵۳۲۳	۴/۴۱۵۱۷	۴/۳۶۶۲۳	۴/۳۵۷۷	۴/۴۰۹۱	۴/۳۶۴۷	۴/۳۶۱۹	۴/۴۱۰۱

مأخذ: نتایج مدل‌های مختلف FIGARCH و FIEGARCH برآوردی

بین مدل‌های کوتاه‌مدت، هم براساس معیار آکائیک و هم شوارز، بهترین مدل برای مدل‌سازی نوسانات بازار نفت، مدل APARCH با فرض توزیع t است. همچنین، بهترین مدل نیز در بین مدل‌های بلندمدت از نظر معیار آکائیک مدل FIAPARCH-Chung با فرض توزیع t بوده و نیز معیار شوارز در مدل FIGARCH-Chung با فرض توزیع t کمترین مقدار را اختیار می‌کند. در مجموع نیز می‌توان گفت مدل‌های بلندمدت و بالاخص مدل‌های FIGARCH-Chung و FIAPARCH-Chung مدل‌های رقیب را برای مدل‌سازی نوسانات از دور خارج می‌سازند. در نهایت، در مقایسه سه فرض نرمال، t- استیودنت و توزیع خطای عمومی به نظر می‌آید فرض‌های نامتقارن t- استیودنت یا خطای عمومی در مقایسه با توزیع نرمال، فرض‌های مناسب‌تری برای جملات اخلال هستند؛ چرا که بسیاری از ویژگی‌های بازارهای مالی از جمله کشیدگی مازاد، وجود دمب‌های دم کلفت بازدهی را به درستی تشریح می‌کنند.

جدول ١٤. معیارهای آکائیک و شوارز مدل‌های FIAPARCH-BBM و FIAPARCH-Chung

	FIAPARCH-BBM			FIAPARCH-Chung		
توزیع معیار	نرمال	t-استیودنت	GED	نرمال	t-استیودنت	GED
آکائیک	۴/۴۰۱۱	۴/۳۵۱۰۹	۴/۳۵۶۹۷	۴/۳۹۸۴۷	۴/۳۴۵۷	۴/۳۵۵۱
شوارز	۴/۴۱۳۳۶	۴/۳۶۴۷	۴/۳۷۰۵۸	۴/۴۱۰۷۲	۴/۳۶۲۵۷	۴/۳۶۸۷۲

مأخذ: نتایج مدل‌های‌های مختلف FIAPARCH برآوردی

٤. نتیجه‌گیری

در این مقاله ویژگی حافظه بلندمدت در نوسانات بازدهی بازار نفت مورد بررسی قرار گرفت. برای منظور، از انواع مدل‌های بلندمدت واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیونی شامل FIGARCH-BBM، FIGARCH-Chung، FIEGARCH، FIAPARCH-BBM و FIAPARCH-Chung استفاده شد. نتایج برآوردهای تمامی مدل‌های بلندمدت، حاکی از وجود حافظه بلندمدت در نوسانات بازدهی در بازار نفت است. پس می‌توان نتیجه گرفت که اثر شوک‌ها بر نوسانات اثر ماندگاری دارد و نیز نوسانات دوره‌های آتی توسط نوسانات دوره‌های گذشته قابل پیش‌بینی است. این ویژگی با فرضیه بازار کارا در تناقض بوده و می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات بازار نفت در جذب سریع اطلاعات و اثرگذاری آن بر نوسانات بازدهی ناتوان است. همچنین، با توجه به وجود این ویژگی می‌توان چنین اظهار نظر کرد که مدل‌سازی نوسانات بازدهی بازار نفت

از مدل‌های غیرخطی تبعیت کرده و استفاده از مدل‌های خطی در استنتاج آماری نامناسب است. همچنین، جهت ارزیابی عملکرد مدل‌های مختلف در مدل‌سازی نوسانات از معیارهای آکائیک و شوارز استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که بهترین عملکرد مدل‌های بلندمدت در مدل‌سازی نوسانات با توجه به معیار آکائیک مربوط به مدل FIAPARCH-Chung با فرض توزیع t برای جملات اخلال است. معیار شوارز نیز مدل FIGARCH-Chung را با فرض توزیع t بهترین مدل می‌داند. همچنین برای مقایسه، انواع مدل‌های کوتاه‌مدت شامل GARCH، EGARCH، GJR و APARCH نیز مورد توجه قرار گرفتند. ارزیابی عملکرد مدل‌های کوتاه‌مدت با مدل‌های بلندمدت نشان می‌دهد که در مجموع، مدل‌های بلندمدت در مدل‌سازی نوسانات بازدهی بازار نفت، عملکرد بهتری را نسبت به مدل‌های کوتاه‌مدت از خود نشان می‌دهند. پس، توصیه می‌گردد برای مدل‌سازی نوسانات بازار نفت از مدل‌های بلندمدت نوسانات استفاده گردد. افزون بر این، تمامی مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت با سه فرض متفاوت برای توزیع پسماندهای استاندارد شده هر مدل شامل توزیع نرمال، t- استیودنت و توزیع خطای عمومی برآورد شدند. نتایج حاکی از آن است که فرض‌های نامتقارن شامل توزیع t و GED فرض‌های مناسب‌تری برای پسماندها نسبت به فرض توزیع نرمال هستند.

منابع

الف- فارسی

ابونوری، اسماعیل، خانعلی‌پور، امیر و جعفر عباسی (۱۳۸۸)، «اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز: کاربردی از خانواده ARCH»، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۰، صص. ۱۲۰-۱۰۱.

راسخی، سعید و امیر خانعلی پور(۱۳۸۸)، «تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام (مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران)»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۰ ، صص. ۲۹-۵۷.

کشاورز حداد، غلامرضا، ابراهیمی، سیدبابک و اکبر جعفر عبدی (۱۳۹۰)، «بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۷، صص. ۱۶۲-۱۲۹.

ب- انگلیسی

Baillie, R., Bollerslev, T. and H. Mikkelsen (1996), "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, No. 73, pp. 5-59.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, No. 31, pp. 307-327.

Bollerslev, T. and H. Mikkelsen (1996), "Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility", *Journal of Econometrics*, No. 73, pp. 151-184.

Bollerslev, T., Russell, J. R. and M. W. Watson (2010), *Volatility and Time Series Econometrics*: Essay in Honor of Robert F. Engel, Oxford University Press.

Cheung, Y. W. (1993), "Tests For Fractional Integration: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Time Series Analysis*, No. 14, pp. 331-45.

Christensen, B. J., Nielsen, M. O. and J. Zhu (2009), "Long Memory in Stock Market Volatility and the Volatility-in-Mean Effect: The FIEGARCH-M Model", Queen's Economics Department, Working Paper, No. 1207.

Chung, C. (1999), *Estimating the Fractionally Integrated GARCH Model*, National Taiwan University.

Conrad, C., Jiang, F. and M. Karanasos (2003), *Modeling and Predicting Exchange Rate Volatility via Power ARCH Models: The Role of Long-Memory*, University of Mannheim, Germany.

Ding, Z., Granger, C. W. J. and R. F. Engle (1993), "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model", *Journal of Empirical Finance*, No. 1, pp. 83-106.

Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, No. 55, pp. 391-407.

Glosten, L., Jagannathan, R. and D. Runkle (1992), "On the Relation between the Expected Value and Volatility and of the Nominal Excess Returns on Stocks", *Journal of Finance*, No. 46, pp. 1779-1801.

He, C. and T. TERäSVIRTA (1999), "Higher-order Dependence in the General Power ARCH Process and a Special Case", Stockholm School of Economics, Working Paper Series in Economics and Finance, No. 315.

Kang, S. H., Kang, S. M. and S. M. Yoon (2009), "Forecasting Volatility of Crude Oil Markets, *Energy Economics*, Vol. 31, No. 1, pp. 119-125.

Kasman, A. and E. Torun (2007), *Long Memory in the Turkish Stock Market Return and Volatility*, Centeral Bank Review.

Kenzie, M. D. and H. Mitchell (2002), "Generalized Asymmetric Power ARCH Modeling of Exchange Rate Volatility", *Applied Financial Economics*, Vol. 12, No. 8, pp. 555-564.

Korkmaz, T. and Çevik (2009), "Testing for Long Memory in ISE Using ARFIMA-FIGARCH Model and Structural Break Test", *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 26.

Ling, S. and M. McAleer (2002a), "Necessary and Sufficient Moment Conditions for the GARCH (r.s) and Asymmetric Power GARCH (r.s) Models", *Econometric Theory*, No. 18, pp. 722-729.

Ling, S. and M. McAleer (2002b), "Stationary and the Existence of Moments of a Family of GARCH Processes", *Journal of Econometrics*, No. 106, pp. 109-117.

McAleer, M. (2005), "Automated Inference and Learning in Modeling Financial Volatility", *Econometric Theory*, No. 21, pp. 232-261.

McAleer, M., Chan, F. and D. Marinova (2007), "An Econometric Analysis of Asymmetric Volatility: Theory and Application to Patents", *Journal of Econometrics*, No. 139, pp. 259-284.

Poon, S. and C. Granger (2003), "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review", *Journal of Economic Literature*, XLI, pp. 478-539.

Son, D. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, No. 59, pp. 347-370.

Tse, Y. (1998), "The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-dollar Exchange Rate", *Journal of Applied Econometrics*, No. 193, pp. 49-55.

Wilkins, Nigel (2004), "Indirect Estimation of Long Memory Volatility Models", Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings, No. 459.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

روش‌شناسی نحوه مدل‌سازی نوسانات با توجه به حافظه بلندمدت

۱. مدل‌های کوتاه‌مدت واریانس شرطی تک‌متغیره[۱]

مطابق انگل (۱۹۸۲) فرض کنید سری زمانی y_t تحت فرآیند $y_t = E_{t-1}(y_t) + \varepsilon_t$ شکل می‌گیرد که در آن $E_{t-1}(y_t)$ انتظارات شرطی y_t در زمان $t-1$ و ε_t جمله خطای وابسته به آن است. حال GARCH(p,q) معرفی شده توسط بولرزلو (۱۹۸۶) به صورت روابط زیر ارائه می‌شود:

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t}\eta_t \quad , \quad \eta_t \sim i.i.d.(0,1) \tag{۱}$$

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \tag{۲}$$

که در آن L عملگر وقفه بوده به‌طوری که $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + ... + \alpha_q L^q$ و $\beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + ... + \beta_p L^p$ است. شرط کافی برای مثبت بودن واریانس شرطی ($h_t > 0$) اقتضا می‌کند که $\omega > 0$، $\alpha_j \geq 0$ و $\beta_j \geq 0$ باشد. در معادله (۲) پارامترهای α_j نشان‌دهنده اثرات آرچ و یا اثرات کوتاه‌مدت شوک‌ها بر بازدهی و نیز β_jها نشان‌دهنده اثرات گارچ است. همچنین ($\alpha + \beta$) نشان‌دهنده میزان ماندگاری شوک‌ها بر بازدهی است. اگر ریشه‌های $[1 - \alpha(L) - \beta(L)]$ و $[1 - \beta(L)]$ بیرون دایره‌های به شعاع واحد باشد، آنگاه رفتار $\{\varepsilon_t^2\}$ باثبات[۲] و پایای کوواریانس[۳] است. بولرزلو (۱۹۸۶) نشان داد که شرط لازم و کافی مانایی مرتبه دوم GARCH آن است که $\sum_{j=1}^{q} \alpha_j + \sum_{j=1}^{p} \beta_j < 1$.

در صورتی که تمام ریشه‌های $|1 - \beta(L)| = 0$ بیرون دایره واحد باشد، مدل $ARCH(\infty)$ تحت معادله زیر قابل نمایش خواهد بود:

$$\sigma_t^2 = \omega[1 - \beta(L)]^{-1} + \alpha(L)[1 - \beta(L)]^{-1}\varepsilon_t^2 \tag{۳}$$

۱. برای مطالعه آشنایی بیشتر با نوسانات و مدل‌های GARCH می‌توان به کتاب «اقتصادسنجی نوسانات و سری‌های زمانی» تألیف بلورسلو، راشل و واتسون (۲۰۱۰) مراجعه نمود.

2. Stability
3. Covariance Stationary

در این حالت واریانس شرطی y_t مقادیر بزرگتری از واریانس غیرشرطی را اختیار می‌کند. واریانس غیرشرطی نیز به صورت زیر قابل ارائه است:

$$\sigma^{۲} \equiv E(\varepsilon_t^{۲}) = \frac{\omega}{۱ - \sum_{i=۱}^{q} \alpha_i - \sum_{j=۱}^{p} \beta_j} \qquad (۴)$$

معادله (۲) بر این فرض استوار است که واریانس شرطی تنها تابعی از اندازه و نه علامت وقفه‌های خطا بوده به‌طوری که شوک‌های مثبت ($\varepsilon_t > ۰$) و منفی ($\varepsilon_t < ۰$) با اندازه یکسان، اثر یکسانی بر واریانس شرطی خواهند داشت. در حالی که مطالعات تجربی نشان می‌دهد شوک‌های منفی با اندازه یکسان بیش از شوک‌های مثبت بر نوسانات تأثیرگذار هستند. به منظور اصلاح این نقص در مدل GARCH و ایجاد تمایز بین شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس شرطی، گلوستون، جاناتان و رانکل[1] مدل گارچ نامتقارن GJR را با تصریح زیر معرفی کردند:

$$h_t = \omega + \sum_{j=۱}^{q} (\alpha_j + \gamma_j S_{t-j}^{-}) \varepsilon_{t-j}^{۲} + \sum_{j=۱}^{p} \beta_j h_{t-j} \qquad (۵)$$

$$S_{ti}^{-} = \begin{cases} ۰ & \varepsilon_{it} > ۰ \\ ۱ & \varepsilon_{it} < ۰ \end{cases}$$

که در آن S_t تابعی جهت ایجاد تمایز بین شوک‌های مثبت و منفی است. در مدل GJR فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن اثر اهرمی تحت فرض $\gamma_۱ = \cdots = \gamma_j = ۰$ آزمون می‌شود. یعنی برای نمونه، شوک‌های مثبت امروز نسبت به شوک‌های منفی دیروز اثر یکسانی بر واریانس شرطی خواهد داشت. در این الگو در صورتی که $\gamma > ۰$ شوک‌های منفی ($\varepsilon_{t-j} < ۰$) بیشتر از شوک‌های مثبت ($\varepsilon_{t-j} > ۰$) با اندازه یکسان، واریانس را افزایش می‌دهند. برای یک مدل $GJR(۱,۱)$ شرط مثبت بودن واریانس اقتضا می‌کند که $\omega > ۰$، $a \geq ۰$، $a + \gamma \geq ۰$ و $\beta \geq ۰$. با توجه به ضریب ناتقارنی (γ)، سهم ماندگاری شوک‌ها در کوتاه‌مدت توسط $a + \frac{\gamma}{۲}$ و در بلندمدت با $a + \beta + \frac{\gamma}{۲}$ اندازه‌گیری می‌شود. لینگ و مک‌آلیر[2] نشان می‌دهند شرط کافی برای

1. Glosten, Jagannathan and Runkle (1992)
2. Ling and McAleer (2002b)

وجود گشتاور مرتبه دوم برای یک مدل $GJR(1,1)$ کمتر از یک بودن سهم ماندگاری شوک‌ها در بلندمدت است. یعنی:

$$a+\beta+\frac{\gamma}{2}<1 \qquad (6)$$

به دنبال معرفی مدل GJR برای مدل‌سازی نوسانات با توجه به اثر اهرمی، مدل‌های کوتاه‌مدت EGARCH و APARCH نیز معرفی شدند که به علت صرفه‌جویی و وفور مطالعات داخلی در این زمینه از معرفی این مدل‌ها صرفه‌نظر می‌شود.[1] به منظور برآورد تمام مدل‌های گارچ کوتاه‌مدت با فرض توزیع نرمال از تخمین حداکثر راستنمایی[2] (MLE) استفاده می‌شود. اما اگر برای فرآیند η_t توزیعی غیرنرمال مانند t- استیودنت، توزیع خطای عمومی و توزیع t- استیودنت چوله فرض شود و یا توزیع شرطی نامعلوم باشد از تابع شبه حداکثر راستنمایی[3] استفاده می‌شود.

۲. مدل‌های واریانس شرطی جمعی کسری تک‌متغیره

حافظه بلندمدت از طریق ویژگی‌های تابع خودهمبستگی قابل تعریف است. تابع خودهمبستگی به صورت $\rho_k=\mathrm{cov}(x_i,x_{i-k})/\mathrm{var}(x_i)$ برای عدد صحیح k تعریف شده است. برای مانایی کوواریانسی سری‌های زمانی انتظار می‌رود که $\lim_{k\to\infty}\rho_k=0$. در بسیاری از سری‌های زمانی، تابع خودهمبستگی بسیار سریع و به صورت نمایی کاهش می‌یابد یعنی $\rho_k\approx|m|^k$ که در آن $|m|<1$. این ویژگی برای فرآیندهای مانا مانند $ARMA(p,q)$ صحیح است. ولی، برای فرآیندهایی که دارای حافظه بلندمدت هستند، تابع خودهمبستگی نه به صورت سریع و نمایی بلکه با سرعت بسیار کمی و با نرخ هیپربولیک[4] کاهش می‌یابد. این فرایند با $\rho_k\approx c_1k^{2d-1}$ سازگار است که در آن k بدون محدودیت در حال افزایش بوده و c_1 یک عدد ثابت و d پارامتر حافظه بلندمدت بوده که می‌بایست تخمین زده شود.

---

۱. برای مطالعه بیشتر ویژگی‌های مدل EGARCH می‌توان به مطالعات مک‌آلیر و دیگران (۲۰۰۷) و راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) و مدل APARCH به مطالعات مک‌کینزی و میشل (۲۰۰۲) و ابونوری و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) مراجعه نمود.

2. Maximum Likelihood Estimation (MLE)
3. Quasi Maximum Likelihood Estimation (QMLE)
4. Hyperbolic

در کارهای تجربی و در عمل، به هنگام برآورد مدل‌های GARCH(۱,۱) ممکن است مجموع پارامترهای برآورد شده $\alpha_۱$ و $\beta_۱$ نزدیک یک باشد، و یا برای مدل GARCH(p,q) ممکن است داشته باشیم: $\sum_{i=۱}^{q}\alpha_i + \sum_{j=۱}^{p}\beta_j \approx ۱$. در این صورت شوک‌ها دارای ماندگاری بالایی هستند. در صورتی که $\sum_{i=۱}^{q}\alpha_i + \sum_{j=۱}^{p}\beta_j < ۱$ فرآیند (ε_t) مانا از مرتبه دوم و اثر شوک‌ها بر واریانس شرطی میرا بوده و اثر آن بر روی h_t در طول زمان در حال کاهش خواهد بود. از سوی دیگر، اگر $\sum_{i=۱}^{q}\alpha_i + \sum_{j=۱}^{p}\beta_j \geq ۱$ باشد، اثر شوک‌ها ماندگار بوده و در طول زمان در حال افزایش و یا حداقل ثابت می‌ماند. این ویژگی، ماندگاری[1] نامیده می‌شود.

۲-۱. مدل FIGARCH

مطالعات متعددی[2] وجود دارند که نشان می‌دهند اثر شوک‌ها بر نوسانات نه به صورت سریع و نمایی بلکه به آرامی در طول زمان در حال کاهش هستند. بنابراین بحث در باره $I(۰)$ یا $I(۱)$ بودن این فرآیندها دارای ایراد است. می‌دانیم، در یک فرآیند $I(۰)$ اثر شوک‌ها با نرخ نمایی در حال کاهش است (که گفته می‌شود سری دارای حافظه کوتاه‌مدت است) در حالی که در یک فرآیند $I(۱)$ اثر شوک‌ها در یک دوره بسیار بلندمدت باقی می‌ماند (که گفته می‌شود سری فاقد بازگشت به میانگین است). ولی با فرض $۰ < d < ۱$ اثر شوک‌ها در طول زمان با نرخ بسیار کم هیپربولیک کاهش می‌یابد (یعنی حافظه بلندمدت وجود دارد).

بایلی، بولرزلو و میکلسن[3] (از این پس با BBM نشان داده می‌شود) برای اندازه‌گیری اثر حافظه بلندمدت در نوسانات، مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی جمعی کسری را معرفی کردند که در آن ضریب β_j دارای یک نرخ کاهشی هیپربولیکی، جمع‌پذیر بوده و شرط ریشه واحد را تأمین می‌کند. مدل FIGARCH(p,d,q) به صورت زیر ارائه شده است:

$$\phi(L)(۱-L)^d \varepsilon_t^۲ = \omega + [۱-\beta(L)]\upsilon_t \qquad (۷)$$

1. Persistence

۲. برای نمونه می‌توان به مطالعات کورکماز و همکاران (۲۰۰۹)، کاسمن و تورن (۲۰۰۷)، کریستنسن و نیلسن (۲۰۰۹) و کونراد و همکاران (۲۰۰۳) اشاره کرد.

3. Baillie Bollerslev and Mikkelsen (1996)

که در آن تمام ریشه‌های $\phi(L)$ و $[۱-\beta(L)]$ بیرون دایره واحد هستند. همچنین، مدل FIGARCH-BBM ارائه شده در معادله (۷) را می‌توان به شکل زیر و با جانشین کردن عملگر $(۱-L)^d$ به جای $(۱-L)$ در معادله (۳) تصریح کرد:

$$h_t = \underbrace{\omega[۱-\beta(L)]^{-۱}}_{\omega^*} + \underbrace{\left\{۱-[۱-\beta(L)]^{-۱}\phi(L)(۱-L)^d\right\}}_{\lambda(L)}\varepsilon_t^۲ \qquad (۸)$$

و یا $h_t = \omega^* + \lambda_i(L^i)\varepsilon_t^۲ = \omega^* + \lambda(L)\varepsilon_t^۲$ به‌طوری که $۰ \le d \le ۱$. عبارت $(۱-L)^d$ زمانی که $۰ < d < ۱$ باشد، عملگر وقفه کسری بوده و مقدار آن به نرخ کاهش اثر شوک‌ها به نوسانات شرطی بستگی دارد. مقدار آن را می‌توان توسط تابع فوق هندسی به صورت زیر تصریح کرد:

$$\begin{aligned}(۱-L)^d &= \sum_{k=۰}^{\infty}\frac{\Gamma(d+۱)}{\Gamma(k+۱)\Gamma(d-k+۱)}L^k \\ &= \sum\binom{d}{k}(-L)^k = ۱-dL-\frac{۱}{۲}d(۱-d)L^۲-\frac{۱}{۶}d(۱-d)(۲-d)L^۳-\ldots \\ &= ۱-\sum_{k=۱}^{\infty}c_k(d)L^k\end{aligned} \qquad (۹)$$

که آن $c_۱(d)=d$، $c_۲(d)=\frac{۱}{۲}d(۱-d)$ و ... .

می‌توان نشان داد شرط کافی جهت مثبت بودن واریانس شرطی برای تمام tها آن است که:

$$d\left(\phi_۱-\frac{۱-d}{۲}\right) \le \beta_۱(d-\beta_۱+\phi_۱) \quad \text{و} \quad \omega>۰, \beta_۱-d \le \phi_۱ \le \frac{۲-d}{۳} \qquad (۱۰)$$

مدل FIGARCH مدل‌های GARCH و IGARCH را در دل خود دارد. اگر $d=۰$ و $d=۱$ آنگاه مدل FIGARCH به ترتیب تبدیل به مدل GARCH و IGARCH خواهد شد. روش شبه حداکثر درستنمایی (QMLE)[1] نیز روش تخمین پارامترهای مدل است.

چانگ[1] معتقد است تخمین پارامترهای FIGARCH به روش BBM دارای اشکالاتی است. به ویژه ممکن است روش گفته شده دارای خطای تصریح باشد به ویژه زمانی که به موازات مدل

1. Quasi Maximum Likelihood Estimation (QMLE)

FIGARCH، از مدل ARFIMA برای میانگین استفاده گردد. چانگ (۱۹۹۹) معتقد است در تخمین FIGARCH-BBM وقتی از ARFIMA در معادله میانگین استفاده می‌شود، مدل دارای اشکال ساختاری خواهد بود. می‌دانیم مدل ARFIMA(p,d,q) به مدل ARMA(p,q) کاهش می‌یابد ولی این موضوع برای مدل FIGARCH-BBM مصداق ندارد. یعنی FIGARCH-BBM(p,d,q) به مدل GARCH(p,q) کاهش نمی‌یابد. همچنین، دامنه‌ای که پارامتر تفاضل‌گیری کسری در مدل‌های ARFIMA برای معادله میانگین و معادله واریانس می‌توانند اختیار کنند، متفاوت است. این دامنه برای FIGARCH-BBM $0 \le d \le 1$ بوده در حالی که برای معادله ARFIMA بازه $[-0/5, 0/5]$ است. نیز، یکی از شرط‌های لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی نامنفی بودن پارامتر d بوده، موردی که در مدل ARFIMA هیچ شرط محدودکننده‌ای در مورد علامت d وجود ندارد.[۲] پس، چانگ (۱۹۹۹) با تصریح دوباره، مدل FIGARCH را به فرم زیر ارائه کرد:

$$\phi(L)(1-L)^d(\varepsilon_t^2-\sigma^2)=[1-\beta(L)](\varepsilon_t^2-\sigma_t^2)\,. \qquad (11)$$

که در آن σ^2 واریانس غیرشرطی ε_t^2 در مدل GARCH است. با همان تعریف $\lambda(L)$ در معادله (۸) و جایگذاری در معادله (۱۱) مدل FIGARCH-Chung را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$h_t=\sigma^2+\left\{1-[1-\beta(L)]^{-1}\phi(L)(1-L)^d\right\}(\varepsilon_t^2-\sigma^2) \qquad (12)$$

و یا:

$$h_t=\sigma^2+\lambda(L)(\varepsilon_t^2-\sigma^2) \qquad (13)$$

شرط کافی نیز برای مثبت بودن واریانس ایجاب می‌کند که $\sigma^2>0$، $0 \le \phi_1 \le \beta_1 \le d \le 1$. گفتنی است که $\lambda(L)$ یک فرآیند مجموع‌یابی[۳] نامتناهی است که نرم‌افزار OX/G@ARCH تعداد ۱۰۰۰ وقفه را به صورت پیش‌فرض انتخاب می‌کند و البته توسط محقق قابل تغییر است. پس

1. Chung (1999)

۲. برای مطالعه بیشتر می‌توان به مطالعه چانگ (۱۹۹۹) مراجعه نمود.

3. Summation

به‌طور خلاصه دو نوع مدل FIGARCH با دو شرط لازم متفاوت برای مثبت بودن واریانس معرفی شده است:

$$FIGARCH-BBM:\sigma_t^2=\omega[1-\beta(L)]^{-1}+\left\{1-[1-\beta(L)]^{-1}(1-L)^d\phi(L)\right\}\varepsilon_t^2$$
$$FIGARCH-Chung:\sigma_t^2=\sigma_t^2+\left\{1-[1-\beta(L)]^{-1}(1-L)^d\phi(L)\right\}(\varepsilon_t^2-\sigma^2)$$

۲-۲. مدل FEGARCH

مشابه مدل GARCH، در مدل FIGARCH اثر اهرمی، غیرقابل بررسی است. یعنی در هر دو مدل اثر شوک‌های مثبت و منفی با اندازه یکسان اثر مشابهی بر نوسانات دارند. برای برطرف شدن این مشکل تصریح مدل FIGARCH، بولرزلو و میکلسن[1] با معرفی مدل نامتقارن FIEGARCH یا FIGARCH نمایی پرداختند. در مدل FIFGARCH(p,d,q) با در نظر گرفتن مدل حافظه بلندمدت از طریق تفاضل‌گیری کسری مدل EGARCH معرفی شده در معادله (۸) و با در نظر گرفتن $[1-\beta(L)]=\phi(L)(1-L)^d$ که تمام ریشه‌های $\phi(\eta)=0$ بیرون دایره واحد است، به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\ln(h_t)=\omega+\phi(L)^{-1}(1-L)^{-d}[1+\alpha(L)]g(z_{t-1}). \qquad (۱۴)$$

که در آن $g(z_t)=\theta z_t+\gamma[|z_t|-E|z_t|]$ بوده و جزء اول آن یعنی (θz_t)، اثر علامت و جزء دوم یعنی $(\gamma[|z_t|-E|z_t|])$، اثر مقدار شوک است. تمام ریشه‌های $\phi(L)$ و $\lambda(L)$ یک چندجمله‌ای خودتوضیح و چندجمله‌ای میانگین متحرک در وقفه‌های L بوده و مقدار آن بیرون دایره به شعاع واحد قرار می‌گیرند. در صورتی که $d=0$ مدل FIEGARCH(p,d,q) تبدیل به یک مدل EGARCH با حافظه کوتاه‌مدت معرفی شده توسط نلسون (۱۹۹۱) می‌شود. همچنین، اگر $d=1$ باشد، مدل تبدیل به IEGARCH یا EGARCH جمعی معرفی شده توسط بولرزلو و میکلسن (۱۹۹۶) خواهد شد. برای تخمین پارامترهای مدل FIEGARCH نیز از روش QMLE استفاده می‌شود.

1. Bollerslev and Mikkelsen (1996)

۲-۳. FIAPARCH

تسه[1] با ترکیب مدل FIGARCH معرفی شده توسط بایلی و همکاران (۱۹۹۳) با مدل PARCH نامتقارن معرفی شده توسط دینگ، گرنجر و انگل (۱۹۹۳) مدل بسیار انعطاف‌پذیری برای واریانس شرطی معرفی کرد.[2] در این مدل اثر نامتقارن شوک‌ها بر واریانس قابل تفکیک است. همچنین، با تخمین جزء قدرت[3]، ساختار و الگوی واریانس شرطی قابل شناسایی است و در نهایت، وجود حافظه بلندمدت در نوسانات نیز قابل آزمون است. مدل FIAPARCH(p,d,q) به صورت زیر قابل ارائه است:

$$\sigma_t^{\delta} = \omega + \left\{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1-L)^{d}\right\}(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t) \qquad (۱۵)$$

که در آن γ نشاندهنده اثر اهرمی و δ جزء قدرت الگو است. زمانی که $d = 0$، الگوی FIAPARCH به الگوی APARCH معرفی شده توسط دینگ، گرنجر و انگل (۱۹۹۳) تبدیل می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Tse (1998)

۲. برای بررسی ویژگی‌های تئوریکی این مدل می‌توان به مطالعه لینگ و مک آلیر (۲۰۰۲) مراجعه کرد.

3. Power Term