نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۰، شماره ۱، بهار ۱۳۹۵، ص. ۳۶-۱۹

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 30, No. 1, Spring 2016, p. 19-36

برآورد ساختار تلاطم قیمت در بازار گوشت قرمز کشور (کاربرد مدل‌های عمومی GARCH)

زهرا رسولی بیرامی[۱]- محمد قهرمان زاده[۲*]- قادر دشتی[۳]- رسول محمدرضایی[٤]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۳/۱۷
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۰۵

چکیده

هدف از مطالعه حاضر الگوسازی تلاطم قیمت در بازار گوشت قرمز کشور با استفاده از مدل‌های مختلف گروه GARCH در دوره‌ی زمانی فروردین ۱۳۷۱ تا اسفند ۱۳۹۲ می‌باشد. بدین منظور، بر اساس توابع زیان پیش‌بینی مختلف، از بین مدل‌های متفاوت برآورد شده برای بررسی رفتار تلاطم قیمت‌ها در بازارهای علوفه، گوساله‌ی زنده، گوسفند زنده، خرده‌فروشی گوشت گوسفند و خرده‌فروشی گوشت گوساله‌ی کشور، به ترتیب مدل-SAGARCH(1,1) با توزیع t و مدل‌های NGARCH(1,1)، TGARCH(1,1)، SAGARCH(1,1) و EGARCH(1,1) با توزیع گوسین به عنوان مدل نهایی انتخاب شدند. نتایج حاصل از تخمین این مدل‌ها همگی بیانگر علائمی از واریانس ناهمسانی نامتقارن در بازارهای مرتبط با گوشت قرمز کشور می‌باشند، بطوری که بجز بازار علوفه که در آن شوک‌های منفی، تلاطم را بیشتر از شوک‌های مثبت با همان اندازه افزایش می‌دهند، در بقیه بازارها این شوک‌های مثبت هستند که تلاطم را بیشتر افزایش می‌دهند. همچنین یافته‌های تحقیق مؤید آن است که پایداری شوک‌های وارد شده بر تلاطم شرطی در بازارهای تحت بررسی نسبتاً زیاد بوده و لذا شوک‌های قیمتی وارده خیلی به آرامی و تدریجی از بین می‌روند. همچنین میزان حساسیت تلاطم قیمت‌ها به اخبار جدید بازار در کالاهای گوساله‌ی زنده و گوشت گوساله بیشتر از سایر کالاها می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: اثرات نامتقارن، تلاطم، گوشت قرمز، مدل‌های گروه GARCH، ناهمسانی واریانس شرطی

مقدمه

قیمت‌ها، به عنوان یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان محصولات کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان (۲۲) تمایل به متلاطم بودن داشته و خود تلاطم[5] نیز تمایل به تغییر در طول زمان دارد. یک افزایش در تلاطم می‌تواند منجر به افزایش تدریجی در موجودی انبار (یا به نوعی احتکار) و از این طریق افزایش قیمت‌ها در کوتاه‌مدت شود. از سوی دیگر تلاطم می‌تواند با تغییر هزینه‌ی فرصت تولید، هزینه‌ی نهایی تولید را افزایش دهد. بنابراین تلاطم قیمت بالاتر منجر به کاهش تولید در حال حاضر خواهد شد. همچنین تلاطم قیمت، تعیین‌کننده‌ی مهمی در قراردادهای مشروط، شامل فرصت-های سرمایه‌گذاری، تصمیمات خرید و فروش تأمینی و تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری در امکانات تولید می‌باشد (۳۰).

تلاطم هم یک واژه‌ی تکنیکی در اقتصاد و مالیه بوده و هم واژه‌ای است که توسط مردم عادی برای توضیح رشد قیمت‌ها به‌کار می-رود. در بحث تکنیکی، تلاطم در واقع گشتاور دوم توزیع قیمت را اندازه‌گیری می‌کند (۱۳). بر این مبنا، در پژوهش حاضر، اساس کار بر این تعریف از تلاطم استوار خواهد بود که "تلاطم، انحراف معیار تغییرات قیمت‌های نسبی (لگاریتم تغییرات قیمت) می‌باشد." از آنجا که انحراف معیار، ریشه‌ی دوم مربعات انحرافات مورد انتظار بین تغییر قیمت (نسبی) واقعی و تغییر قیمت انتظاری است، این مفهوم از تلاطم به وضوح بین تغییرات انتظاری قیمت و تغییرات غیر منتظره‌ی قیمت تمایز قائل می‌شود (۷).

بر اساس شواهد تجربی در زمینه‌ی تلاطم قیمت، تغییرات بزرگ (کوچک) تمایل دارند توسط تغییرات بزرگ (کوچک) دنبال شوند. این ویژگی اغلب تحت عنوان خوشه‌بندی[6] تلاطم شناخته می‌شود (۱۵). این الگوی رفتاری تلاطم مبین این است اگرچه تغییرات واقعی قیمت‌ها ممکن است ناهمبسته باشند ولی گشتاورهای شرطی مرتبه دوم ممکن است وابسته به زمان باشند (۱). این خوشه‌بندی تلاطم معمولاً بوسیله الگوهای خانواده‌ی GARCH مدل‌سازی می‌شود (۲۲).

۱، ۲، ۳ و ۴- به ترتیب دانشجوی دکتری و دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*- نویسنده مسئول: Email: Ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir)

5- Volatility

6- Clustering

مدارک تجربی عموماً نشان می‌دهند که بررسی اثرات تلاطم قیمت نه تنها در سطح کلان که حتی در سطوح خرد اقتصادی و یا یک بخش و زیربخش اقتصاد هم بسیار مهم است چرا که به نظر می‌رسد نتایج این گونه تلاطم‌های قیمت، کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کالیر (۹) توضیح می‌دهد که یک افت تولید در یک زیربخش مانند صنعت دام، ممکن است نخست خانوارها و سپس کل کشور را متأثر سازد. بدین صورت که یک شوک درآمدی، تقاضای کل برای سایر کالاهای تولید شده‌ی داخلی را تغییر خواهد داد که به نوبه‌ی خود به علت انعطاف‌پذیری کم قیمت، منجر به کاهش مجدد تولید خواهد شد (۳۲). مثلاً بدلیل کاهش تولید در زیربخش پرورش دام، درآمد دامداران کاهش خواهد یافت و از این رو آنها نسبت به قبل تقاضای کمتری از کالاهای سایر بخش‌های اقتصاد در کشور خواهند داشت و همین‌طور اثر این شوک درآمدی تا محو کامل آن- اگر محو گردد- ادامه خواهد یافت. به علاوه می‌توان بیان نمود که تلاطم قیمت محصولات کشاورزی برای سیاست‌گذاران نیز مهم است چرا که در نتیجه‌ی وجود تلاطم قیمت، آنها قادر نخواهند بود بودجه را به درستی طرح‌ریزی نمایند از این رو با قاطعیت می‌توان اظهار داشت بررسی تلاطم قیمت محصولات کشاورزی هم از لحاظ سیاست و توسعه و هم از جنبه‌ی اقتصادی موضوع مهمی است که نباید مورد غفلت واقع شود.

در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران، بخش کشاورزی از بخش‌های مهم اقتصادی است و در این بین صنعت پرورش دام از زیربخش‌های اساسی آن است. با توجه به اهمیت بالای این زیربخش کشاورزی، در پژوهش حاضر، بازار گوشت قرمز کشور به عنوان یکی از مهم‌ترین بازارهای کشاورزی، انتخاب گردید تا با دقت بیشتری وضعیت حاکم بر قیمت‌های این بازار و احتمال وجود تلاطم در قیمت‌های نهاده‌ها و محصولات این بازار مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. در رابطه با بازار گوشت قرمز، افزایش قیمت‌های گوشت گوساله و گوسفند و نهاده‌های تولیدی آنها در دهه‌های اخیر کاملاً مشهود است، به گونه‌ای که قیمت یک کیلوگرم گوشت گوساله از ۳۵۵۷ ریال در فروردین سال ۱۳۷۱ به ۲۶۳۷۰۱ ریال در اسفند سال ۱۳۹۲ و قیمت یک کیلوگرم گوشت گوسفند نیز در همان بازه‌ی زمانی از ۳۹۴۱ ریال به ۲۵۵۳۵۳ ریال رسیده است. قیمت نهاده‌های مصرفی بخش دام هم همین وضعیت را داشته به طوری که به عنوان مثال قیمت یک بسته علوفه در همان زمان از ۱۰۶ ریال به ۷۱۷۸ ریال افزایش یافته است (۲). به نظر می‌رسد علاوه بر افزایش قیمت‌ها، این بازار با تلاطم قیمت نیز روبه‌رو باشد. در راستای مطالب یاد شده هدف در پژوهش حاضر، الگوسازی تلاطم قیمت‌ها، با استفاده از خانواده‌ی مدل‌های GARCH، در بازار گوشت قرمز در سه سطح عمودی بازار یعنی تولیدکننده، خرده‌فروشی و نهاده‌های تولیدی می‌باشد. به طور خاص تلاش خواهد شد تا مناسب‌ترین الگو برای تبیین رفتار تلاطم قیمت‌ها در بازار دام کشور شناسایی شده و تعیین گردد کدام محصول یا نهاده تلاطم بیشتری در بازار گوشت قرمز ایجاد می‌نماید. همچنین اثرات اخبار خوب و بد بر تلاطم قیمت‌ها در هر سطح بازار نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

در طول سال‌های گذشته، تلاطم قیمت بازارهای محصولات کشاورزی و مواد غذایی توجه سیاست‌گذاران را در سراسر جهان به خود جلب کرده است. این توجه فزاینده، از بحران قیمت مواد غذایی در سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ شروع شد که عمده‌ی محصولات کشاورزی دارای افزایش قیمت پرشتابی بودند و سپس به سرعت کاهش یافتند (۷). در کل ادبیات تلاطم قیمت مواد غذایی در خارج از کشور را می‌توان به چند دسته شامل الگوسازی روند تلاطم قیمت در طول زمان، جنبه‌های نظری تجزیه و تحلیل تلاطم قیمت، تجزیه و تحلیل تجربی عوامل تلاطم قیمت، اثرات سرریز تلاطم، عکس‌العمل بین تلاطم قیمت‌های نقدی و آتی و بالاخره تشکیل قیمت در بازارهای آتی طبقه‌بندی نمود. در این بخش به صورت خیلی خلاصه به تعدادی از این مطالعات اشاره می‌شود.

هوچت- بوردون (۲۳) با بررسی تلاطم قیمت ۱۰ محصول کشاورزی مختلف برای دوره‌ی زمانی (۲۰۱۰-۱۹۵۷) نتیجه گرفت که به طور متوسط تلاطم قیمت شکر و گوشت گوساله کمتر بوده است. هم‌چنین نتیجه گرفت که تلاطم در دهه‌ی گذشته نسبت به دهه‌ی ۹۰ بالاتر بوده است ولی نه به اندازه‌ی تلاطم بسیار بالای دهه‌ی ۷۰. جین و کیم (۲۵) با استفاده از قیمت‌های واقعی برنج، فلفل قرمز، پیاز و کنجد در کره‌ی جنوبی و کاربرد تکنیک‌های مارکف سویچینگ نوع جدیدی از معیار اندازه‌گیری را با کاربرد مدلی که چندین تغییر ساختاری را در میانگین غیر شرطی برای غلبه بر مشکل واریانس تقویت شده وارد می‌کند، معرفی نمودند. آنها اثبات نمودند که این متدولوژی بهتر از روش‌های دیگر عمل می‌کند، به ویژه وقتی که چرخش رژیم بوسیله یک انتقال موازی در میانگین تعریف می‌گردد. اما اگر در سری‌های قیمت روند بر انتقالات میانگین غلبه داشته باشد، این مدل روش مناسبی نخواهد بود. اندرسون و نلگن (۳) با استفاده از قیمت‌های سالانه‌ی برنج، گندم، ذرت، سویا، شکر، پنبه، نارگیل، قهوه، گوشت گاو، گوشت خوک و گوشت مرغ عکس‌العمل‌های تجاری ۷۵ کشور را برای دستیابی به شواهد تجربی از چگونگی واکنش دولت‌ها در هر دو دسته‌ی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نسبت به تلاطم قیمت، ارزیابی نمودند. آنها پی بردند که عکس‌العمل کشورهای واردکننده و صادرکننده‌ی محصولات کشاورزی همدیگر را خنثی نموده و بنابراین دخالت‌های دولت‌ها نتیجه‌ای در پی ندارد.

خلیف و همکاران (۲۶) مدل چندمتغیره‌ی GARCH را برای بررسی عدم حتمیت نسبی قیمت‌ها در بازارهای نهاده، محصول و خرده‌فروشی بازار گوشت مرغ ایران و نیز بررسی درجه‌ای که عدم

حتمیت قیمت در یک بازار، عدم حتمیت قیمت در بازار دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بکار بردند. مطابق یافته‌های این بررسی قیمت‌های نهاده‌ها و خرده‌فروشی هر دو می‌توانند باعث تغییر در تلاطم قیمت تولیدکننده شوند. رزیتیس و استاوروپولوس (۳۱) دلالت‌های انتظارات عقلایی در بخش کالاهای اولیه را با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی ساختاری با ریسک درونزا بررسی نمودند. آنها مدل چندمتغیره‌ی GARCH را برای بازار گوشت یونان (گوشت گاو، گوشت گوساله، گوشت خوک و گوشت مرغ) از ۲۰۰۶-۱۹۹۳ استفاده کردند. نتایج حاکی از این بود که عدم حتمیت بوجود آمده بوسیله‌ی تلاطم قیمت، یک عامل محدود کننده‌ی رشد در صنعت گوشت یونان می‌باشد. بوهل و استفان (۵) بهره‌ی سفته‌بازی انتظاری و غیر منتظره را به عنوان متغیرهای برونزا در یک مدل GARCH، برای کنترل حجم تجارت کل و بهره‌ی کل به کار بردند. ایشان از قیمت‌های هفتگی نقد و آتی ذرت، سویا، گندم و شکر استفاده کردند. نتایج نشان داد که اگرچه قیمت‌های آینده تمایل به رهبری قیمت‌های نقد در بازارهای کشاورزی دارد، به نظر نمی‌رسد سفته‌بازی، فرایند کشف قیمت را به تأخیر بیاندازد. بستیانینو همکاران (۴) برای بررسی اثر سفته‌بازی روی ایجاد تلاطم بازدهی قیمت‌های آتی مدل‌های تک‌متغیره و چندمتغیره‌ی GARCH را با استفاده از داده‌های هفتگی ذرت، جوی دو سر، روغن سویا، سویا و گندم و نیز بنزین، روغن حرارتی، نفت خام و گاز طبیعی تخمین زدند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که زیادی سفته‌بازی روی بازدهی کالاها اثر معنی‌داری ندارد، در حالی که عوامل کلان اقتصادی و مالی به ویژه نرخ‌های ارز و بازدهی سهام، در این رابطه مرتبطتر می‌باشند. از سوی دیگر دریافتند که اثرات سرریز تلاطم در داخل و بین هر دو گروه یعنی کالاهای انرژی و کشاورزی معنی‌دار هستند.

در داخل کشور نیز تلاش‌هایی در این زمینه صورت گرفته است ولی تعداد مطالعات در داخل کشور به نسبت کمتر بوده است که به برخی از آنها اشاره می‌شود. به عنوان مثال، مرتضوی و همکاران (۲۸) تأثیر تلاطم نرخ ارز بر صادرات پسته‌ی کشور را با استفاده از مدل GARCH و VECM برای دوره‌ی زمانی ۸۶-۱۳۳۸ بررسی نمودند. نتایج نشان‌دهنده‌ی تأثیر منفی تلاطم نرخ ارز بر ارزش صادراتی پسته است. قهرمان‌زاده و فلسفیان (۱۶) اثرات سرریز تلاطم قیمت در سطوح عمودی بازار گوشت گوساله را با استفاده از مدل GARCH چندمتغیره و قیمت‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی ۸۷-۱۳۷۶ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مؤید آن بود که تلاطم قیمت تولیدکننده گوشت گوساله‌ی زنده بیش از نوسانات قیمتی بازارهای نهاده‌های تولیدی و خرده‌فروشی تحت تأثیر تلاطم سایر بازارها قرار دارد. از طرف دیگر، تلاطم قیمت تولیدکننده گوشت گوساله حساسیت بیشتری نسبت به تلاطم قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله در مقایسه با تلاطم قیمت نهاده‌های خوراکی دارد.

به طور کلی، بررسی مطالعات انجام شده در زمینه‌ی تلاطم قیمت در بازارهای مختلف نشان می‌دهد که در این قبیل مطالعات، عمدتاً از مدل‌های خانواده‌ی GARCH بهره گرفته شده است. البته تعداد این‌گونه پژوهش‌ها در داخل کشور بسیار محدود و انگشت‌شمار است و این تعداد کم نیز عمدتاً در بازارهای نفت، ارز و یا بورس انجام شده و این قبیل مطالعات در بخش کشاورزی تا حدی نادر است. بر این اساس، پژوهش حاضر می‌تواند به عنوان معدود مطالعات انجام شده در زمینه‌ی تلاطم قیمت‌ها در بخش کشاورزی کشور تلقی شود.

مواد و روش‌ها

مدل‌های متنوعی وجود دارند که برای آزمون وجود تلاطم متغیر به کار گرفته می‌شوند. مانگانلی و انگل (۲۷) ادعا می‌کنند که تفاوت اساسی بین این مدل‌ها در نحوه‌ی برخورد آنها با توزیع متغیر، نهفته است و این مدل‌ها را در سه دسته‌ی مجزا طبقه‌بندی می‌نمایند: پارامتریک مانند انواع مدل‌های GARCH، ناپارامتریک مانند شبیه‌سازی تاریخی و مدل هیبرید[1]، و نیمه پارامتریک مانند CAViaR، تئوری مقادیر کرانی[2] و مدل GARCH شبه حداکثر راستنمایی[3](۲). در این بین بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌های پارامتریک گروه GARCH با محبوبیت بیشتری روبرو بوده است و در پژوهش حاضر نیز از مدل‌های پارامتریک GARCH بهره گرفته شده است که در ادامه توضیح داده می‌شود.

یک سری زمانی مشاهده شده مانند y_t را می‌توان به صورت مجموع دو بخش قابل پیش‌بینی ($E(.)$) و غیر قابل پیش‌بینی (ε_t) نوشت.

$$y_t = E[y_t \mid \cdot_{t-1}] + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که Ψ_{t-1} مجموعه اطلاعات موجود تا زمان t-1 می‌باشد. در الگوسازی تلاطم تمرکز روی بخش غیر قابل پیش‌بینی ε_t خواهد بود. معمولاً در الگوسازی بخش قابل پیش‌بینی یا میانگین شرطی فرض می‌شود که جزء ε_t نوفه‌ی سفید است؛ اما در الگوسازی تلاطم اجازه داده می‌شود که واریانس شرطی در طول زمان تغییر یابد؛ یعنی $E[\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1}] = h_t$ به طوریکه h_t تابع غیر منفی می‌باشد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که جمله‌ی خطا دارای واریانس ناهمسانی شرطی است. روش معمول برای بیان این عبارت در ادبیات به صورت رابطه‌ی ۲ می‌باشد.

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \qquad (۲)$$

که z_t دارای توزیع نرمال است و به صورت مستقل و همانند با میانگین صفر و واریانس یک توزیع شده است. البته مطابق بولرسلو

1- Hybrid Model
2- Extreme Value Theory
3- Quasi-Maximum Likelihood GARCH

(۱۰) برای z_t می‌توان توزیع دیگری نظیر t-استیودنت با ν درجه‌ی آزادی را هم در نظر گرفت که ν نیز همراه با دیگر پارامترهای مدل تخمین زده می‌شود (۱۵).

برای الگوسازی تلاطم لازم است که مشخص شود واریانس شرطی به چه نحوی در طول زمان حرکت می‌نماید. در این راستا مدل‌های گوناگون خطی و غیر خطی در طول زمان برای تصریح h_t در ادبیات توسعه یافته‌اند که برخی از این مدل‌ها نسبت به بقیه دارای موفقیت بیشتری در ادبیات تلاطم بوده‌اند. مدل‌هایی که در ادبیات موضوع بیشتر مرسوم می‌باشند، مدل‌های GARCH، EGARCH، GJR-GARCH، TGARCH، SAGARCH، PGARCH، NGARCH، APGARCH و NPGARCH می‌باشند که در مطالعه‌ی حاضر نیز از این مدل‌ها بهره گرفته خواهد شد. در ادامه توضیح مختصری در مورد هرکدام از این مدل‌ها ارائه می‌شود.

انگل (۱۲) برای اولین بار مدل ARCH را توسعه داد که شامل همه‌ی جملات خطای گذشته می‌باشد. مدل ARCH انگل، بعداً توسط بولرسلو (۶) با اضافه کردن وقفه‌های واریانس شرطی به مدل GARCH تعمیم یافت که اجازه می‌دهد ساختار وقفه بسیار انعطاف-پذیرتر باشد. با تعریف $\pounds_t$ به عنوان فرایند تصادفی گسسته‌ی واقعی و $\cdot_t$ به عنوان مجموعه اطلاعات شامل تمامی اطلاعات تا زمان t، فرایند GARCH(p,q) به صورت رابطه‌ی ۳ تصریح می‌شود.

$$\pounds_t \mid \cdot_{t-1} \sim N(0, h_t)$$
$$h_t = \mu + \sum_{i=1}^{q} \sim_i \pounds_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} {}_i h_{t-i} \qquad (۳)$$

که در آن $p \geq 0$ و $q > 0$ بوده و $\alpha_i, \beta_i \geq 0, \omega > 0$ شرایط کافی برای اطمینان از معین مثبت بودن واریانس شرطی، $h_t \geq 0$، می‌باشند. در این الگو، α_i مبین اثر ARCH بوده و پایداری کوتاه‌مدت شوک‌ها را به تصویر می‌کشد، در حالیکه β_i مبین اثر GARCH می‌باشد (۶). فرایند GARCH(p,q) ایستای ضعیف است اگر تمامی ریشه‌های $1 - \alpha(L) - \beta(L)$ خارج از چرخه‌ی واحد باشند (۲).

به علت مشکلات مدل خطی و متقارن بودن GARCH، باب دیگری در ادبیات تلاطم قیمت تحت عنوان مدل‌های غیر خطی GARCH باز شد. اغلب توسعه‌های مدل غیر خطی بر اساس مدل GARCH برای وارد ساختن اثرات متفاوت شوک‌های مثبت و منفی یا انواع دیگر عدم تقارن بوده است که در ادامه مهم‌ترین و پر کاربردترین مدل‌های غیر خطی توضیح داده می‌شود.

انگل (۱۳) نخستین مدل غیر خطی را تحت عنوان مدل ساده‌ی نامتقارن GARCH[1] یا SAGARCH معرفی نمود.

$$h_t = \mu + \sum_{i=1}^{q_1} \sim_i \pounds_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q_2} \yen_i \pounds_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} {}_i h_{t-i} \qquad (۴)$$

1- Simple Asymmetric GARCH

در این مدل محدودیت‌های غیرمنفی بودن عبارتند از: $\alpha_i, \beta_i \geq 0$, $\omega > 0$, و $\gamma_i > 0$ مبین اثرات نامتقارن می‌باشد. اگر $\gamma < 0$ باشد اثر شوک‌های منفی روی تلاطم شرطی بزرگتر از اثر شوک‌های مثبت (به همان) اندازه خواهد بود (اثر اهرمی) (۱۳).

نلسون (۲۹) الگوی غیر خطی دیگری را برای کنترل اثرات نامتقارن، تحت عنوان الگوی GARCH نمایی[2] یا EGARCH معرفی نمود که شکل ریاضی آن در رابطه‌ی ۵ آمده است.

(۵)

$$\ln(h_t) = \mu + \sum_{i=1}^{q} \left(\yen_i \left[\frac{\pounds_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] + \sim_i \left[\frac{|\pounds_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} - \sqrt{2/\circledR} \right] \right)$$
$$+ \sum_{j=1}^{p} {}_j \ln(h_{t-j}), \quad \textit{for Normal distribution and,}$$

$$\ln(h_t) = \mu + \sum_{i=1}^{q} \left(\yen_i \left[\frac{\pounds_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] + \sim_i \left[\frac{|\pounds_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} - \sqrt{\frac{\neg - 2}{\circledR}} \frac{\Gamma(\frac{\neg - 1}{2})}{\Gamma(\frac{\neg}{2})} \right] \right)$$
$$+ \sum_{j=1}^{p} {}_j \ln(h_{t-j}), \quad \textit{for t distribution with } \neg > 2.$$

که ω، α_i، γ_i و β_j ضرایب هستند و اثرات عدم تقارن بوسیله γ مشخص می‌گردد. اگر γ صفر باشد اثرات نامتقارن وجود ندارد (۳۳ و ۸). الگوی EGARCH بسیاری از مشکلات موجود در مدل GARCH را حل کرده است. از جمله اینکه اثر اخبار در EGARCH نامتقارن در نظر گرفته شده است. از سوی دیگر، تصریح لگاریتمی EGARCH متضمن مثبت بودن تلاطم شرطی است. مشکل سومی که در مدل EGARCH برطرف شده است مربوط به پایداری شوک-هاست. در مدل EGARCH بسادگی اگر مجموع ضرایب β برآورد شده محدود باشد، شرایط ایستایی اکید و ارگودیسیتی[3] برقرار خواهند بود (۲۹). ولی به نظر می‌رسد اثر شوک وارد شده به واریانس شرطی تفسیر بسیار پیچیده‌ای خواهد داشت (۳۵).

از جنبه‌ی تکنیکی، تصریح واریانس شرطی به صورت تابعی از مجذور شوک‌های گذشته، یک محدودیت مهم دارد و آن اینکه تنها قدر مطلق اثر مقادیر گذشته‌ی شوک‌ها در تصریح درجه دو محسوب می‌شود. به عبارت دیگر شوک در زمان t-k، چه مثبت باشد و چه منفی اثر یکسانی روی تلاطم زمان حاضر خواهد داشت. یک ابزار طبیعی برای وارد نمودن عدم تقارن در مدل تلاطم این است که آن را تابعی از بخش‌های مثبت و منفی فرایند شوک‌ها در نظر بگیریم (۳۵). بدین منظور، گلستون و همکاران (۱۸) الگوی عدم تقارن دیگری را تحت عنوان GJR-GARCH ارائه داده‌اند که در آن

2- Exponential GARCH
3- Ergodisity

واریانس شرطی تابعی از مجذور بخش‌های مثبت و منفی جملات خطا نوشته شده است که شکل ریاضی آن در رابطه‌ی ۶ آمده است.

$$h_t = \mu + \sim \varepsilon_{t-1}^2 + \quad h_{t-1} + \forall I_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 \quad (۶)$$

که در آن I_{t-1} تابع علامت بوده و اگر شوک جاری مثبت باشد مقدار یک و در غیر این‌صورت مقدار صفر می‌گیرد (۱۸). شرط غیر منفی بودن واریانس شرطی در صورتی احراز می‌شود که $\omega > 0$، $\alpha + \beta < 1$ و $(\alpha + \gamma) / 2 + \beta < 1$ باشد. شرط ایستایی هم با $(\alpha + \gamma) / 2 \geq 0$ برقرار می‌شود (۱۵). ضریب γ، نشان دهنده‌ی اثر عدم تقارن می‌باشد و اگر چنانچه علامت آن منفی باشد، بیانگر اثر اهرمی یعنی تأثیر بزرگتر شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت خواهد بود و اگر علامت γ مثبت باشد، شوک‌های مثبت اثر بزرگتر خواهند داشت (۱۱).

الگوی GJR-GARCH ارتباط تنگاتنگی با الگوی آستانه‌ای TGARCH[1] دارد که اثر جداگانه‌ی شوک‌های مثبت و منفی را به گونه‌ای متفاوت از گلستون و همکاران (۱۸) محسوب داشته است. این مدل توسط زاکویان (۳۵) و بر اساس مطالعه‌ی دیویدیان و کارول (۱۰) به صورت رابطه‌ی ۷ ارائه شده است.

$$h_t^{1/2} = \mu + \sum_{i=1}^{q} \sim_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{i=1}^{n} \forall_i |\varepsilon_{t-i}| (\varepsilon_{t-i} > 0) + \sum_{i=1}^{p} \quad {}_i h_{t-i}^{1/2} \quad (۷)$$

همانطور که ملاحظه می‌شود به جای مجذور شوک‌ها خود شوک‌ها و لذا به جای واریانس شرطی هم انحراف معیار شرطی استفاده شده است. در این رابطه اثر اخبار خوب (شوک‌های مثبت) به وسیله‌ی مجموع α + γ و اثر اخبار بد (شوک‌های منفی) با ضریب α مشخص می‌شود. این رهیافت بسیار نزدیک به مدل آستانه‌ای تانگ (۳۴) در الگوسازی میانگین شرطی می‌باشد. تفسیر ضرایب این مدل نسبت به مدل EGARCH ساده‌تر می‌باشد. مزیت دیگر الگوسازی متغیر مقیاس انحراف معیار شرطی به جای واریانس شرطی از این حقیقت ناشی می‌شود که دیگر نیازی به محدودیت‌های مثبت بودن نیست و در هر صورت واریانس شرطی مثبت خواهد بود. لذا ساده‌سازی زیادی در رهیافت‌های استنباط عددی بوجود می‌آید. اما تا زمانیکه ویژگی‌های احتمالاتی مورد توجه باشد، تخمین مدل وقتی انحراف معیار مثبت فرض نشده است بسیار پیچیده خواهد بود. بنابراین مدل با محدودیت‌های مثبت بودن زیر کامل می‌شود (۳۵):

$$\sim_0 > 0, \quad \sim_i \geq 0, \quad {}_i \geq 0, \quad \textit{for all } i$$

هر کدام از مدل‌های تلاطم موجود در ادبیات مزایا و محدودیت‌های خاص خود را دارد. به وضوح هیچ‌یک از مدل‌ها را نمی‌توان به عنوان محتمل‌ترین تصریح فرایند تلاطم انتخاب نمود. مفید بودن آنها به کاربرد تجربی خاص بستگی دارد. بر این مبنا، هیگینز و برا (۲۱) طبقه‌ای از مدل‌های GARCH غیر خطی را معرفی نمودند که چندین فرم تابعی موجود در ادبیات را در بردارد[2]. فرم تابعی عمومی این مدل به صورت رابطه‌ی ۸ می‌باشد.

$$h_t^{\phi} = \mu + \sum_{i=1}^{q} \sim_i (\varepsilon_{t-i}^2)^{\phi} + \sum_{i=1}^{p} \quad {}_i h_{t-i}^{\phi} \quad (۸)$$

که در آن $\delta > 0$، $\alpha_i, \beta_i \geq 0$ و $\omega > 0$ شرایط غیرمنفی بودن واریانس شرطی می‌باشد و تحت عنوان مدل توانی یا PGARCH[3] شناخته شده است. با فرض $\delta = 1$ و کم کردن γ از ε در هر وقفه مدل دیگری به صورت رابطه‌ی ۹ بدست می‌آید.

$$h_t = \mu + \sum_{i=1}^{q} \sim_i (\varepsilon_{t-i} - \forall_i)^2 + \sum_{i=1}^{p} \quad {}_i h_{t-i} \quad (۹)$$

این مدل تحت عنوان مدل GARCH غیرخطی یا NGARCH[4] نامیده شده است. جمله‌ی $\sim_i (\varepsilon_{t-i} - \forall_i)^2$ اجازه می‌دهد تا حداقل واریانس شرطی به جای صفر در مقدار متغیر γ_iتعیین شود (۲۱). بالاخره دینگ و همکاران (۱۱) یک مدل عمومی دیگر ارائه نمودند که چندین مدل را دربردارد. ساختار کلی مدل آنها به صورت رابطه‌ی ۱۰ می‌باشد.

$$h_t^{\phi} = \mu + \sum_{i=1}^{p} \sim_i \left(|\varepsilon_{t-i}| - \forall_i \varepsilon_{t-i}\right)^{\phi} + \sum_{j=1}^{q} \quad {}_j h_{t-j}^{\phi}$$
$$\mu > 0, \ \phi \geq 0, \ \sim_i \geq 0, \ i = 1, \ldots, p, \quad (۱۰)$$
$$-1 < \forall_i < 1, \ i = 1, \ldots, p, \quad {}_j \geq 0, \ j = 1, \ldots, q$$

این مدل تبدیل توانی باکس- کاکس فرایند انحراف معیار شرطی و قدر مطلق نامتقارن باقیمانده‌ها را اعمال می‌نماید. این مدل تعمیم یافته را مدل GARCH توانی نامتقارن یا به اختصار APGARCH[5] خواهیم نامید که شامل ۷ مدل ARCH، GARCH، مدل انحراف معیار تیلور/ شورت، GJR، TGARCH، NGARCH و بالاخره مدل log-GARCH به عنوان حالت‌های خاص می‌باشد.[6] اگر در رابطه‌ی فوق جمله‌ی مربوط به اثر شوک‌ها به صورت $\sum_{i=1}^{p} \sim_i |\varepsilon_{t-i} - \forall_i|^{\phi}$ تغییر یابد، مدل GARCH توانی غیرخطی یا به اختصار NPGARCH[7] بدست می‌آید (۱۱).

در مطالعه‌ی حاضر، رفتار تلاطم قیمت بازار گوشت قرمز کشور با استفاده از مدل‌های یاد شده الگوسازی خواهد شد. تخمین

1- Threshold GARCH

۲- مدل‌های متداخل و شرایط احراز آنها در مقاله‌ی هیگینز و برا (۲۳) به تفصیل ارائه شده است.

3- Power GARCH

4- Nonlinear GARCH

5- Asymetric Power GARCH

۶- این ۷ مدل و شرایط آنها در ضمیمه A مقاله‌ی دینگ و همکاران (۱۵) به تفصیل ارائه شده است.

7- Nonlinear Power GARCH

پارامترهای مدل مرکب میانگین و واریانس شرطی با استفاده از سری بازدهی‌ها صورت می‌گیرد. اگر p_t مبین قیمت در زمان t مثلاً قیمت گوشت گوسفند در ماه tام باشد، رشد قیمت گوشت به صورت $r_t = \log(\frac{p_t}{p_{t-1}}) = \log(p_t) - \log(p_{t-1})$ محاسبه گردیده که این رشد قیمت‌ها را اصطلاحا بازدهی قیمت گوشت گوسفند می‌نامند و در مطالعه حاضر نیز بازدهی تمامی متغییرهای مورد نظر نیز بدین گونه محاسبه می‌گردند. به منظور تحلیل تلاطم در سمت تقاضای بازار گوشت قرمز، قیمت‌های ماهانه خرده‌فروشی گوشت گوساله و گوشت گوسفند و به تبع آن و بازدهی ماهانه آنها طی سال‌های ۹۲-۱۳۷۱ بهره گرفته شده و از سوی دیگر برای تجزیه و تحلیل تلاطم در سمت عرضه یا تولیدکننده‌ی گوشت قرمز از قیمت‌های ماهانه و به تبع آن بازدهی ماهانه گوسفند زنده و گوساله‌ی زنده در دوره‌ی زمانی ۹۲-۱۳۷۶ و نیز سری بازدهی نهاده‌ی عمده‌ی تولیدی آنها یعنی علوفه در دوره‌ی زمانی ۹۲-۱۳۷۱ استفاده شد. لازم به ذکر است که سری‌های قیمت‌های ماهانه‌ی مربوطه از شرکت پشتیبانی امور دام کشور اخذ گردیده است.

نتایج و بحث

شکل‌های ۱ تا ۵ شامل نمودارهای سری‌های لگاریتم قیمت و بازدهیو نیز نمودارهای ACF و PACF مربوط به بازدهی‌ها و مربع بازدهی‌های کالاهای مورد بررسی مطالعه‌ی حاضر می‌باشد. همانطور که در نمودارهای بازدهی دیده می‌شود این سری‌ها حول عدد صفر تمرکز می‌یابد و بازده‌ها دائماً در حال نوسان هستند، اندازه‌ی این نوسان‌ها گاهی بزرگ و زمانی کوچک است که نشان‌دهنده‌ی تغییرات خوشه‌ای در سری‌های زمانی بازدهی مورد بررسی هستند. در واقع خوشه‌بندی تلاطم بدین معنی است که تلاطم‌های کم به دنبال تلاطم‌های کم و تلاطم‌های زیاد به دنبال تلاطم‌های زیاد رخ داده‌اند. خوشه‌بندی تلاطم همان اثری است که مدل‌های طبقه‌ی ARCH برای کنترل آن طراحی شده است.

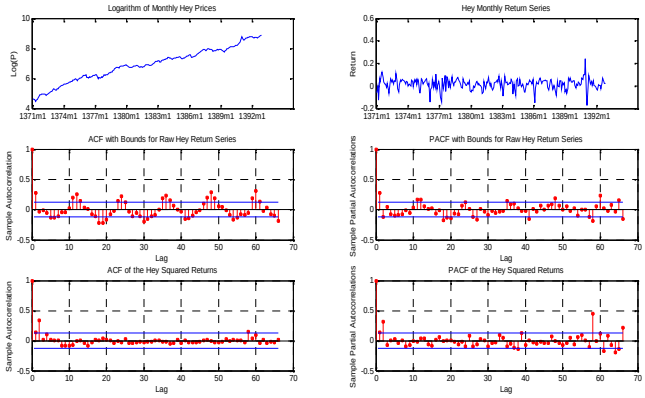
ویژگی‌های مربوط به توزیع بازدهی‌های منتخب در جدول ۱ ارائه شده است. مطابق این جدول بازدهی‌های مربوط به سمت عرضه‌ی بازار گوشت قرمز، یعنی علوفه، گوسفند زنده و گوساله‌ی زنده دارای چولگی منفی هستند. به عنوان تعبیری برای چولگی منفی می‌توان گفت که چون بیشتر تراکم احتمال در قسمت راست توزیع بازدهی‌های مذکور واقع می‌شود، وقوع بازده‌های با علامت مثبت محتمل‌تر خواهند بود و این یعنی بالا بودن احتمال پیشامد افزایش قیمت این ماه نسبت به ماه قبل نسبت به پیشامد کاهش قیمت آن. به عبارت دیگر اطلاعات بازار، تمایل بازار به افزایش قیمت‌ها را نشان می‌دهد.این یافته در مورد سمت تقاضای بازار گوشت قرمز یعنی خرده‌فروشی گوشت گوساله و گوسفند برعکس می‌باشد.

بر اساس اطلاعات موجود در جدول ۱، همه‌ی بازدهی‌ها شواهدی از توزیع با دنباله‌ی کلفت[1] نشان می‌دهند چرا که مقدار کشیدگی در توزیع بازده‌ها در تمام موارد از مقدار کشیدگی توزیع نرمال (۳) بیشتر است. کشیدگی مازاد نشان می‌دهد نسبت به وقتی که توزیع بازدهی‌ها نرمال باشد، احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی بازده‌ها تخصیص می‌یابد، به عبارت دیگر بازارهای تحت بررسی، افزایش‌ها و یا کاهش‌های شدید و ناگهانی قیمت را محتمل می‌داند. آماره‌ی آزمون جارک-برا نیز فرض نرمال بودن توزیع بازدهی‌ها را در هر سطح احتمال رد می‌کند. با توجه به ACF و PACF بازدهی‌ها و توان دوم بازدهی‌ها، روشن است که هم خود بازدهی‌ها و هم فرایند واریانس همبسته می‌باشند. این یافته با فرایند ARCH سازگار بوده و هم راستا با شواهد قبلی مربوط به شکل‌های ۱ تا ۵ و جدول ۱ الگوسازی GARCH را برای سری‌های بازدهی مورد بررسی پژوهش حاضر پیشنهاد می‌نماید.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر، فیلیپس- پرون و آزمون ایستایی KPSS در جدول ۲، حاکی از عدم وجود ریشه واحد در سطح احتمال ۱ درصد و ایستایی داده‌ها در سطح احتمال ۱۰ درصد برای تمامی سری‌های بازدهی می‌باشد. جهت انتخاب معادلات میانگین شرطی، با توجه به نمودارهای ACF و PACF سری بازدهی‌ها، مدل‌های مختلف ARMA(p,q) برای این سری‌های زمانی برازش شد. انتخاب مدل بهینه بر اساس معیارهای اطلاعات بیزین و آکائیک و نیز لگاریتم راستنمایی انجام شد، مشروط بر آنکه خود همبستگی در باقیمانده‌های مدل‌ها وجود نداشته باشد. ستون سوم جدول ۴ مدل نهایی انتخاب شده برای هر یک از سری‌های بازدهی به عنوان معادلات میانگین شرطی را نشان می‌دهد. برای تشخیص وجود اثر ARCH خطی در باقیمانده‌های مدل میانگین شرطی انتخاب شده (بازدهی غیر قابل پیش‌بینی) از روش پیشنهادی انگل (۱۲) تا وقفه‌ی ۱۲ استفاده شد. نتیجه‌ی این آزمون‌ها در جدول ۳ ارائه شده است.

برای بررسی اینکه آیا شوک های مثبت و منفی و یا غیر هم اندازه اثرات متفاوتی روی واریانس شرطی دارند یا خیر از آزمون‌های ARCH غیرخطی انگل و نگ (۱۴) استفاده شد. در حقیقت تلاش شده است تا اثر ARCH غیر خطی مورد سنجش قرار گیرد. نتایج این آزمون‌ها شامل آزمون‌های اریب علامت، SB، اریب اندازه‌ی منفی، NSB، اریب اندازه‌ی مثبت، PSB و آزمون مشترک آنها نیز در جدول ۳، به ترتیب در ستون‌های ۲ تا ۵ ارائه شده است.

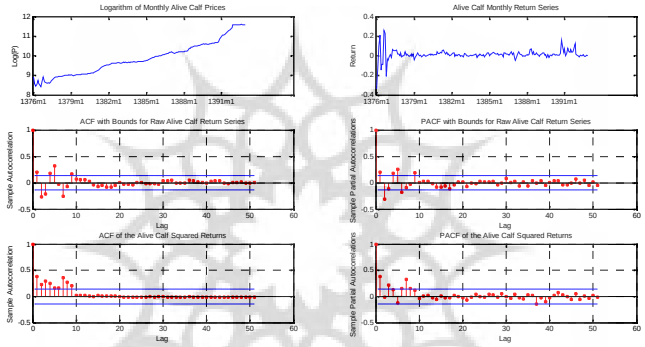
1- Fat tailed



شکل ۱- نمودارهای سری لگاریتم قیمت، بازدهی، ACF و PACF بازدهی و مجذور بازدهی علوفه

Figure 1- Logarithmic prices, returns, ACF and PACF of hay

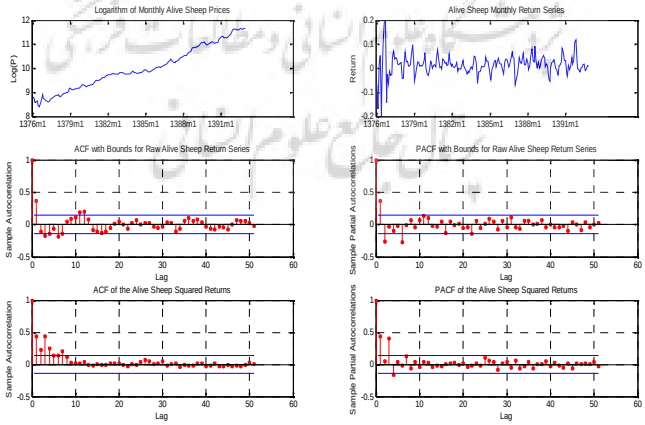
Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق



شکل ۲- نمودارهای سری لگاریتم قیمت، بازدهی، ACF و PACF بازدهی و مجذور بازدهی گوساله زنده

Figure 2- Logarithmic prices, returns, ACF and PACF of calf

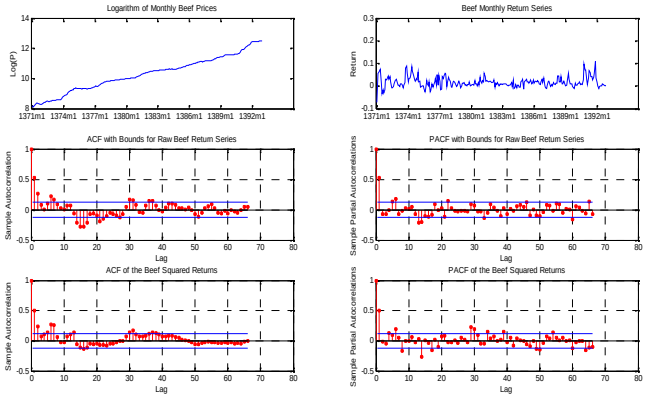
Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق



شکل ۳- نمودارهای سری لگاریتم قیمت، بازدهی، ACF و PACF بازدهی و مجذور بازدهی گوسفند زنده

Figure 3- Logarithmic prices, returns, ACF and PACF of Sheep

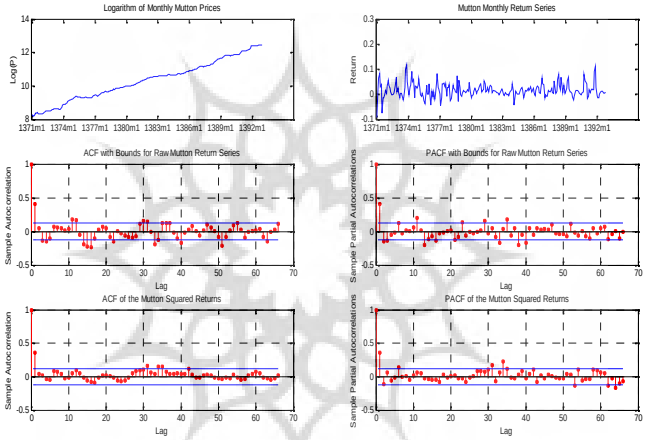
Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق



شکل ٤- نمودارهای سری لگاریتم قیمت، بازدهی، ACF و PACF بازدهی و مجذور بازدهی گوشت گوساله

Figure 4- Logarithmic prices, returns, ACF and PACF of beef

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق



شکل ٥- نمودارهای سری لگاریتم قیمت، بازدهی، ACF و PACF بازدهی و مجذور بازدهی گوشت گوسفند

Figure 5- Logarithmic prices, returns, ACF and PACF of Mutton

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۱- آماره‌های توصیفی سری‌های بازدهی مورد بررسی

Table 1- Descriptive statistics of the return series

نوع گوشت Type of meat	میانگین Mean	واریانس Variance	چولگی Skewness	کشیدگی Kourtsis	آماره‌ی جارک برا Jarque- Bera
گوساله زنده Calf	0.0131	0.0025	-0.9655	21.0213	2801.4* (0.000)
گوشت گوساله Beef	0.0164	0.0005	0.8756	5.5696	105.9614* (0.001)
علوفه Hay	0.0160	0.0023	-0.5023	6.1510	119.8616* (0.001)
گوسفند زنده Sheep	0.014	0.0018	-0.3977	10.0630	427.2036* (0.001)
گوشت گوسفند Mutton	0.0159	0.0007	0.4954	5.6767	89.2688* (0.001)

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد و ایستایی سری‌های بازدهی

Table 2- Results of the unit root and stationary test of return series

نوع گوشت Type of meat	دیکی- فولر تعمیم یافته ADF	فیلیپس- پرون PP	KPSS
گوساله زنده Calf	-12.48* (0.001)	-12.32* (0.001)	0.029*** (0.1)
گوشت گوساله Beef	-5.40* (0.001)	-7.08* (0.001)	0.142*** (0.057)
علوفه Hay	-9.66** (0.001)	-11.28* (0.001)	0.061*** (0.1)
گوسفند زنده Sheep	-9.92* (0.001)	-9.11* (0.001)	0.036*** (0.1)
گوشت گوسفند Mutton	-7.62* (0.001)	-8.84* (0.001)	0.055*** (0.1)

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و *، ** و *** به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level and *, ** and *** represent significance at 1, 5 and 10 percent level respectively

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون وجود اثرات ARCH خطی و غیرخطی در باقیمانده‌های مدل میانگین شرطی برازش شده

Table 3- The results of ARCH linear and nonlinear effects in residuals of the fitted conditional mean models

نوع گوشت Type of meat	ARCH test (Linear)	Sign bias test (SB)	Negative size bias test (NSB)	Positive size bias test (PSB)	Joint test
گوساله زنده Calf	5.463** (0.019)	1.04 (0.310)	14.60* (0.000)	2.69*** (0.1)	7.14* (0.000)
گوشت گوساله Beef	33.905* (0.000)	4.04** (0.045)	18.01* (0.000)	5.41** (0.021)	17.65* (0.000)
علوفه Hay	26.621* (0.000)	0.45 (0.504)	10.01* (0.002)	7.57* (0.006)	10.10* (0.000)
گوسفند زنده Sheep	10.000* (0.002)	2.87*** (0.092)	0.50 (0.481)	30.12* (0.001)	11.76* (0.000)
گوشت گوسفند Mutton	15.102* (0.000)	3.78*** (0.060)	3.56*** (0.060)	15.95* (0.000)	10.39* (0.000)

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و *، ** و *** به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level and *, ** and *** represent significance at 1, 5 and 10 percnt level respectively

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ٤- آزمون Q لجانگ- باکس برای سری بازدهی‌ها، مربع بازدهی‌های باقیمانده‌ها و مربع باقیمانده‌های مدل میانگین شرطی برازش شده

Table 4- The Ljang- box Q test for the returns, squared returns, residuals and squared residuals series of fitted conditionl mean equation

نوع گوشت Type of meat	بازدهی(r_t) Returns	مربع بازدهی(r_t^2) Squar returns	مدل برازش شده Fitted model	باقیمانده‌ها(e_t) residuals	مربع باقیمانده‌ها(e_t^2) Squar residuals
گوساله زنده Calf	8.300** (0.004)	30.469* (0.000)	AR(1/9)	0.061 (0.805)	9.683** (0.008)
گوشت گوساله Beef	74.759* (0.000)	65.574* (0.000)	AR(1)	0.064 (0.799)	26.423* (0.000)
علوفه Hay	20.0357* (0.000)	34.900* (0.000)	AR(1,11/12), No-Constant	0.0416 (0.838)	26.940* (0.000)
گوسفند زنده Sheep	27.827* (0.000)	40.287* (0.000)	MA(1)	0.112 (0.738)	10.149* (0.000)
گوشت گوسفند Mutton	43.432* (0.000)	34.170* (0.000)	AR(1/2 11)	1.174 (0.279)	11.025* (0.001)

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و * و ** به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱ و ۵ درصد می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level and * and ** represent significance at 1 and 5 percent level respectively

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

که تمامی این آماره‌ها به غیر از آماره‌ی SB برای بازدهی‌های علوفه، گوساله زنده و گوسفند زنده و نیز آماره‌ی NSB برای بازدهی-های گوسفند زنده، مبین وجود اثرات ARCH خطی و غیر خطی و رد واریانس همسانی می‌باشند.

آزمون Q لجانگ- باکس برای خود همبستگی‌های اول تا دوازدهم سری بازدهی‌ها، مربع بازدهی‌ها، باقیمانده‌ها و مربع باقیمانده‌های مدل‌های میانگین انتخاب شده، انجام شد. نتایج حاصل تنها برای وقفه‌ی اول در جدول ۴ ارائه شده است. آماره‌های Q نشان می‌دهند که سری‌های بازدهی مورد مطالعه در طول زمان همبسته می‌باشد لذا بدرستی از مدل‌های مختلف ARMA(p,q) برای الگوسازی آنها بهره گرفته شد. مربع بازدهی‌ها و مربع باقیمانده‌های مدل‌های برازش شده همبسته می‌باشند که این یافته نیز هم راستا با یافته‌های قبلی حاکی از وجود اثرات GARCH در این سری‌های بازدهی می‌باشد. آماره‌های Q گزارش شده برای باقیمانده‌های مدل-های میانگین برازش شده حاکی از عدم وجود مشکل خود همبستگی و تصریح مناسب آنها می‌باشد.

نتایج تخمین مدل‌های تلاطم

تخمین مدل‌های تلاطم در هر مورد با برازش همزمان مدل میانگین شرطی انتخاب شده به همراه یکی از مدل‌های واریانس شرطی GARCH، EGARCH، GJR-GARCH، TGARCH، SAGARCH، PGARCH، NGARCH، APGARCH و NPGARCH و با استفاده از نرم‌افزار Stata صورت گرفته است.[۱] در تخمین مدل‌های تلاطم فوق غیر از توزیع نرمال، دو توزیع t- استیودنت و GED[۲] هم در نظر گرفته شده است. مدل‌های مختلف بر اساس ۷ تابع زیان معرفی شده در مطالعه‌ی هانسن و لیوند (۲۳) یعنی MSE_1[۳]، MSE_2، PSE[۴]، QLIKE[۵]، R2LOG[۶]، MAD_2، MAD_1[۷]، دو معیار اطلاعات AIC و BIC و لگاریتم راستنمایی مقایسه شده‌اند.[۸] در ادامه نتایج تخمین این مدل‌ها برای تک تک کالاهای مورد بررسی ارائه می‌شود.

نتایج الگوسازی تلاطم قیمت نهاده‌ی علوفه

در میان ۹ مدل فوق ۷ مدل، شامل مدل‌های GARCH، EGARCH، GJR-GARCH، TGARCH، SAGARCH، NGARCH و APGARCH با یک جواب مشخص همگرا شدند. ولی پروسه تخمین در دو مدل توانی PGARCH و NPGARCH، به دلیل مسطح بودن تابع لگاریتم (شبه) راستنمایی متوقف شد و هیچ نقطه‌ی حداکثری یافت نگردید. نتایج مربوط به تخمین حداکثر راستنمایی پارامترهای ۷ مدل دیگر با استفاده از سه توزیع گوسین، t- استیودنت و GED در جدول ۵ ارائه شده است. ضمن اینکه مدل APGARCH با توزیع گوسین نیز همگرا نشد. بر اساس این جدول، مطابق معیارهای محاسبه شده می‌توان عنوان نمود که ۳ تابع زیان، توزیع گوسین را مناسب و ۴ تابع زیان باقیمانده و لگاریتم راستنمایی و نیز معیار اطلاعات AIC و BIC توزیع t را به عنوان توزیع مناسب نشان داده‌اند. توزیع GED با هیچ یک از معیارها انتخاب نشده است. لذا انتخاب از بین مدل‌هایی که توزیع t- استیودنت را در نظر گرفته-اند، انجام شد. از میان مدل‌های با توزیع t نیز دو مدل TGARCH و SAGARCH با معیارهای بیشتری نسبت به بقیه‌ی مدل‌ها به عنوان مدل برتر انتخاب شده‌اند. مقایسه‌ی نهایی بین این دو مدل نشان می‌دهد که ضریب γ در مدل TGARCH غیر معنی دار است ولی از آنجا که نتایج جدول ۳ در بخش قبل حاکی از وجود اثرات ARCH غیر خطی در سری بازدهی علوفه بودند لذا این مدل نیز کنار گذاشته شد و در نهایت مدل SAGARCH با توزیع t- استیودنت، به عنوان مدلی که توانسته است بهتر از مدل‌های برآورد شده‌ی دیگر، رفتار تلاطم قیمت در بازار علوفه را توضیح دهد، به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید.

مطابق جدول ۵ همه ضرایب برآورد شده‌ی مدل SAGARCH معنی‌دار می‌باشند. مقدار پارامتر پایداری واریانس شرطی، β، ۰/۳۴۶ می‌باشد، یعنی ۰/۳۴۶ برابر واریانس شرطی ماه جاری، به ماه بعد منتقل می‌شود. مقدار پارامتر حساسیت به تأثیر مجذور شوک‌های ماه قبل، α، ۰/۳۵۷ می‌باشد. این ضریب نیز نشان می‌دهد که تلاطم یا واریانس شرطی دوره بعد به اندازه‌ی ۰/۳۵۷ برابر اطلاعات جدید رسیده به بازار علوفه، افزایش خواهد یافت. همچنین ضریب پارامتر مربوط به شوک‌های ماه قبل، ۷، ۰/۰۱۱۲- می‌باشند. اگر جملات مربوط به این دو پارامتر اخیر به صورت $0/357 (\varepsilon_{t-1} - 0/0157)^2 = 0/0112 \varepsilon_{t-1} - 0/357 \varepsilon^2_{t-1}$ بازنویسی شوند، می‌توان گفت بازدهی که واریانس شرطی دوره‌ی بعد را حداقل می‌کند به جای صفر، ۰/۰۱۵۷+ می‌باشد که این مسئله منعکس کننده‌ی اثر نامتقارنی می-باشد، بطوریکه اخبار بد یا شوک‌های منفی تلاطم شرطی را بیشتر از اخبار خوب یا شوک‌های مثبت با همان اندازه افزایش می‌دهند. مجموع ضرایب مجذور خطا و واریانس تأخیری، α + β، برابر با ۰/۷۰۳ می‌باشد.

۱- لازم به توضیح می‌باشد که برای جلوگیری از طولانی شدن مقاله از ارائه‌ی پارامترهای برآورد شده‌ی مدل میانگین شرطی اجتناب شده است و تنها مقادیر برآورد شده‌ی مربوط به پارامترهای مدل واریانس شرطی در جداول ۵ تا ۹ ارائه شده‌اند.

2- Generalized Error Distribution

3- Mean Squared Errors

4- Percentage Squared Errors

۵- معیار QLIKE تابع زیان حاصل از راستنمایی گوسین می‌باشد.

۶- معیار R2LOG کاملاً مشابه استفاده از R2در رگرسیون‌های لگاریتم بازدهی روی لگاریتم واریانس شرطی است.

7- Mean Absolute Deviation

۸- برای اجتناب از طولانی شدن مقاله فرمول‌های مربوط به توابع زیان ارائه نشده است. خوانندگان محترم در صورت نیاز می‌توانند به مقاله‌ی هانسن و لیوند (۲۳) مراجعه نمایند.

جدول ۵- نتایج تخمین پارامترهای مدل‌های واریانس شرطی برای سری بازدهی‌های علوفه

Table 5- The results of conditional variance models for hay returns

پارامترها Parameters	GAECH	EGARCH	G JR-GARCH	TGARCH	SAGARCH	NGARCH	APGARCH
				Gaussian distribution			
ω	0.0006* (0.001)	-2.2306* (0.000)	0.0006* (0.000)	0.0133* (0.000)	0.0006* (0.001)	0.0006* (0.001)	---
α	0.3969* (0.009)	-4.0426 (0.656)	0.4472* (0.006)	0.3772* (0.000)	0.3988** (0.012)	0.3975** (0.011)	---
β	0.3270* (0.000)	0.6482* (0.000)	0.3241* (0.000)	0.4128* (0.000)	0.3272* (0.000)	0.3240* (0.000)	---
γ	---	0.6408* (0.000)	-0.0844 (0.768)	-0.0402 (0.752)	-0.0024 (716)	0.0025 (0.777)	---
MSE_2	0.00001447	0.00001451	0.00001466	0.00001504	0.00001454	0.00001452	---
MSE_1	0.00377056	0.00371078	0.00376483	0.00366290	0.00376063	0.003761552	---
PSE	3.315176	3.185030	3.499919	**3.029061****	3.461481	3.426896	---
QLIKE	-5.462897	**-5.475253****	-5.463575	-5.475177	-5.463811	-5.463761	---
R2LOG	7.976145	10.589102	8.186193	7.614240	8.465495	8.185209	---
MAD_2	0.001999236	0.00200913	0.00199329	0.00203240	**0.00198569****	0.00198728	---
MAD_1	0.045549	0.045614	0.045489	0.045308	0.045423	0.045459	---
log likelihood	467.5768	469.1831	467.6649	469.4832	467.6956	467.0519	---
AIC	-923.1536	-924.3661	-921.3298	-924.9663	-921.3912	-921.0519	---
BIC	-901.6979	-899.3345	-896.2982	-899.9347	-896.3596	-896.0203	---
				t-student distribution			
ω	0.0006* (0.001)	-2.3163* (0.000)	0.0006* (0.001)	0.0141* (0.000)	0.0007* (0.000)	0.0006* (0.004)	0.0017 (0.760)
α	0.3606* (0.001)	-0.1397 (0.237)	0.5898 (0.005)	0.4145* (0.000)	0.3573* (0.001)	0.3546* (0.001)	0.3739* (0.000)
β	0.3310* (0.001)	0.6332* (0.000)	0.3311* (0.001)	0.4169* (0.000)	0.3458* (0.002)	0.3442* (0.002)	0.3595* (0.006)
γ	---	0.6131* (0.000)	-0.3703 (0.128)	-0.1588 (0.199)	-0.0112*** (0.094)	0.0146 (0.162)	-0.2464 (0.141)
δ	---	---	---	---	---	---	1.6758** (0.100)
ν	8.7057* (0.001)	8.6220** (0.012)	7.4847* (0.004)	9.0116* (0.003)	7.1583* (0.003)	7.2629* (0.003)	7.7842* (0.004)
MSE_2	**0.00001436****	0.00001552	0.00001592	0.00001563	0.00001484	0.00001478	0.00001580
MSE_1	0.003738	0.003679	0.003760	**0.003625****	0.003756	0.003747	0.003725
PSE	3.44709	3.70290	4.32779	3.59260	4.8263	4.6678	4.1180
QLIKE	-5.46173	-5.46861	-5.45331	-5.46760	-5.44606	-5.44889	-5.45924
R2LOG	8.96110	**8.44845**	**7.27648****	7.88261	8.02511	7.71313	7.34904
MAD_2	0.001988	0.002033	0.002015	0.002032	0.001991	0.01989	0.002016
MAD_1	0.045535	0.045499	0.045552	**0.045169****	0.045543	0.045510	0.045446
log likelihood	471.3272	472.6508	472.6288	472.3705	**472.9281****	472.6338	472.5874
AIC	-928.6545	-929.3016	-929.2576	-928.7609	**-929.8562****	-929.2676	-927.1749
BIC	**-903.6228****	-900.6941	-900.6500	-900.1533	-901.2486	-900.6601	-894.9913
				GED distribution			
ω	0.0006* (0.000)	-2.3165** (0.023)	0.0006* (0.000)	0.0140* (0.000)	0.0006* (0.000)	0.0006* (0.000)	0.0106* (0.641)
α	0.3785* (0.001)	-0.0990 (0.409)	0.5281* (0.002)	0.3968* (0.000)	0.3768* (0.003)	0.3756* (0.003)	0.3546* (0.000)
β	0.3219* (0.001)	0.6337* (0.000)	0.3167* (0.000)	0.4078* (0.000)	0.3266* (0.001)	0.3238* (0.001)	0.3978* (0.000)
γ	---	0.6318* (0.001)	-0.2515 (0.282)	-0.1015 (0.385)	-0.0061 (0.311)	0.0079 (0.412)	-0.1502 (0.419)
δ	---	---	---	---	---	---	1.0923 (0.107)

ς	1.5025 (0.12)	1.5169* (0.000)	1.4620** (0.016)	0.5561* (0.003)	1.4616** (0.021)	1.4633** (0.020)	1.5423* (0.010)
MSE_2	0.0000144	0.0000150	0.0000152	0.0000153	0.0000146	0.0000145	0.0000153
MSE_1	0.0038112	0.0037446	0.0038093	0.0036781	0.0038034	0.0038024	0.0037024
PSE	3.408428	3.449532	3.927816	3.285696	4.0009832	3.928805	3.324099
QLIKE	-5.461349	-5.47224	-5.458707	-5.472670	-5.458244	-5.459032	-5.473512
R2LOG	9.774646	9.513595	11.306143	9.223301	9.331122	9.304529	8.787992
MAD_2	0.0019997	0.0020274	0.0020078	0.0020326	0.0019925	0.0019932	0.0020289
MAD_1	0.0460105	0.459877	0.0459647	0.0455429	0.0458990	0.0459159	0.0456433
log likelihood	470.3447	471.5779	470.9439	471.3980	470.9484	470.7560	471.3161
AIC	-926.6892	-927.1559	-925.8879	-926.7959	-925.8967	-925.5120	-924.6222
BIC	-901.6576	-898.5483	-897.2803	-898.1883	-897.2891	-896.9043	-892.4487

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و * و ** به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱ و ۵ درصد می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level and * and ** represent significance at 1 and 5 percent level respectively

مأخذ: یافته های تحقیق Source: Research findings

این مجموع برابر با نرخ کاهش شوک‌های تلاطم روی واریانس شرطی می‌باشد که در این مورد، مبین پایداری نسبتاً بالای شوک‌ها روی تلاطم شرطی می‌باشد. بدین معنی که اخبار رسیده به بازار اثر تا حدودی طولانی‌مدت روی تلاطم قیمت علوفه خواهد داشت. به عبارت دیگر اگر یک شوک قیمتی علوفه صورت گیرد، زمان زیادی طول خواهد کشید تا این شوک تعدیل شود.

نتایج الگوسازی تلاطم قیمت محصول گوساله زنده

مدل‌های واریانس شرطی مختلف به همراه مدل میانگین شرطی AR(1/9) به صورت همزمان تخمین زده شد. ۶ مدل، شامل مدل‌های GARCH، GJR-GARCH، TGARCH، NGARCH، PGARCH و APGARCH به یک جواب مشخص همگرا شدند. ولی پروسه تخمین در مدل SAGARCH، و NPGARCH، یا به دلیل مسطح بودن تابع لگاریتم (شبه) راستنمایی متوقف شد و هیچ نقطه‌ی حداکثری یافت نگردید و یا اینکه جواب بدست آمده ایستا نبود. نتایج مربوط به تخمین پارامترهای این مدل‌ها در جدول ۶ ارائه شده است. به دلیل غیر معنی‌دار بودن پارامتر مربوط به درجه آزادی در توزیع t و پارامتر شکل در توزیع GED، نتایج مربوط به این توزیع‌ها گزارش نشده است. با توجه به جدول ۶، بر اساس توابع زیان مختلف چهار مدل TGARCH، NGARCH، PGARCH و APGARCH به عنوان مدل‌های برتر انتخاب می‌شوند. این در حالی است که براساس معیار لگاریتم راستنمایی و نیز دو معیار اطلاعات AIC و BIC مدل TGARCH انتخاب می‌شود. با توجه به اینکه ضریب توان δ در هر دو مدل توانی PGARCH و APGARCH مقدار معنی‌دار ۲ بوده و از آنجا که توان در مدل TGARCH، مقدار پیش‌فرض ۱ است این مدل کنار گذاشته شد. از بین سه مدل باقیمانده، مدل NGARCH تعداد ضرایب معنی‌دار بیشتری نشان می‌دهد و لذا به عنوان مدل نهایی انتخاب شد.

مطابق جدول ۶ همه ضرایب برآورد شده‌ی معنی‌دار می‌باشند. مقدار پارامتر پایداری واریانس شرطی، β، ۰/۱۴۳ می‌باشد. یعنی ۰/۱۴۳ برابر واریانس شرطی ماه قبل، به ماه جاری منتقل می‌شود. مقدار برآورد شده‌ی پارامتر حساسیت به تأثیر مجذور شوک‌های ماه قبل روی واریانس شرطی دوره‌ی جاری، α، مقدار نسبتاً بزرگ ۰/۷۶۲ می‌باشد. این ضریب نشان می‌دهد که تلاطم یا واریانس شرطی دوره بعد به اندازه‌ی ۰/۷۶۲ برابر اطلاعات جدید رسیده به بازار گوساله‌ی زنده، افزایش خواهد یافت. همچنین، مقدار پارامتر مربوط به ثابت γ، ۰/۰۰۹۹- می‌باشد. بر این اساس، می‌توان گفت بازدهی که واریانس شرطی دوره‌ی بعد را حداقل می‌کند به جای صفر، ۰/۰۰۹۹- می‌باشد. این مسئله منعکس کننده‌ی اثر نامتقارنی می‌باشد. بطوریکه شوک‌های مثبت تلاطم شرطی را بیشتر از شوک‌های منفی از همان اندازه افزایش می‌دهند. مجموع ضرایب مجذور خطا و واریانس تأخیری، β + α، ۰/۹۰۵ می‌باشد که مبین پایداری بسیار بالای شوک‌ها روی تلاطم یا واریانس شرطی می‌باشد. به عبارت دیگر شوک‌های وارده به بازار گوساله‌ی زنده بسیار به آرامی و تدریجی از بین می روند و هر خبری اثر بسیار طولانی مدت روی قیمت گوساله‌ی زنده خواهد داشت.

نتایج الگوسازی تلاطم قیمت محصول گوسفند زنده

همانند نهاده‌ی علوفه و محصول گوساله‌ی زنده، از میان ۹ مدل ذکر شده تنها مدل‌های GARCH، EGARCH، GJR-GARCH، TGARCH، SAGARCH و NGARCH با یک جواب مشخص همگرا شدند. اما پروسه تخمین در سه مدل توانی PGARCH، APGARCH و NPGARCH، به دلیل مسطح بودن تابع لگاریتم (شبه) راستنمایی متوقف شد و هیچ نقطه‌ی حداکثری یافت نگردید. نتایج مربوط به تخمین پارامترهای این مدلها در جدول ۷ ارائه شده است. به دلیل غیر معنی‌دار بودن پارامتر مربوط به درجه آزادی در توزیع t و پارامتر شکل در توزیع GED، تنها نتایج مربوط به توزیع گوسین گزارش شده است.

جدول ٦- نتایج تخمین پارامترهای مدل‌های واریانس شرطی برای سری بازدهی‌های گوساله زنده

Table 6- The results of conditional variance models for calf returns

پارامترها Parameters	GAECH	GJR-GARCH	TGARCH	NGARCH	PGARCH	APGARCH
ω	0.0001* (0.000)	0.0001* (0.005)	0.0056* (0.000)	0.0001* (0.002)	0.1930* (0.000)	0.0001* (0.000)
α	0.1945* (0.000)	0.0175 (0.369)	0.0938 (0.207)	0.7617* (0.000)	0.5641* (0.000)	0.4194* (0.000)
β	0.5610* (0.000)	0.3175* (0.000)	0.3239* (0.000)	0.1432*** (0.075)	0.5641* (0.000)	0.2225* (0.000)
γ	---	1.4475* (0.000)	1.2885* (0.000)	0.0099* (0.000)	---	1.5500* (0.000)
δ	---	---	---	---	1.9800* (0.000)	2.0001* (0.000)
Model selection criteria						
MSE_2	0.000226	0.00234	0.000194	0.000204	0.000225	0.000382
MSE_1	0.004652	0.005875	0.005985	0.004651	0.004633	0.007326
PSE	29.55058	8.736028	6.988697	5.641875	29.60812	6.941963
QLIKE	-6.21395	-6.53176	-6.53936	-6.55359	-6.21254	-6.53795
R2LOG	8.827037	8.816884	11.22699	7.28369	9.050137	6.873722
MAD_2	0.003446	0.003676	0.003211	0.036208	0.003432	0.004762
MAD_1	0.034671	0.036909	0.039101	0.036208	0.034644	0.041566
log likelihood	446.3591	478.7762	483.5318	480.9316	446.2159	481.2632
AIC	-868.718	-931.552	-941.064	-935.863	-868.432	-936.526
BIC	-828.901	-888.417	-897.828	-892.728	-828.614	-893.391

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال * و *** به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱ و ۵ درصد می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level and * and *** represent significance at 1percent % level respectively

مأخذ: یافته های تحقیق Source: Research findings

بر اساس توابع زیان مختلف چهار مدل GARCH، EGARCH، TGARCH و SAGARCH به عنوان مدل‌های برتر انتخاب شده‌اند. این در حالی است که بر اساس معیار لگاریتم راستنمایی و نیز دو معیار اطلاعات AIC و BIC مدل TGARCH انتخاب شده است. از آنجا که نتایج جدول ۳ در بخش قبل حاکی از وجود اثرات ARCH غیر خطی در سری بازدهی گوسفند زنده بودند لذا مدل خطی GARCH کنار گذاشته شد از بین سه مدل باقیمانده نیز، به علت غیر معنی‌دار بودن ضریب α در مدل EGARCH این مدل نیز حذف شد. در بین دو مدل TGARCH و SAGARCH نیز مدل TGARCH به دلیل دارا بودن ارزش لگاریتم راستنمایی بیشتر، به عنوان مدل مناسب‌تر برای الگوسازی رفتار تلاطم سری بازدهی‌های گوسفند زنده در کشور انتخاب گردید. مطابق جدول ۷ همه ضرایب برآورد شده‌ی مدل TGARCH در سطح بالایی معنی‌دار می‌باشند. مقدار پارامتر پایداری انحراف معیار شرطی، β، ۰/۵۴۹ می‌باشد که به معنای انتقال ۰/۵۴۹ برابر انحراف معیار شرطی ماه قبل، به ماه جاری می‌باشد. مقدار پارامتر حساسیت به تأثیر قدر مطلق شوک‌های ماه قبل، α، نشان می‌دهد که تلاطم یا واریانس شرطی دوره بعد به اندازه‌ی ۰/۱۶۳ برابر اطلاعات جدید رسیده به بازار گوسفند زنده، افزایش خواهد یافت. همچنین مقدار پارامتر مربوط به اثرات عدم تقارن، γ، ۰/۴۴۳ می‌باشد. نتایج مؤید آن است که اثر اخبار مثبت بر انحراف معیار شرطی در بازار گوسفند زنده، α + γ، ۰/۶۰۶ و اثر اخبار منفی، α، ۰/۱۶۳ خواهد بود. بنابراین، تأثیر اخبار مثبت بر انحراف معیار شرطی حدود ۳/۷ برابر تأثیر اخبار بد می‌باشد. مجموع ضرایب خطا و انحراف معیار تأخیری، α + β، ۰/۷۱۲ می‌باشد که این مجموع برابر با نرخ کاهش شوک‌های تلاطم روی انحراف معیار شرطی می‌باشد که مبین پایداری نسبتاً بالای شوک‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر شوک های وارده بر بازار گوسفند زنده به آرامی و تدریجی از بین می روند و می‌توان بیان نمود که هر خبری اثر تا حدودی طولانی مدت روی قیمت گوسفند زنده خواهد داشت.

نتایج الگوسازی تلاطم قیمت محصول گوشت گوساله

با توجه به جدول ۸، از میان مدل‌های GARCH، EGARCH، GJR-GARCH، TGARCH، SAGARCH و NGARCH تمامی مدل‌ها به غیر از مدل EGARCH حداقل با یکی از معیارها به عنوان مدل بهتر انتخاب می‌شوند.

جدول ۷- نتایج تخمین پارامترهای مدل‌های واریانس شرطی برای سری بازدهی‌های گوسفند زنده

Table 7- The results of conditional variance models for sheep returns

پارامترها Parameters	GAECH	EGARCH	GJR-GARCH	TGARCH	SAGARCH	NGARCH
ω	0.0002*	-0.9202***	0.0002*	0.0048*	0.0002*	0.0001***
	(0.000)	(0.058)	(0.003)	(0.003)	(0.001)	(0.078)
α	0.4082**	0.2590	0.1423	0.1631**	0.3633**	0.3503**
	(0.020)	(0.106)	(0.142)	(0.041)	(0.012)	(0.015)
β	0.4446*	0.8703*	0.3800*	0.5489*	0.4801*	0.4867*
	(0.000)	(0.000)	(0.005)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
γ	---	0.5618*	0.9011***	0.4425*	0.0110*	-0.0159**
		(0.000)	(0.069)	(0.003)	(0.001)	(0.013)
Model selection criteria						
MSE_2	0.0000192	0.000176	0.0000172	0.0000163	0.0000189	0.0000189
MSE_1	0.0027950	0.0028255	0.0030333	0.0030096	0.0028459	0.0028337
PSE	3.87504	3.59201	3.50995	3.82798	3.38687	3.40642
QLIKE	-6.13721	-6.15077	-6.18730	-6.18617	-6.19873	-6.19819
R2LOG	8.277825	7.35334	8.42865	13.22832	7.76921	7.57894
MAD_2	0.0015488	0.0014838	0.0015235	0.0014726	0.0015158	0.0015079
MAD_1	0.034710	0.035309	0.035601	0.035501	0.035247	0.035225
log likelihood	438.5323	439.9146	443.6407	445.2938	444.8067	445.0556
AIC	-867.0645	-867.8293	-875.2814	-878.5876	-877.6134	-878.1111
BIC	-850.4739	-847.9206	-855.3727	-858.6789	-857.7047	-858.2044

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و *، ** و *** به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level and *, ** and *** represent significance at 1, 5 and 10 percent level respectively

مأخذ: یافته های تحقیق Source: Research findings

از بین مدل‌های غیر خطی مدل SAGARCH بوسیله‌ی دو تا از توابع زیان و بقیه هر کدام تنها با یکی از توابع زیان انتخاب می‌گردند. از آنجا که بر اساس ادبیات توابع زیان معیارهای بهتری نسبت به معیارهای اطلاعات برای مقایسه‌ی مدل‌های طبقه‌ی GARCH هستند، لذا در نهایت مدل SAGARCH به عنوان مدل مناسب انتخاب شد.

مطابق جدول ۸ همه ضرایب برآورد شده‌ی مدل SAGARCH معنی‌دار می‌باشند. مقدار پارامتر پایداری واریانس شرطی، β، ۰/۲۸۶ بوده و مقدار پارامتر تأثیر مجذور شوک‌های ماه قبل روی واریانس شرطی دوره‌ی جاری، α، مقدار نسبتاً بزرگ ۰/۷۰۹ می‌باشد این ضریب نشان می‌دهد که تلاطم یا واریانس شرطی دوره بعد به اندازه‌ی ۰/۷۰۹ برابر اطلاعات جدید رسیده به بازار گوشت گوساله، افزایش خواهد یافت. همچنین مقدار پارامتر مربوط به شوک‌های ماه قبل، ۷، ۰/۰۱۰۹ می‌باشد. اگر جملات مربوط به این دو پارامتر اخیر به صورت $(\varepsilon_{t-1} + ۰/۰۰۷۷)^۲$ ۰/۷۰۹ + $\varepsilon^۲_{t-1}$ ۰/۰۱۰۹ + ε_{t-1} ۰/۷۰۹ = بازنویسی شوند، می‌توان گفت بازدهی که واریانس شرطی دوره‌ی بعد را حداقل می‌کند به جای صفر، ۰/۰۰۷۷- می‌باشد که این مسئله منعکس کننده‌ی اثر نامتقارنی می‌باشد، بطوریکه اخبار خوب یا شوک‌های مثبت تلاطم شرطی را بیشتر از اخبار بد یا شوک‌های منفی از همان اندازه افزایش می‌دهند. مجموع ضرایب مجذور خطا و واریانس تأخیری، α + β، ۰/۹۹۸ می‌باشد. این مجموع برابر با نرخ کاهش شوک‌های تلاطم روی واریانس شرطی می‌باشد که مبین پایداری بسیار بالای شوک‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر شوک های وارده به این بازار بسیار به آرامی و تدریجی از بین می روند و می‌توان گفت که هر خبری اثر دائمی روی قیمت گوشت گوساله خواهد گذاشت.

نتایج الگوسازی تلاطم قیمت محصول گوشت گوسفند

در میان ۹ مدل تنها ۴ مدل، شامل مدل‌های EGARCH، GJR-GARCH، SAGARCH، NGARCH با یک جواب مشخص همگرا شدند. با توجه به جدول ۹، مدل SAGARCH تنها بر اساس یک تابع زیان به عنوان مدل بهتر انتخاب شده در حالی که سایر مدل‌ها، هر یک با دو تابع زیان انتخاب شده‌اند. در این بین مدل EGARCH معنی‌داری بهتری نسبت به مدل‌های دیگر نشان می‌دهد، چرا که در هیچ یک از سه مدل دیگر اثر GARCH معنی‌دار نیست. بر این اساس این مدل به عنوان مدل نهایی برای الگوسازی رفتار تلاطم بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند انتخاب گردید.

جدول ۸- نتایج تخمین پارامترهای مدل‌های واریانس شرطی برای سری بازدهی‌های گوشت گوساله

Table 8- The results of conditional variance models for beef returns

پارامترها Parameters	GAECH	EGARCH	GJR-GARCH	TGARCH	SAGARCH	NGARCH
ω	0.001***	-3.2324*	0.001***	0.0056**	0.001**	0.000046*
	(0.064)	(0.000)	(0.071)	(0.011)	(0.011)	(0.006)
α	0.8428**	0.2337***	0.2940***	0.2501**	0.7087*	0.6692*
	(0.026)	(0.086)	(0.038)	(0.014)	(0.010)	(0.008)
β	0.2225***	0.6012*	0.2385***	0.3400**	0.2861*	0.2915*
	(0.064)	(0.000)	(0.067)	(0.032)	(0.003)	(0.002)
γ		0.8412*	1.1592***	0.4490**	0.0109**	-0.0085*
		(0.000)	(0.091)	(0.022)	(0.019)	(0.001)
Model selection criteria						
MSE_2	0.0000119	0.0000191	0.0000216	0.0000115	0.0000117	0.0000114
MSE_1	0.0006556	0.0007059	0.0008446	0.0007211	0.0007604	0.0007636
PSE	5.7006111	5.3575153	5.6842761	5.0044384	4.3653531	4.3745718
QLIKE	-7.170162	-7.196241	-7.216182	-7.21833	-7.246686	-7.245350
R2LOG	8.888883	7.974461	7.596990	8.895895	8.147574	9.242988
MAD_2	0.000511	0.000548	0.000613	0.000488	0.000507	0.000499
MAD_1	0.020443	0.020611	0.022140	0.021035	0.021667	0.021796
log likelihood	700.2766	703.7060	706.3286	708.9262	710.3395	711.4607
AIC	-1390.553	-1395.4119	-1400.6571	-1405.852	-1408.679	-1410.921
BIC	-1372.673	-1373.956	-1379.201	-1384.396	-1387.223	-1389.465[b]

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و *، ** و *** به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level and *, ** and *** represent significance at 1, 5 and 10 percent level respectively

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۹- نتایج تخمین پارامترهای مدل‌های واریانس شرطی برای سری بازدهی‌های گوشت گوسفند

Table 9- The results of conditional variance models for mutton returns

پارامترها Parameters	EGAECH	GJR-GARCH	SAGARCH	NGARCH
ω	4.4291*	0.003*	0.0004*	0.0002**
	(0.000)	(0.000)	(0.006)	(0.014)
α	0.2770*	0.0965***	0.3766*	0.3545*
	(0.008)	(0.064)	(0.006)	(0.001)
β	0.4176**	0.04728	0.0598	0.0562
	(0.011)	(0.598)	(0.683)	(0.663)
γ	0.6074*	1.1368***	0.0158*	0.0225*
	(0.000)	(0.055)	(0.004)	(0.000)
Model selection criteria				
MSE_2	0.00000205	0.00000236	0.000001761	0.000001756
MSE_1	0.001122	0.001315	0.001181	0.001175
PSE	5.58902	4.71935	4.94043	5.94445
QLIKE	-6.66144	-6.68065	-6.69649	-90.694
R2LOG	22.73103	7.68065	9.51529	9.22011
MAD_2	0.0006999	0.00074822	0.00066670	0.00066159
MAD_1	0.026273	0.028421	0.027214	0.027161
log likelihood	633.3802	635.9052	637.9886	640.3568
AIC	-1250.7605	-1255.8104	-1259.9773	-1264.7136
BIC	-1222.1528	-1227.2029	-1231.3697	-1236.1061

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و *، ** و *** به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level and *, ** and *** represent significance at 1, 5 and 10 percent level respectively

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

در مدل انتخاب شده‌ی EGARCH اثرات شوک‌ها روی لگاریتم واریانس شرطی، به ترتیب زیر محاسبه می‌شود:

اگر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} > 0$ باشد آنگاه: ۰/۸۸۴۴ = ۰/۶۰۷۴ + ۰/۲۷۷۰ = $\alpha + \gamma$.

اگر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} < 0$ باشد: ۰/۳۳۰۴- = ۰/۶۰۷۴ - ۰/۲۷۷۰ = $\alpha + (-\gamma)$.

بنابراین می‌توان گفت اثر اخبار در مدل برآورد شده نامتقارن بوده و اخبار خوب (شوک‌های مثبت) اثر بزرگتری نسبت به اخبار بد (شوک‌های منفی) روی لگاریتم واریانس شرطی جاری دارند. مجموع ضرایب مجذور خطا و واریانس تأخیری، $\alpha + \beta$، برابر با ۰/۶۹۵ می‌باشد که مبین پایداری نسبتاً بالای شوک‌ها می‌باشد.

به عبارت دیگر شوک های وارده به این بازار به آرامی و تدریجی از بین می روند و می‌توان گفت که هر خبری اثر نسبتاً طولانی مدت روی قیمت گوشت گوسفند خواهد گذاشت. از طرفی مقدار پارامتر پایداری واریانس شرطی، β، ۰/۴۱۸ بوده و ضریب تأثیر مجذور شوک‌های ماه قبل روی واریانس شرطی دوره‌ی جاری، α، ۰/۲۷۷ می‌باشد و به این مفهوم است که لگاریتم واریانس شرطی ماه بعد به اندازه‌ی ۰/۲۷۷ برابر اطلاعات جدید رسیده به بازار گوشت گوسفند افزایش خواهد یافت.

جدول ۱۰- نتایج آزمون وجود همبستگی سریالی و اثرات خطی و غیرخطی ARCH در باقیمانده‌های استاندارد شده‌ی مدل‌های منتخب

Table 10- The serial correlation and linear and nonlinear ARCH effects test results in the standardized residuals of selected models

نوع گوشت Type of meat	Q	ARCH test (Linear)	Sign bias test (SB)	Negative size bias test (NSB)	Positive size bias test (PSB)	Joint test
گوساله زنده Calf	0.3012 (0.583)	0.0332 (0.855)	0.80 (0.371)	0.14 (0.709)	1.36 (0.244)	0.51 (0.676)
گوشت گوساله Beef	0.4721 (0.492)	0.3642 (0.556)	0.55 (0.460)	0.01 (0.918)	0.17 (0.683)	0.36 (0.778)
علوفه Hay	0.2848 (0.5935)	0.0096 (0.922)	1.19 (0.2754)	0.58 (0.449)	0.77 (0.380)	0.42 (0.738)
گوسفند زنده Sheep	1.2921 (0.256)	0.1799 (0.671)	0.30 (0.583)	0.65 (0.422)	0.57 (0.452)	1.43 (0.235)
گوشت گوسفند Mutton	0.1255 (0.723)	0.0551 (0.814)	0.09 (0.767)	0.44 (0.508)	0.13 (0.721)	1.28 (0.282)

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال می‌باشند

The numbers in parentheses indicate the probability level

مأخذ: یافته های تحقیق Source: Research findings

در نهایت پس از انتخاب مدل مناسب برای الگوسازی تلاطم نهاده‌ی علوفه و محصولات گوسفند زنده، گوساله‌ی زنده، گوشت گوسفند و گوشت گوساله، لازم بود تا اجزای اخلال مدل‌ها از طریق آزمون‌های کنترل تشخیصی مورد بررسی قرار گیرند. بدین منظور آزمون Q لجانگ- باکس بر روی پسماندهای استاندارد شده برای وقفه‌های ۱ تا ۱۲ صورت گرفت که در هر ۵ مدل منتخب برای سری‌های بازده علوفه، گوسفند و گوساله‌ی زنده و گوشت گوسفند و گوساله، منجر به پذیرفتن فرضیه صفر عدم حضور خود همبستگی سریالی در سری‌های باقی‌مانده‌های استاندارد شده در سطوح متداول معنی‌داری شد. آماره‌ی Q و مقدار احتمال مربوط به آن در جدول ۱۰ گزارش شده است. همچنین برای آزمون وجود شواهدی از واریانس شرطی خطی در پسماندهای استاندارد شده، آزمون ARCH انگل و نیز واریانس شرطی غیر خطی، آزمون‌های SB، NSB، PSB و آزمون مشترک آنها صورت پذیرفت که نتایج این آزمون‌ها نیز در جدول ۱۰ ارائه شده است. مقدار احتمال مربوط به تمامی آماره‌های محاسبه شده نشان دهنده‌ی این است که فرض صفر عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی خطی و غیر خطی در سری‌های پسماندهای استاندارد شده در سطوح معنی‌داری متداول رد نمی‌شود. لذا مدل‌های انتخاب شده از کفایت لازم برخوردار هستند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

رفتار تلاطم قیمت در بازار گوشت قرمز کشور با استفاده از ۵ سری بازدهی علوفه، گوسفند و گوساله‌ی زنده و خرده‌فروشی گوشت گوسفند و گوساله، با کاربرد مدل‌های مختلف طبقه‌ی GARCH شامل مدل‌های GARCH، EGARCH، GJR-GARCH، TGARCH، SAGARCH، PGARCH، NGARCH، APGARCH و بالاخره NPGARCH، در دوره‌ی زمانی فروردین ۱۳۷۱ تا اسفند ۱۳۹۲ الگوسازی شد. مدل‌های مختلف بر اساس ۷

تـابع زیـان MSE_2, MSE_1, PSE, QLIKE, R2LOG, MAD_2, MAD_1، دو معیـار اطلاعـات AIC و BIC و لگـاریتم راستنمایی مقایسه شده‌اند. بر ایـن اسـاس مـدل‌هـای منتخـب بـرای الگوسازی رفتار تلاطم قیمـت در بازارهـای علوفـه، گوسـاله‌ی زنـده، گوسفند زنده، خرده‌فروشی گوشـت گوسـفند و خـرده‌فروشـی گوشـت گوساله به ترتیب مدل SAGARCH(1,1) بـا توزیـع t و مـدل‌هـای NGARCH(1,1)، TGARCH(1,1)، SAGARCH(1,1) و EGARCH(1,1) با توزیع گوسین می‌باشند. هر ۵ مدل منتخب فوق غیر خطی می‌باشند و لذا نشان دهنده‌ی این می‌باشد که تلاطم قیمت در هر ۵ بازار اصلی مرتبط با گوشت قرمز در کشور، عکس‌العمل‌هـای نامتقارتی نسبت به شوک‌های قیمتی مثبت و منفی وارد شده به بـازار نشان می‌دهند. بطوریکه بجز بازار علوفه که در آن شوک‌هـای منفـی واریانس شرطی یا تلاطم را بیشتر از شوک‌های مثبت با همان انـدازه افزایش می‌دهند، در بقیه بازارها این شـوک‌هـای مثبـت هسـتند کـه تلاطم را نسبت به شوک‌های منفی از اندازه یکسـان بیشـتر افـزایش می‌دهند.

ضرایب پایداری ($\alpha + \beta$) بالای بدست آمده از این مدل‌ها (بزرگتر از ۰/۷) نشان دهنده‌ی پایداری بالای شوک‌های وارد شده بـر تلاطـم شرطی در بازارهای تحت بررسی می‌باشد. به عبارت دیگر شوک های وارده بر بازارها به آرامی و تـدریجی از بـین مـی رونـد. مقـدار بـالای نزدیک به یک (۰/۹۹۸) ضریب پایداری، در مورد شوک‌های وارد شده به بازار گوشت گوساله، مبین دائمی بودن آنها می‌باشد. در مـورد بـازار گوساله‌ی زنده نیز این ضریب مقدار بسیار بـالای ۰/۹۰۵ را دارا مـی-باشد. به طور کلی می‌توان گفت هر خبـری کـه بـه بازارهـای تحـت بررسی می‌رسد اثری روی قیمت‌های بازار داشـته کـه تـا مـدت‌هـای طولانی ادامه خواهد داشت.کمترین میزان پایداری تلاطم مربـوط بـه محصول گوشت گوسفند می‌باشد.

میزان حساسیت به تأثیر اخبار یا شـوک‌هـای جدیـد روی تلاطـم شرطی جاری، α، در بازار گوساله‌ی زنده و گوشـت گوسـاله بزرگتـر از مقدار آن در بازارهای دیگر است. به بیان دیگر شوک‌هـای وارد شـده به این دو بازار نسبت به بازارهای دیگر تحت بررسی، اثـرات بیشـتری روی تلاطم یا واریانس شرطی دارند. کمترین میزان حساسیت به تأثیر اخبار یا شوک‌های جدید نیز مربوط محصول گوسفند زنده می‌باشـد. از سوی دیگر اثر واریانس شرطی ماه قبل روی واریانس شرطی جـاری، β، در دو بازار گوسفند زنده و گوشت گوسفند نسبت به بازارهای دیگر بیشتر است. کمترین اثـر واریـانس شـرطی مـاه قبـل روی واریـانس شرطی ماه جاری مربوط به محصول گوسـاله‌ی زنـده مـی‌باشـد. ایـن یافته‌ها مبین آن است که وقتی خبر جدیدی به بازار گوشت قرمز می-رسد بیشترین تأثیر آن در محصولات گوساله‌ی زنده و گوشت گوسـاله خواهد بود و گوشت گوسفند و گوسفند زنده تأثیر کمتری می‌پذیرنـد و برعکس وقتی بازار در مـاه قبـل بـا تلاطـم روبـرو شـده باشـد، ایـن محصولات گوشت گوسفند و گوسفند زنده است که تلاطم بیشتری را به ماه جاری انتقال می‌دهد. از طرف دیگر، نهـاده‌ی علوفـه در هـر دو مورد، حالت متوسط دارد به طوریکـه حساسـیت بـه تـأثیر اخبـار روی تلاطم قیمت این نهاده از محصولات گوشت گوسفند و گوسفند زنـده بیشتر است و از محصولات گوساله‌ی زنـده و گوشـت گوسـاله کمتـر است. همچنین این نهاده نسـبت بـه محصـولات گوشـت گوسـفند و گوسفند زنده تلاطم کمتری را از ماه قبل به ماه جاری منتقل می‌کنـد و برعکس نسبت بـه محصـولات گوسـاله‌ی زنـده و گوشـت گوسـاله تلاطم بیشتری را از ماه قبل به ماه جاری منتقل می‌کند.

در مطالعه‌ی حاضر مدرکی مبنی بر اینکـه نهـاده یـا محصـولات سمت عرضه یعنی علوفه، گوساله‌ی زنده و گوسفند زنده رفتار تلاطـم مشابهی نشان دهند، بدست نیامد. همچنین در مورد سمت تقاضا یعنی گوشت گوسفند و گوشت گوساله نیز به همین ترتیب است و همسویی بیشتر در محصولات یک گروه یعنی گوسفند زنده و گوشت گوسفند و یا گوساله‌ی زنده و گوشت گوساله می‌باشـد. از آنجـایی کـه پایـداری تلاطم در گروه گوساله‌ی زنده و گوشت گوساله (بزرگتر از ۰/۹) بسـیار بیشتر از پایداری تلاطـم در گـروه گوسـفند زنـده و گوشـت گوسـفند (حدود ۰/۷) می‌باشد، توصیه می‌شود برنامه‌ریزی‌ها و سیاسـت‌گـذاری دولت به سمت افزایش تولید گوسفند زنـده و گوشـت گوسـفند باشـد. ضمن اینکه ذائقه‌ی عمومی مردم ایران نیـز تقاضـای بیشـتری بـرای گوشت گوسفند نسبت به گوشت گوساله دارد. همچنین چون بر اساس یافته‌های مطالعه‌ی حاضر اخبار جدیـد رسـیده بـه بـازار دو محصـول گوساله‌ی زنده و گوشت گوساله اثر نسبتاً بالایی (بزرگتـر از ۰/۷) روی تلاطم قیمت این دو محصول دارد، پیشـنهاد مـی‌شـود از تـنش‌هـای سیاسی در کشور تا حـد ممکـن کاسـته شـود و یـا سیاسـت‌گـذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی و حتی سیاسی در انتشار اخبار به گونـه‌ای رفتـار کنند که شوک‌های قیمتی اثر کمتری بـر اقتصـاد کشـور و واحـدهای تولیـدی وارد نماینـد. بـه عبـارت دیگـر، در راسـتای آرامـش فضـای اقتصادی و سیاستی حرکت نمایند و از تنش‌ها اجتناب نمایند.

منابع

1- Alizadeh A.H., Nomikos N.K., and Pouliasis P.K. 2008. A Markov regime switching approach for hedging energy commodities. Journal of Banking and Finance, 32(9): 1970-1983.

2- Allen D.E., Singh A.K., and Powell R.J. 2013. EVT and tail-risk modellilng: evidence from market indices and volatility series. North American Journal of Economics and Finance.

3- Anderson K., and Nelgen S. 2012. Trade barrier volatility and agricultural price stabilization. World Development,

40(1): 36–48.
4- Bastianin A., Manera M., Nicolini M., and Vignati I. 2012. Speculation, returns, volume and volatility in commodities futures markets. Review of Environment, Energy and Economics Re3.
5- Bohl M.T., and Stephan P.M. 2012. Does futures speculation destabilize spot prices? New evidence for commodity markets. SSRN Electronic Journal.
6- Bollerslev T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31: 307–327.
7- Brummer B., Korn O., Schlubler K., Jaghdani T.J., and Saucedo A. 2013. Volatility in the after crisis period: A literature review of recent empirical research. Working Paper, No.1.
8- Chen M.Y. 2013. Time series analysis: Conditional volatility models. Department of Finance, National Chung Hsing University.
9- Collier P. 2002. The macroeconomic repercussions of agricultural shocks and their implications for insurance. Discussion Paper No. 2002/46 (Helsinki: United Nations University, WIDER).
10- Davidian M., and Carroll R.J. 1987. Variance function estimation. Journal of the American Statistical Association 82: 1079-1091.
11- Ding Z., and Engle R.F. 2001. Large scale conditional covariance matrix modeling estimation and testing. Working Paper 01029, Department of Finance, NYU Stern School of Business.
12- Engle R.F. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, 50: 987–1007.
13- Engle R.F. 1990. Discussion: Stock volatility and the crash of ’87. Review of Financial Studies, 3: 103–106.
14- Engle R.F., and Ng V.K. 1993. Measuring and testing the impact of news on volatility. Journal of Finance, 48(5): 1749-1778.
15- Franses P.H., and van Dijk D. 2003. Non-linear time series models in eEmpirical finance. Cambridge University Press: Cambridge.
16- Ghahremanzadeh M., and Falsafian A. 2012. Volatility spillover effects in the Iran’s beef market. Journal of Agricultural Economics and Development, 1(26): 31-40. (In Persian).
17- Gilbert C.L., and Morgan C. W. 2010. Food price volatility. Philosophical Transactions of the Royal Society B, 365: 3023–3034.
18- Glosten L.R., Jagannathan R., and Runkle DE. 1993. On the relation between expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. Journal of Finance, 48: 1779–1801.
19- Gray S. 1996. “Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process”, Journal o f Financial Economics, 42: 27-62.
20- Hansen P.R., and Lund A. 2001. A comparison of volatility models: Does anything beat a GARCH (1,1)? Working Paper Series, No.48.
21- Higgins M. L., and Bera A. K. 1992. A class of nonlinear ARCH models. International Economic Review, 33: 137–158.
22- Hosseini S., Salami H., and Nikookar A. 2007. The pattern of price transmission in the broiler market of Iran. Journal of Economic and Agriculture, 1(2), 1-21. (In Persian).
23- Huchet-Bourdon M. 2011. Agricultural commodity price volatility. Papers, OECD Library, Paris.
24- Iran’s Livestock support firm.Available at http://http://www.iranslal.com/index php/fa/amar/price-dame-toyor/d/mounts (visited 2013). (In Persian).
25- Jin H. J., and Kim T. 2012. Structural Changes in the Time Series of Food Prices and Volatility Measurement. American Journal of Agricultural Economics, 94(4): 929–944.
26- Khaligh P., Moghaddasi R., Eskandarpur B., and Mousavi N. 2012. Spillover effects of agricultural products price volatilities in Iran (Case study: poultry market). Journal of Basic and Applied Scientific Research, 2(8): 7906–7914.
27- Manganelli S., and Engle R.F. 2001. Value at Risk Models in Finance. ECB Working Paper No. 75.
28- Mortazavi S., Zamani A., noori M., and Naderi H. 2011. Effect of exchange rate fluctuations on Iran’s pistachio exports. Journal of Agricultural Economics and Development (Agricultural Science and Technology), 3(25): 347-354. (In Persian).
29- Nelson D.B. 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. Econometrica, 59: 349–370.
30- Pindyck R. S. 2001. The Dynamics of Commodity Spot and Futures Markets: A Primer. The Energy Journal, 22, No. 3.
31- Rezitis A., and Stavropoulos K. S. 2011. Price volatility and rational expectations in a sectoral framework commodity model: a multivariate GARCH approach. Agricultural Economics, 42(3): 419–435.
32- Subervie J. 2008. The variable response of agricultural supply to world price instability in developing countries. Journal of Agricultural Economics, Wiley Blackwell, vol. 59(1): 72-92, 02.
33- Terasvirta T. 2006. An introduction to univariate GARCH models. Working Paper Series in Economics and Finance 646, Stockholm School of Economics.
34- Tong H. 1990. Nonlinear time series: A dynamical system approach. Clarendon Press, Oxford.
35- Zakoian J. M. 1994. Threshold heteroskedastic models. Journal of Economic Dynamics and Control, 18: 931–995.