نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۲۷، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۲، ص. ۱۴۳-۱۳۴

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 27, No. 2, Suumer 2013, p. 134-143

الگوسازی نوسانات نامتقارن قیمت ها در بازار گوشت مرغ استان تهران

محمد قهرمان زاده[۱*] – طراوت عارف عشقی[۲]

تاریخ دریافت:۱۳۹۲/۳/۵
تاریخ پذیرش:۱۳۹۲/۶/۳۰

چکیده

نوسانات قیمت گوشت مرغ و نهاده‌های تولیدی آن از چالشهای اساسی صنعت مرغداری است که همواره رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بدین منظور مطالعه حاضر به بررسی نوسانات قیمت مرغ زنده و دو نهاده مهم در تولید آن یعنی جوجه یکروزه گوشتی و کنجاله سویا در استان تهران می‌پردازد. بدین منظور از مدلهای GARCH غیرخطی (EGARCH، TGARCH، GJRGARCH، NAGARCH) با استفاده از داده‌های سری زمانی قیمت هفتگی مرغ زنده، کنجاله سویا و جوجه یکروزه گوشتی طی دوره زمانی ۱۳۹۰– ۱۳۸۵ بهره گرفته شده است. بررسی انواع مدلهای GARCH غیرخطی بیانگر آن است که برای سری قیمت مرغ، مدل TGARCH، برای سری قیمت جوجه یکروزه گوشتی، مدل EGARCH و برای سری قیمت کنجاله سویا، مدل GJRGARCH مدل مناسب می‌باشد. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که در هر سه سری قیمت اثرات اهرمی وجود دارد یعنی شوکهای مثبت و منفی اثرات متفاوتی بر روی نوسانات قیمت دارند و اخبار بد اثر بزرگتری نسبت به اخبارخوب بر نوسانات قیمتها دارند.

واژه‌های کلیدی: اثر اخبار، جوجه یکروزه گوشتی، کنجاله سویا، گوشت مرغ، مدلهای GARCH غیرخطی، نوسانات قیمت

مقدمه

امروزه افزایش روزافزون جمعیت و تامین موادغذایی مسئله‌ای است که بیش از پیش افکار جهانیان را به خود مشغول نموده است. وجود امنیت غذایی در هر کشوری به عنوان یکی از شاخص‌های مهم توسعه‌یافتگی آن محسوب می‌شود و در این میان عرضه پروتئین حیوانی در سبد غذایی یک معیار اساسی در تامین امنیت غذایی جامعه می‌باشد. در سالهای اخیر با توسعه و گسترش واحدهای تولید گوشت مرغ و افزایش تولید این فرآورده، گوشت مرغ به یک کالای ضروری در سبد غذایی خانوارها تبدیل گردیده و به عنوان یکی از مهمترین منابع تامین پروتئین خانوارها مطرح شده است. به نحوی که طبق آمار ارائه شده توسط وزارت جهادکشاورزی مقدار مصرف سرانه از ۵ کیلو در سال ۱۳۵۸ به ۲۳ کیلوگرم در سال ۱۳۹۱ رسیده است. آنچه در این بین قابل توجه می‌باشد اینست که علیرغم اینکه مقدار تولید گوشت مرغ با توجه به پیشرفتهای صورت گرفته یک روند افزایشی از ۴۲ هزار تن در سال ۱۳۴۴ به ۶۷۶ هزارتن درسال ۱۳۷۵ و به ۱۷۸۳ هزارتن در سال ۹۰ داشته است (۴)، تولیدات این بخش هنوز تکافوی تقاضای فزاینده داخلی را نمی‌کند و نوسانات قیمت گوشت مرغ و نهاده‌های آن از چالشهای اساسی این صنعت است که هرساله موجب عدم تعادل در بازار می‌گردد و چاره‌جویی برای کاهش این نوسانات یکی از معضلاتی است که دولت همواره با آن روبرروست.

قیمتهای محصولات کشاورزی همواره دچار تغییرات زیادی می‌شوند چرا که تولید و مصرف متغیر هستند. اقتصاددانان تغییرپذیری‌ها را بصورت جزء قابل پیش‌بینی و جزء غیرقابل پیش‌بینی تقسیم‌بندی می‌کنند که جزء غیر قابل پیش‌بینی تحت عنوان شوک معرفی می‌شود. شوک‌های تولید و مصرف موجب تغییرات قیمت می‌شوند. تغییرات تولیدی می‌تواند بعلت نوسانات در سطح زیرکشت یا بعلت نوسانات عملکرد یا نوعا وابسته به آب و هوا باشد. مصرف هم بعلت تغییرات در درآمد، تغییرات در قیمتهای کالاهای جانشین و تغییر سلیقه تغییر می‌یابد. معمولا بیان می‌شود که مهمترین منبع نوسانات قیمت در کشاورزی شوک‌های آب و هوایی است که روی عملکرد محصول تاثیر دارد. با این وجود شوک‌های تقاضا، شوک‌های درآمدی و شوک‌های سیاستی نیز نقش مهمی را ایفا می‌کنند (۱۴).

تغییر و نوسان قیمت در کالاهایی بیشتر است که سهم نهاده‌های حساس به قیمت در تولید آنها بیشتر باشد. در بخش طیور حدود ۶۵

۱ و ۲ – استادیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*– نویسنده مسئول: Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir)

درصد هزینه‌های تولید مربوط به هزینه‌های خوراک و دان مصرفی می‌باشد که بخش عمده‌ای از این نهاده وارداتی است (۵). جوجه‌ی یکروزه، نهاده اصلی تولید طیور است که به دلیل جاندار بودن این نهاده، غیرقابل انبار است. به همین دلیل یکی از مهمترین دلایل نوسان قیمت این نهاده، این است که جوجه‌ی یکروزه باید ظرف مدت ۲۴ ساعت به مرغداری منتقل شود، در غیر این‌صورت بایستی معدوم گردد. از طرف دیگر، یک تقاضای فصلی برای نهاده جوجه یکروزه گوشتی از سوی پرورش دهندگان مرغ گوشتی وجود دارد. لذا نوسانات قیمت نهاده جوجه یکروزه (با وجود آنکه سهم آن در هزینه تولید حدود ۱۵ درصد است) بازار گوشت مرغ را به شدت دچار بی‌نظمی خواهد کرد. کنجاله سویا نیز که به عنوان منبع پروتئین گیاهی در خوراک طیور به مصرف می‌رسد و حدود ۳۵ درصد دان طیور گوشتی را تشکیل می‌دهد از جمله اقلام مهم وارداتی صنعت طیور کشور است که عموما تحت تاثیر نوسانات نرخ ارز و قیمتهای جهانی کنجاله سویا می‌باشد. در نتیجه نوسانات قیمت آن تاثیر بسزایی بر نوسانات قیمت گوشت مرغ خواهد داشت (۵).

نوسانات در قیمت هنگامی که بیشتر باشند و قابل پیش‌بینی نباشند بسیار مشکل‌زا هستند چرا که سطوح نااطمینانی را که تولیدکنندگان، تجار، مصرف‌کنندگان و دولتها با آن مواجه هستند افزایش می‌دهند و ممکن است منجر به تصمیم‌گیری‌های نادرست شوند. لذا بررسی نوسان قیمت کالاهای کشاورزی در سالهای اخیر بسیار مورد توجه قرار گرفته است و سیاستمداران نیز همانند کشاورزان و مصرف‌کنندگان به بررسی‌ها در این زمینه اهمیت داده و معتقدند که نوسانات قیمتهای محصولات کشاورزی باید به خوبی فهمیده شود تا بتوان پیش‌بینی‌های بهتری برای چگونگی روند قیمتها در آینده انجام داد (۱۷). یکی از اشکالی که در نوسانات بازارهای مالی مدنظر قرار می‌گیرد در نظرگرفتن نامتقارنی است که منجر به ایجاد شوک‌هایی در بازار می‌شود که پاسخ‌های یکسانی را ایجاد نمی‌کند. آنچه که تحت عنوان اریب علامت[1] پذیرفته شده است اینست که بازار به شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت در همان اندازه عکس-العمل‌های بزرگتری را نشان می‌دهد. این نامتقارنی در بازارهای مالی تحت عنوان اثرات اهرمی مطرح می‌شود که موجب افزایش در نوسان قیمت می‌شود که در ارتباط با اخبار بد منجر به کاهش قیمت سهام شده و نسبت وام به دارایی بنگاه افزایش می‌یابد. همچنین یک افزایش در نوسانات قیمت که تحت عنوان اخبار مثبت از آن نام برده می‌شود، منجر به کاهش اثرات اهرمی شده و ریسک بنگاه را کاهش می‌دهد (۲۰). مطالعاتی که در زمینه بررسی نوسانات قیمت و نامتقارنی نوسانات در داخل و خارج انجام شده است اکثرا در زمینه بررسی نوسانات ارز و سهام می‌باشد که از جمله آنها می‌توان به مطالعات ابونوری و همکاران (۱)، هنری (۱۶)، لانگمور و رابینسون (۱۹)، صدر و همکاران (۲۳)، گودرزی و رامانارایانان (۱۵) و پرورش و باوقار (۱۳) اشاره کرد. از جمله مطالعاتی که در زمینه نوسانات قیمت محصولات کشاورزی انجام شده است می‌توان به مطالعه بهرم و همکاران (۹) اشاره نمود. این محققین در مطالعه‌ای به بررسی نوسانات قیمت برنج در تایلند با استفاده از دو مدل خودتوضیحی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)[2] و مدل خودتوضیحی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته نمایی (EGARCH)[3] پرداختند. نتایج نشان داد مدل EGARCH تخمین بهتری از نوسانات را می‌دهد و شوک‌های مثبت (اخبار خوب) قدرت بیشتری نسبت به شوک‌های منفی (اخبار بد) دارد. زنگ و همکاران (۱۱) به مطالعه اثر اخبار و نوسانات قیمتهای غذا بر قیمت ۴۵ محصول در آمریکا پرداختند. آنها دریافتند که اخبار قیمتی با قیمتهای غیرقابل انتظار افزایشی که ناپایداری بیشتری ایجاد می‌کنند در ۱/۳ بازارهای این محصولات موجب ناپایداری می‌شوند. رزیتس و همکاران (۲۴) به بررسی عکس‌العمل عرضه و نوسانات قیمت در صنعت گوشت خوک یونان به منظور تخمین قیمت‌های انتظاری و نوسان قیمت پرداختند و از مدل GARCH استفاده نمودند. نتایج نشان داد که از بین انواع مدلهای GARCH تخمین‌زده شده مدل GARCH غیرخطی نامتقارن[4] بهتر می‌تواند نوسانات قیمت تولید-کننده را نشان دهد.

قهرمان‌زاده و سلامی (۵) الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران را مورد بررسی قرار دادند. آنها از تکنیک‌های سری زمانی در قالب الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای و پایه رگرسیونی بر پایه آزمونهای ریشه واحد فصلی و باکس – جنکینز بهره گرفتند. نتایج نشان داد که قیمت گوشت مرغ دارای تغییرات منظم دوره‌ای نبوده و از فرایند تصادفی ناایستای فصلی تبعیت می‌نماید. آماده (۲) اقدام به تحلیل تغییرات قیمتی گوشت مرغ با الگوی ARDL و بررسی ساختار تغییرات قیمتی این محصول و ارتباط بلندمدت قیمتهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی آن پرداخته است. نتایج نشان داد که عامل اصلی نوسانات قیمت گوشت مرغ را باید در بازارهای عمده-فروشی جستجو نمود. تهامی‌پور (۳) به بررسی رفتار قیمت جوجه یکروزه گوشتی در ایران با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) همچنین الگوی خودتوضیح میانگین متحرک انباشته (ARMA) پرداخته است. نتایج بیان می‌کند که قیمت جوجه یکروزه گوشتی دارای نوسانات زیادی بوده و این نوسانات عمدتاً همراه با نوسانات

1- Sign Bias

2 -Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

3 - Exponential GARCH

4 - Non-linear Asymmetric GARCH

قیمت گوشت مرغ بوده است. قهرمان‌زاده (۶) با استفاده از الگوهای پایه رگرسیونی متکی بر آزمون ریشه‌ی واحد فصلی و باکس- جنکینز فصلی به پیش‌بینی قیمت ماهانه جوجه یکروزه گوشتی در استان آذربایجان شرقی پرداخت. نتایج نشان داد که قیمت ماهانه جوجه یکروزه گوشتی از فرآیند تصادفی ناایستای فصلی تبعیت می‌نماید و بر این اساس به‌کارگیری مدل پایه رگرسیونی برای تدوین الگوی پیش-بینی قیمت مناسب است. مشایخی و حاجی‌زاده (۷) با استفاده از آمار سری زمانی ماهیانه مربوط به سالهای ۸۹-۱۳۷۲ و به‌کارگیری روش یوهانس جوسیلیوس و مکانیسم تصحیح خطای برداری به بررسی عوامل مؤثر بر بازار گوشت مرغ در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که آثار قیمت نهاده‌های اصلی تغذیه مرغ بر قیمت گوشت مرغ در کوتاه‌مدت و بلندمدت در یک جهت می‌باشد.

نوسانات قیمت مرغ و نهاده‌های آن از جمله مشکلات اصلی در بخش طیور کشور می‌باشد و می‌تواند اثرات مهمی بر رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده داشته باشد. طبیعتا اخبار شکل گرفته در کشور نیز یکی از فاکتورهای اساسی در شکل‌گیری نوسانات قیمت در بازار مرغ کشور می‌باشد لذا الگوسازی اثرات نامتقارن نوسانات قیمت و بررسی اثرات اخبار خوب و بد در بازار گوشت مرغ می‌تواند اطلاعات سیاستی و مدیریتی مناسبی جهت کنترل نوسانات قیمت و ریسک بازار فراهم نماید. در این راستا هدف از مطالعه حاضر بررسی نوسانات نامتقارن قیمت و الگوسازی آن برای محصول مرغ زنده و دو نهاده مهم در تولید آن یعنی جوجه یکروزه گوشتی و کنجاله سویا در استان تهران می‌باشد. با توجه به اینکه در داخل کشور تاکنون مطالعه‌ای در این خصوص صورت نگرفته است، لذا از این حیث این مطالعه می‌تواند یک نوآوری تلقی شود.

مواد و روش ها

نوسان[1] به صورت یک معیار جهت اندازه‌گیری میزان تغییرپذیری یک قیمت یا مقدار تعریف می‌شود. اندازه‌گیری نوسانات از گشتاور دوم توزیع قیمت یا مقدار بدست می‌آید. اقتصاددانان عموما جهت اندازه‌گیری نوسانات قیمت‌ها بر روی انحراف معیار لگاریتم قیمتها تاکید می‌کنند. از آنجا که سری‌های اقتصادی عموما دارای روند هستند، لذا بررسی نوسان سری‌ها نیازمند اینست که سری‌ها روندزدایی شوند در غیر اینصورت حرکات روند در اندازه‌گیری نوسانات قیمت در نظر گرفته می‌شود. روندزدایی نیازمند یک مدل روند است که موجب می‌شود اندازه‌گیری نوسان به انتخاب مدل روند وابسته شود که یک روش مقبول نخواهد بود. لذا در بررسی نوسانات قیمت اقتصاددانان اغلب اندازه‌گیری نوسان قیمت را بصورت انحراف معیار تغییرات در لگاریتم قیمت‌ها در نظر می‌گیرند (۱۴).

با توجه به اهمیتی که پیش‌بینی نوسانات آتی در فرایندهای قیمت‌گذاری و مدیریت دارایی دارد رهیافتهای زیادی برای پیش‌بینی نوسانات در ادبیات ارائه شده است که مشهورترین آنها مدلهای خودتوضیحی واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH[2]) است که اولین بار توسط انگل در ۱۹۸۲ مطرح شده است (۱۲). بر طبق نظر انگل و نگ (۱۲) اگر y_t بیانگر تفاضل مرتبه اول لگاریتم طبیعی قیمت از زمان t-1 تا زمان t باشد و همچنین F_{t-1} در برگیرنده اطلاعات گذشته ارزشهای واقعی همه متغیرهای مرتبط تا زمان t-1 باشد، از آنجاییکه افراد در هنگام تصمیم‌گیری در زمان t-1 اطلاعات کافی را داشته‌اند، تغییرات و نوسانات قیمت مورد انتظار، ارزش مورد انتظار شرطی y_t و واریانس شرطی y_t با توجه به F_{t-1} خواهد بود که به ترتیب به صورت زیر بیان می‌شوند:

$$m_t = E(y_t|F_{t-1}) \quad (۱)$$

$$h_t = Var(y_t|F_{t-1}) \quad (۲)$$

با توجه به این تعاریف تغییرات قیمتی غیرقابل انتظار در زمان t ، $\varepsilon_{t-1}= y_t - m_t$ خواهد بود (۲۴). ε_t مقدار پیوسته اخبار در زمان t می‌باشد. یک ε_t مثبت (افزایش غیرقابل انتظار در قیمت) تحت عنوان اخبار مثبت و در حالیکه ε_t منفی (یک کاهش غیرقابل انتظار در قیمت) تحت عنوان اخبار بد خواهد بود. افزون بر این یک مقدار بزرگ برای $|\varepsilon_t|$ اشاره به این دارد که اخبار "مهم" یا "بزرگ" هستند. به این معنا که موجب ایجاد یک تغییر بزرگ غیرقابل پیش‌بینی در قیمت می‌شوند. انگل (۱۲) بیان کرد که واریانس شرطی h_t می‌تواند به عنوان تابعی از وقفه‌های ε_t بیان شود که در این حالت نوسانات قابل پیش‌بینی وابسته به اخبار گذشته است. مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) که توسط انگل معرفی شده است با استفاده از رابطه زیر بیان می‌گردد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۳)$$

این مدل بعدها توسط بولرسلو (۱۹۸۶) تعمیم داده شد (GARCH) که مدلGARCH جزء وقفه واریانس شرطی را به مدل ARCH اضافه می‌کند و به شکل زیر معرفی می‌گردد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} \quad (۴)$$

که به منظور غیر منفی شدن فرایند GARCH، باید $\alpha_0> 0$ ، α , $\beta \geq 0$ باشند (۱۱). همچنین برای تضمین ایستایی و جلوگیری از منفی شدن واریانس محدودیت زیر بایستی برقرار باشد (۱۹):

1 - Volatility

2 - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

$$\sum \alpha_i + \sum \beta_j < 1$$

انگل و بولرسلو (۱۹۸۶) و لسترپس و لامورکس (۱۹۹۰) بیان کرده‌اند که اگر مجموع α , β مساوی یک باشد مدل GARCH به GARCH تلفیقی[1] (IGARCH) تبدیل می‌شود که اشاره به شوک های جاری دارد که مشخصا در شرطی‌سازی واریانس آتی تاثیر می گذارند (۸).

بررسی‌ها نشان داده است که بزرگی پاسخ قیمتها به شوک‌ها بستگی به این دارد که شوک‌ها مثبت باشند یا منفی. بلک (۱۹) نامتقارنی را به عنوان اثرات اهرمی معرفی کرد، به اینصورت که وقتی یک شوک کاهشی قیمت صورت می‌گیرد ارزش دارایی واحد مربوطه کاهش می‌یابد و بدین ترتیب اثرات اهرمی یا نسبت وام به دارایی افزایش می‌یابد که در نتیجه آن ریسک افزایش یافته که به نوسان بالاتر مبدل می‌شود. در این مفهوم شوک‌های منفی نوسانات قابل پیش‌بینی را در بازارهای مالی بیشتر از شوک‌های مثبت افزایش می-دهند. از نظر بروکس (۲۰۰۲)، یکی از محدودیتهای اصلی مدل‌های GARCH این است که در آنها پاسخ به نوسانات برای شوک‌های مثبت و منفی اجبارا به صورت متقارن خواهد بود. این موضوع به این دلیل است که واریانس شرطی در مدل GARCH تابعی از بزرگی وقفه‌های اجزاء اخلال است و نه علامت آنها به عبارت دیگر به علت توان دوم‌دار شدن وقفه‌های اجزاء اخلال در GARCH علامت در نظر گرفته نمی‌شود (۱۵). لذا برای حل این مشکل و درنظر گرفتن اثرات اهرمی انواعی از مدل‌های GARCH غیرخطی معرفی شدند که به برخی از آنها که در مطالعه حاضر مورد استفاده قرار گرفته است در ادامه به اختصار اشاره می‌گردد.

مدل GARCH نمایی (EGARCH)

نلسون (۱۹۹۱) مدل زیر را به منظور در نظر گرفتن اثرات اهرمی تحت عنوان EGARCH مطرح کرد (۱۵).

$$\log h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log h_{t-j} \quad (۵)$$

که در آن h_t واریانس شرطی، α_0، α_i، γ_i و β_j ضرایب هستند و اثرات نامتقارنی بوسیله γ مشخص می‌گردد بطوریکه اگر $\gamma \neq 0$ باشد اثرات نامتقارنی وجود دارد. اگر γ مثبت (منفی) باشد اخبار افزایشی (کاهشی) قیمت، نوسان بیشتری ایجاد می‌کنند (۲۴). همچنین در این مدل از آنجاییکه واریانس شرطی به صورت لگاریتمی است شرط مثبت بودن واریانس شرطی بدون اینکه نیازی به مثبت بودن ضرایب وجود داشته باشد تضمین شده است (۱۵). در این مدل اثرات اخبار قیمت افزایشی روی واریانس شرطی $\alpha + \gamma$ و اثرات اخبار قیمت کاهشی $\alpha - \gamma$ می‌باشد (۲۴). از آنجاییکه ضریب γ معمولا منفی است شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی نوسان کمتری ایجاد می‌کنند (۱۲). برای پذیرفتن فرض صفر عدم وجود اثرات اهرمی در مدل EGARCH ضریب γ نباید منفی باشد در غیراینصورت فرض مقابل پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر اگر ضریب γ منفی باشد گواهی بر وجود اثرات اهرمی در سری می‌باشد (۱۵).

مدل GJR-GARCH[2]

این مدل توسط گلوستن، جاناتان و رانکل (۱۹۹۳) مطرح گردید. شکل ریاضی این مدل در معادله ۶ آمده است.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma S_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (۶)$$

در این رابطه S_{t-1} یک متغیر موهومی است که اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد مقدار یک و در غیر اینصورت مقدار صفر را می‌گیرد. این مدل بسیار شبیه مدل GARCH آستانه‌ای (TGARCH)[3] است. اگر $\gamma > 0$ باشد مدل GJR مقادیر بزرگتری را برای h_t با $\varepsilon_{t-1} < 0$ نسبت به شوک‌های مثبت با همان اندازه نشان می‌دهد. همانند مدلهای ARCH و GARCH در این مدل نیز پارامترها باید غیرمنفی باشد (۱۰ و ۱۶). در حالیکه اثر قیمتی یک خبر مثبت به وسیله α سنجیده می‌شود، اثر اخبار منفی توسط مجموع $\alpha+\gamma$ سنجیده می‌شود (۱۹).

مدل GARCH آستانه ای (TGARCH)

مدل دیگری که می‌تواند اثرات اهرمی را نشان دهد مدل TGARCH است که توسط زاکویان (۱۹۹۴) مطرح گردید. این مدل بسیار شبیه مدل GJR-GARCH است. تنها تفاوت در این است که به جای واریانس شرطی، انحراف معیار شرطی در نظر گرفته می‌شود (۱۰ و ۱۸). این مدل را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i} S_{t-1} + \beta_i \sigma_{t-i} \quad (۷)$$

محدودیتهای این مدل به اینصورت است که پارامترها باید غیرمنفی باشند و افزون بر این باید $\alpha + \beta < 1$ باشد (۱۸). پارامترها در این مدل مشابه مدل GJR-GARCH می‌باشد لذا در آن $S_{t-1} = 1$ اگر $\varepsilon_{t-1} > 0$ و $S_{t-1} = 0$ اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ می‌باشد. در این مدل اخبار خوب اثر α و اخبار بد اثر $\alpha + \gamma$ را دارند. اگر $\gamma > 0$ باشد اثرات اهرمی وجود خواهد داشت (۱۹). برای

1 - Integrated GARCH

2- Glosten, Jogannathan, and Rankle GARCH

3 - Threshold GARCH

پذیرفتن فرض صفر عدم وجود اثرات اهرمی در مدل TGARCH ضریب γ باید منفی باشد در غیراینصورت فرض آلترناتیو پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر اگر ضریب γ مثبت باشد گواهی بر وجود اثرات اهرمی می‌باشد (۱۵).

مدل GARCH غیرخطی (NGARCH) و GARCH غیرخطی غیرمتقارن (NAGARCH)[1]

مدل NGARCH توسط هیگنز و برا[2] (۱۹۹۲) مطرح شد که در آن انحراف استاندارد شرطی به توان δ می‌رسد و تابعی از وقفه‌های انحراف استانداردهای شرطی و شوک‌ها با همان توان است. اگر $\delta=2$ این مدل به مدل GARCH تبدیل می‌شود (۱۰). که شکل ریاضی آن در معادله ۸ آمده است.

$$\sigma_t^{\delta} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i |\varepsilon_{t-i}|^{\delta} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^{\delta} \qquad (۸)$$

مدل NAGARCH که تکامل‌یافته NGARCH است توسط انگل و نگ (۱۹۹۳) مطرح شده است که در آن می‌بایستی $\alpha_0 > 0$، $\alpha_0 \geq 0$، $\gamma \geq -1$، $\sum \alpha + \sum \beta < 1$ و $\beta \geq 0$ باید باشد. شکل ریاضی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i (\varepsilon_{t-i} + \gamma h_t^{1/2})^2 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i h_{t-i} \qquad (۹)$$

در این مدل نوسان به عنوان تابع غیرمتقارن غیرخطی از شوک‌های دوره گذشته تعریف می‌شود و اگر γ مخالف صفر باشد عدم‌تقارن وجود خواهد داشت و اگر γ مثبت باشد آنگاه شوک‌های مثبت باعث نوسان بیشتری نسبت به شوکهای منفی با همان اندازه می‌شوند (۲۲).

آزمون غیرخطی بودن مدل GARCH

انگل و نگ (۱۹۹۳) برای بررسی اینکه آیا شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی روی واریانس شرطی دارند یا خیر آزمونی را ارائه کردند. اگر S_{t-1}^{-} بیانگر یک متغیر موهومی باشد که هنگامی که ε_{t-1} منفی است مقدار ۱ و در غیراینصورت صفر باشد (ε_t اجزاء اخلال مدل تخمین‌زده شده برای میانگین شرطی y_t تحت فرض همسانی واریانس می‌باشد)، این آزمون بررسی می‌کند که آیا $\hat{\varepsilon}_t^2$ می‌تواند بوسیله S_{t-1}^{-}، $S_{t-1}^{-}\varepsilon_{t-1}$ و یا $S_{t-1}^{+}\varepsilon_{t-1}$ پیش‌بینی شود که $S_{t-1}^{+} \equiv 1 - S_{t-1}^{-}$ می‌باشد. آماره آزمون از طریق نسبت t پارامتر ϕ_1 در رگرسیون زیر بررسی می‌شود.

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 w_{t-1} + \xi_t \qquad (۱۰)$$

که در آن w_{t-1} یکی از ۳ حالت تعریف شده برای بررسی نامتقارنی؛ و ξ_t جزء اخلال می‌باشد. در رابطه ۱۰ وقتی $w_t = S_{t-1}^{-}$ باشد آزمون اریب علامت (SB)[3] نامیده می‌شود که بررسی می‌کند که آیا مقدار واریانس شرطی h_t به علامت وقفه‌های شوک ε_{t-1} بستگی دارد یا خیر. در مواردی که $w_t = S_{t-1}^{-}\varepsilon_{t-1}$ یا $w_t = S_{t-1}^{+}\varepsilon_{t-1}$ باشد آزمون‌ها اریب علامت منفی (NSB)[4] و اریب علامت مثبت (PSB)[5] نامیده می‌شوند. این آزمون‌ها بررسی می‌کنند که آیا اثر شوک‌های منفی یا مثبت روی واریانس شرطی به اندازه شوک‌ها نیز بستگی دارد یا خیر. این آزمون می‌تواند به طور همزمان نیز از طریق تخمین رگرسیون زیر بررسی شود:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^{-} + \phi_2 S_{t-1}^{-}\varepsilon_{t-1} + \phi_3 S_{t-1}^{+}\varepsilon_{t-1} + \xi_t \qquad (۱۱)$$

فرض صفر $H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$ به وسیله آماره آزمون $LM=nR^2$ که n تعداد مشاهدات و R^2 مربوط به رگرسیون فوق می‌باشد، مورد بررسی قرار می‌گیرد. آماره آزمون بطور مجانبی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی ۳ می‌باشد (۱۳).

در مطالعه حاضر نوسانات نامتقارن قیمت‌ها در بازار گوشت مرغ ایران با استفاده از مدلهای یادشده الگوسازی خواهد شد و داده‌های مورد نیاز این تحقیق شامل سری‌های قیمت هفتگی مرغ زنده و نهاده‌های کنجاله سویا و جوجه یکروزه گوشتی می‌باشد که به منظور بررسی و مقایسه نوسانات قیمت‌ها در سه بازار مرغ زنده، کنجاله سویا و جوجه یکروزه گوشتی مورد استفاده قرار گرفته است. سری‌های قیمت مورد نظر مربوط به سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ برای استان تهران می‌باشد که از بانک اطلاعات شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری گردیده است. جهت رسیدن به اهداف مورد نظر ابتدا انواعی از مدلهای GARCH خطی و غیرخطی برآورد گردیده و سپس با توجه به محدودیتهایی که هر یک از مدلها دارند، با استفاده از معیارهای موجود مدل بهینه برای هر سری قیمت انتخاب می‌گردد.

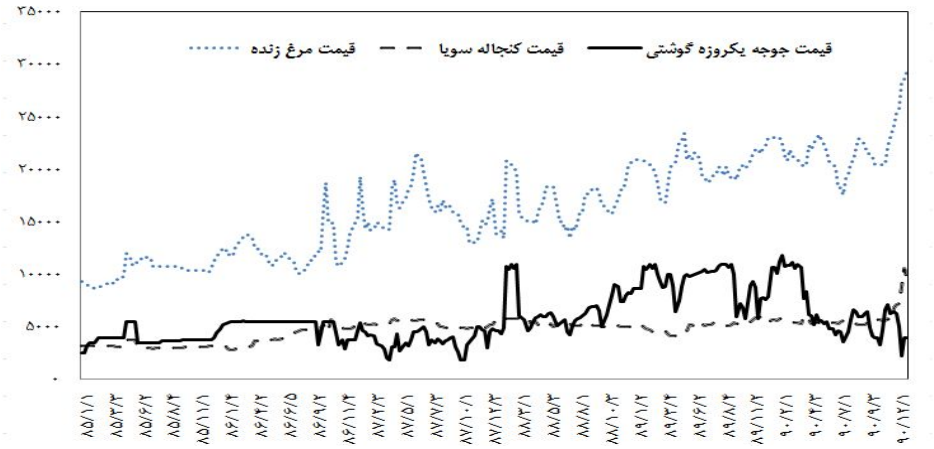
نتایج و بحث

شکل ۱ روند تغییرات قیمت هفتگی مرغ زنده، کنجاله سویا و جوجه یکروزه گوشتی در استان تهران را در طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ نشان می‌دهند. مطابق با این نمودارها، روند قیمتها نشان می‌دهند که قیمت مرغ در طول زمان مورد بررسی رشد به مراتب بالاتری نسبت به قیمت جوجه یکروزه داشته است ولی نوسانات قیمت جوجه یکروزه گوشتی به مراتب بیشتر از نوسانات قیمت مرغ

1 - Non- Linear GARCH and Non-Linear Asymmetric GARCH
2 - Higgins and Bera

3- Sign Bias
4 - Negative Sign Bias
5 - Positive Sign Bias

زنده و کنجاله سویا می‌باشد.



شکل۱- روند تغییرات هفتگی قیمت‌های مرغ زنده، کنجاله سویا و جوجه یکروزه گوشتی در طی سالهای ۱۳۹۰- ۱۳۸۵

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد DF-GLS برای سریهای قیمت مورد بررسی

متغیر	قیمت مرغ زنده		قیمت کنجاله سویا		قیمت جوجه یکروزه گوشتی	
سطوح	سطح داده ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده ها	تفاضل مرتبه اول
مقدار محاسباتی	-۲/۸۵	-۲/۵۵	-۱/۷۹	-۸/۲۳	-۱/۹	-۱۳/۱۶
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	-۲/۸۹	-۱/۹۵	-۲/۸۹	-۱/۹۵	-۲/۸۹	-۱/۹۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جهت بررسی پایایی سریهای قیمت مورد بررسی از آزمون ریشه واحد الیوت و همکاران (۱۹۹۶)(DF-GLS) استفاده گردید که نسبت به آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته از قدرت و توان بیشتری برخوردار است و عموما در ادبیات مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج مربوطه در جدول شماره ۱ آمده است. مطابق این جدول تفاضل مرتبه اول هر سه سری قیمت در سطح احتمال ۵ درصد پایا می‌باشد. در این آزمون برای تعیین وقفه بهینه از آماره آکائیک استفاده گردید. با توجه به نتایج می‌توان گفت که هر سه سری قیمت انباشته از درجه ۱ یا I(۱) می‌باشند.

سپس معادلات میانگین شرطی مورد نیاز برای مدلهای GARCH با استفاده از مدلهای ARMA(p,q) برای هر ۳ سری قیمت تخمین زده شدند که وقفه‌های AR (p) و MA(q) با استفاده از رهیافت باکس- جنکینز تعیین گردید. پس از برآورد معادلات میانگین شرطی وجود اثرات نامتقارن شوک‌ها روی واریانس شرطی قیمت‌ها مورد بررسی قرار گرفت. در جدول ۲ نتایج مربوط به بررسی اینکه آیا شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی روی واریانس شرطی دارند یا خیر (آزمون GARCH غیرخطی) ارائه شده است. مطابق با جدول برای سری قیمت مرغ زنده، با توجه به معنی‌داری ضریب SB می‌توان گفت واریانس شرطی h_t به علامت وقفه‌های شوک ε_{t-1} بستگی داشته، همچنین معنی‌داری ضریب PSB حاکی از اینست که اثر شوک‌های مثبت روی واریانس شرطی به اندازه آن نیز بستگی دارد. در مورد سری قیمت جوجه یکروزه گوشتی بر خلاف سری قیمت مرغ زنده تنها NSB معنی‌دار می‌باشد که به معنای اینست که اثر شوک‌های منفی روی واریانس شرطی به اندازه آن نیز بستگی دارد. در مورد سری قیمت کنجاله سویا هر سه ضریب از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. بنابراین به طور خلاصه می‌توان گفت برای سری قیمت مرغ زنده، مقدار واریانس ناهمسانی به علامت وقفه‌های شوک‌ها و اندازه شوک‌های مثبت، برای سری قیمت جوجه یکروزه به اندازه شوک‌های منفی و برای سری قیمت کنجاله سویا به هر سه یعنی علامت و اندازه شوکهای مثبت و منفی وابسته می‌باشد. فرض صفر $H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$ به وسیله آماره آزمون LM مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به جدول فرض صفر مساوی صفر بودن ضرایب به طور همزمان در تمامی سری‌ها رد می‌شود.

پس از اثبات وجود نوسانات شرطی قیمت‌ها، مدلهای GARCH خطی و غیرخطی برآورد گردید. نتایج مربوط به برآورد انواع مدلهای GARCH خطی و غیرخطی شامل EGARCH، TGARCH، GJRGARCH، NAGARCH در جدول شماره ۳ آمده است. به منظور تعیین مدل بهینه از بین این مدلها ابتدا لازم است ضرایب مدلها از لحاظ معنی‌داری و مطابقت علامت ضرایب با تئوری مورد بررسی قرار گیرند. بنابراین مطابق بخش مواد و روشها در خصوص

علامتهای تئوریکی مورد انتظار برای ضرایب مدل‌ها از بین مدلهای موجود در جدول شماره ۳ تنها مدلهای سازگار با تئوری، برای تعیین مدل بهینه انتخاب شدند که برای سری قیمت مرغ زنده عبارتند از GARCH، EGARCH و TGARCH، برای سری قیمت جوجه یکروزه گوشتی عبارتند از GARCH و EGARCH و برای سری قیمت کنجاله سویا GARCH، TGARCH و GJRGARCH می‌باشند.

جدول ۲- نتایج مربوط به بررسی اثرات نامتقارنی شوک ها در سری‌های قیمت

PSB	NSB	SB	ضریب
۰/۰۳۴	۰/۰۱۶	-۰/۰۰۳	مرغ زنده
(۰/۰۵)*	(۰/۴۲)	(۰/۰۲)	
۷/۸۱	مقدار بحرانی	LM ۲۳/۴ =	$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$
-۰/۰۴۲	-۰/۰۶۷	۰/۰۱۲	جوجه یکروزه گوشتی
(۰/۳۴)	(۰/۰۶)	(*۰/۱۳۳)	
۷/۸۱	مقدار بحرانی	LM ۹/۳۶ =	$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$
۰/۰۲۰	-۰/۰۴۴	-۰/۰۰۲	کنجاله سویا
(۰/۰۴)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰)	
۷/۸۱	مقدار بحرانی	۱۸/۲ =LM	$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$

ماخذ: یافته های تحقیق (*اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشند)

به منظور تعیین مدل بهینه ابتدا با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۲ که حاکی از وجود اثرات غیرخطی است مدلهای GARCH خطی کنار گذاشته شده و سپس با توجه به مطالعات قبلی موجود که از معیارهای مختلفی چون آکاییک و مقدار نسبت درستنمایی استفاده کرده‌اند، برای تعیین مدل بهینه از این معیارها استفاده گردید. برای سری قیمت مرغ زنده با توجه به معیار اکاییک (۹۱۱/۴۲-) و نسبت درستنمایی (۴۶۲/۷۱) مدل برتر مدل TGARCH می‌باشد. برای سری قیمت جوجه یکروزه گوشتی با توجه به این دو معیار (آکائیک، ۳۱۵/۷۵- و نسبت درستنمایی، ۱۶۴/۸۷) مدل EGARCH مدل بهینه می‌باشد و برای سری قیمت کنجاله سویا با توجه به معیار آکاییک (۹۹۱/۱۹-) و نسبت درستنمایی (۵۰۲/۵۹)، مدل GJRGARCH مدل مناسب می‌باشد.

همانطور که در جدول شماره ۳ مشاهده می‌شود ضرایب جملات ARCH و GARCH، (β و α) در الگوهای GARCH خطی برآورد شده در هر سه سری مثبت و در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار است. معنی‌داری و مثبت بودن ضریب شوک‌های گذشته (α) در هر سه سری بیانگر وجود اثرات GARCH قوی برای هر سه سری قیمت می‌باشد. همچنین ضریب نوسانات گذشته (β) از یک کوچکتر می‌باشد که اشاره به این دارد که اثرات اخبار قدیمی روی نوسانات معنی‌دار است. بالا بودن مقدار این ضریب برای دو سری قیمت مرغ زنده و جوجه یکروزه گوشتی حاکی از وجود حافظه بلندمدت در واریانس می‌باشد. با توجه به اینکه مجموع ضرایب β و α در سری‌های قیمت مرغ زنده و جوجه یکروزه گوشتی بسیار به ۱ نزدیک می‌باشد می‌توان نتیجه گرفت که شوک‌های نوسانات در این دو سری کاملا پایدار هستند. به عبارت دیگر شوک‌های وارده به این بازار به آرامی و تدریجی از بین می‌روند.

همانطوریکه عنوان شد برای قیمت مرغ زنده مدل TGARCH بعنوان مدل مناسب تشخیص داده شد. اثر اخبار بد در این مدل به وسیله ضرایب ($\alpha + \gamma$) و اثر اخبار خوب به وسیله α نشان داده می‌شود. بر این اساس اثر اخبار منفی برابر ۰/۲ و اثر اخبار مثبت بر آن برابر با ۰/۱۲ می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان کرد که تاثیر اخبار منفی ۱/۶ برابر اثر اخبار مثبت می‌باشد. برای سری قیمت جوجه یکروزه گوشتی مدل EGARCH بعنوان مدل مناسب انتخاب شد. همانطور که در بخش‌های قبل ذکر گردید اثر اخبار خوب توسط ضرایب $\alpha + \gamma$ و اثر اخبار بد توسط ضرایب $\alpha - \gamma$ بیان می‌گردد. لذا اثرات اخبار خوب ۰/۰۸ و اثر اخبار بد روی نوسانات قیمت ۰/۵۶ می باشد. با توجه به این نتیجه می‌توان بیان کرد که اخبار مثبت نوسانات را به میزان ۸ درصد و اخبار بد نوسانات قیمت را به مقدار ۵۶ درصد یعنی حدود ۷ برابر اخبار مثبت افزایش خواهند داد. همچنین بررسی نتایج بدست آمده در مورد سری قیمت کنجاله سویا حاکی از اینست که مدل مناسب برای این سری قیمت مدل GJRGARCH می باشد که مطابق با مطالب بیان شده در بخش متدولوژی در این مدل اثر اخبار بد بوسیله ضرایب $\alpha + \gamma$ و اثر اخبار خوب توسط ضریب α بیان می‌شود. بنابراین اثر اخبار منفی در این مدل برابر ۰/۳۱۸ و اثر اخبار خوب ۰/۳۱۶ خواهد بود. بدین معنا که اخبار بد مقدار نوسانات قیمت را ۳۱/۸ درصد و اخبار خوب ۳۱/۶ درصد نوسانات قیمت را افزایش خواهند داد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در این مطالعه اثرات نامتقارن بودن نوسانات قیمت مرغ زنده و دو نهاده مهم در تولید آن، جوجه یکروزه گوشتی و کنجاله سویا بررسی شد و الگوسازی این نوسانات نیز با استفاده از برآورد انواعی از مدل‌های GARCH غیرخطی و انتخاب مدل مناسب با توجه به معیارهای موجود صورت گرفت. نتایج بیانگر اینست که برای الگوسازی نوسانات نامتقارن قیمت‌های مرغ زنده، جوجه یکروزه گوشتی و کنجاله سویا به ترتیب مدل‌های TGARCH، EGARCH و GJRGARCH مدل مناسب تشخیص داده شدند.

جدول ۳- نتایج مربوط به برآورد مدلهای GARCH

لگاریتم قیمت مرغ زنده

	α_0	α_1	β	γ	AIC	Log Likelihood
GARCH	۰/۰۰۰۱***	۰/۱۲۹***	۰/۸۳۷***	-----	-۹۰۹/۸۲	۴۶۰/۹۱
	(۴/۹۵)	(۴/۶۹)	(۳۴/۹۸)			
EGARCH	-۶/۶۴***	۰/۶۷۸***	-۰/۱۹۳***	-۰/۴۳۷***	-۸۵۷/۸۷	۴۳۵/۹۳
	(-۱۴/۸۴)	(۹/۱۰)	(-۲/۴۵)	(-۶/۴)		
TGARCH	۰/۰۰۱۸***	۰/۱۲۴***	۰/۸۶۲***	۰/۰۸۹***	-۹۱۱/۴۲	۴۶۲/۷۱
	)(۳/۰۸	(۳/۷۷)	(۵۱/۳۳)	(۲/۰۶)		
GJRGARCH	۰/۰۰۰۱۷***	۰/۱۳۸***	۰/۸۴۲***	-۰/۰۲۸	-۹۰۸	۴۶۱
	(۴/۵۶)	(۳/۸۷)	(۳۴/۴۶)	(-۰/۵۸)		
NAGARCH	۰/۰۰۰۱***	۰/۱۲۸***	۰/۸۳۱***	-۰/۰۲۰***	-۹۱۲/۱۴	۴۶۳/۰۷
	(۲/۶۳)	(۴/۶۵)	(۳۷/۳۵)	(-۲/۷۸)		

لگاریتم قیمت جوجه یکروزه گوشتی

	α_0	α_1	β	γ	AIC	Log Likelihood
GARCH	۰/۰۰۲۱***	۰/۱۹۴***	۰/۷۵***	---	-۳۰۵/۵۲	۱۵۸/۷۶
	(۵/۹۴)	(۴/۴۳)	(۱۹/۲۲)			
EGARCH	-۰/۶۸۸***	۰/۳۲***	۰/۸۰۲***	-۰/۲۴***	-۳۱۵/۷۵	۱۶۴/۸۷
	(-۵/۶۶)	(۵/۰۵)	(۲۳/۹۶)	(-۴/۹۳)		
TGARCH	۰/۰۰۲۳***	۰/۴۸***	۰/۷۲***	-۰/۵***	-۳۲۱/۷۵	۱۶۷/۸۷
	(۷/۰۲)	(۶/۵)	(۱۷/۷۲)	(-۵/۷۳)		
GJRGARCH	۰/۰۰۲۳***	۰/۳۲۵***	۰/۷۱***	-۰/۱۷۵**	-۳۰۵/۷۱	۱۵۹/۸۵
	(۶/۵)	(۴/۸۹)	(۱۸/۳۳)	(-۲/۱۸)		
NAGARCH	-۰/۰۰۳۲***	۰/۱۸۸***	۰/۷۴***	۰/۱۸۷***	-۳۴۰/۲	۱۷۷/۱
	(-۳/۲۸)	(۵/۷۵)	(۲۵/۳۱)	(۸/۳۸)		

لگاریتم قیمت کنجاله سویا

	α_0	α_1	β	γ	AIC	Log Likelihood
GARCH	۰/۰۰۰۴***	۰/۳۲***	۰/۴۳***	---	-۹۹۳/۱۸۹	۵۰۲/۵۹
	(۶/۵)	(۴/۷۴)	(۵/۸۲)			
EGARCH	-۱/۷۳***	۰/۳۶***	۰/۷۳۵***	۰/۰۸	-۹۸۳/۶۹	۴۹۸/۸۰
	(-۳/۰۱)	(۴/۱۷)	(۸/۶۲)	(۱/۴۴)		
TGARCH	۰/۰۱۰***	۰/۱۵۳***	۰/۵۶***	۰/۱۶۳*	-۹۸۵/۲۱	۴۹۹/۶۰
	(۳/۶۸)	(۳/۲۸)	(۵/۹۷)	(۱/۸۱)		
GJRGARCH	۰/۰۰۴۲***	۰/۳۱۶***	۰/۴۳۲***	۰/۰۰۸	-۹۹۱/۱۹	۵۰۲/۵۹
	(۵/۰۳)	(۴/۱۵)	(۴/۰۵)	(۰/۰۵)		
NAGARCH	۰/۰۰۰۷***	۰/۷۹۷***	۰/۱۶۹*	-۰/۰۱۲***	-۷۶۸/۷۷	۳۹۱/۳۸
	(۵/۳۶)	(۶/۲۵)	(۱/۷۸)	(-۲/۵۴)		

ماخذ: یافته های تحقیق (اعداد داخل پرانتز آماره t می باشد)

یافته‌های تحقیق بیانگر آنست که اثرات اخبار منفی در مقایسه با اخبار مثبت بر نوسانات قیمت هر سه سری مورد بررسی به مراتب زیادتر است. یعنی اینکه بروز اخبار منفی از قبیل کاهش تولید جوجه یکروزه گوشتی، افزایش قیمت نهاده‌های تولید، محدودیت واردات کنجاله سویا و ... ناپایداری و نوسانات در بازار این محصولات را تشدید خواهد کرد. لذا پیشنهاد می‌گردد که در خصوص کنترل بروز

هر گونه اخبار منفی اعم از محدودیت‌های وارداتی، افـزایش نـرخ ارز، افزایش قیمت نهاده‌ها و هر عامل دیگری که می‌تواند بعنوان اخبار بد تلقی شده و موجب نوسانات قیمتی بیشـتر در بـازار ایـن محصـولات گردد، اقدامات قابل توجهی صورت گیرد. با توجـه بـه اینکـه منحنـی نوسانات قیمت جوجه یکروزه و قیمت مرغ تغییرات بسـیار نزدیکـی را نشان می‌دهند به منظور کاهش نوسانات قیمـت مـرغ و رفـاه بیشـتر تولیدکننده و مصرف‌کننده ضرورت توجه بیشتر به فراینـد تولیـد ایـن نهاده و کنترل قیمت آن بسیار مورد توجه می‌باشد. با توجه بـه اینکـه قسمت اعظمی از نیاز کشور برای کنجاله سویا از طریق واردات تعیین می‌شود نوسانات نرخ ارز و قیمتهای جهانی بر روی نوسانات قیمـت و مقدار عرضه این کالا تاثیرگذار است. لذا به منظـور کـاهش نوسـانات قیمت گوشت مرغ کنترل نوسانات قیمت این نهاده از طریق در نظـر-گرفتن شرایط جهانی و همچنین ذخیره مقـادیر کـافی بـرای شـرایط بحرانی می‌تواند بسیار مفید باشد.

منابع

۱- ابونوری ا.، خانعلی پور ا. و عباسی ج. ۱۳۸۸. اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران، کاربردی از خانواده ARCH. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی ۵۰: ۱۲۰-۱۰۱.

۲- آماده ح. ۱۳۸۹. تحلیل تغییرات قیمتی گوشت مرغ با کاربرد الگوی ARDL: مطالعه موردی استان تهران. پژوهشنامه اقتصادی۲: ۳۲۵- ۲۹۵.

۳- تهامی‌پور م. ۱۳۹۰. تحلیل رفتار قیمت جوجه یکروزه گوشتی در ایران. اقتصادکشاورزی و توسعه ۷۵: ۲۶۳- ۲۴۱.

۴- سالنامه آماری کشور. ۱۳۹۰. درگاه ملی آمار.

۵- قهرمان‌زاده م. و سلامی ح. ۱۳۸۷. الگوی پیش بینی قیمت گوشت مرغ در ایران، مطالعه موردی استان تهران. مجله علـوم کشـاورزی ایـران. دوره ۲-۳۹. ۱: ۱۷-۱.

۶- قهرمان‌زاده م. ۱۳۹۰. پیش‌بینی قیمت ماهانه جوجه یکروزه گوشتی در استان آذربایجان‌شرقی. فصلنامه اقتصادکشاورزی ۴: ۲۱۰-۱۸۳.

۷- مشایخی س. و حاجی زاده فلاح م. ۱۳۹۰. بررسی عوامل مؤثر بر بازار گوشت مرغ در ایران (کاربرد مدل خود رگرسیون بـرداری). پژوهشـنامه اقتصادی ۱: ۱۵۴-۱۳۱.

8- Apergis N., and Rezitis A.N. 2011. Food price volatility and macroeconomic factors: Evidence from GARCH and GARCH-X estimates, Journal of Agricultural and Aplied Economics, 43,1:95-110

9- Baharam A.H, Radam A., Habibullah M.S., and Hirnissa M.T. 2009. The volatility of Thai rice price, MPRA Paper, 14113:1-9

10- Bollerslev T. 2008. Glossary to ARCH (GARCH), CREATES Research Paper 49:1-46.

11- Chong Choo W., Nie Lee S., and Nie Ung S. 2011. Macroeconomics uncertainty and performance of GARCH models in forecasting Japan stock market volatility, International Journal of Business and Social Science, 1:200-208

12- Engle R.F., and Victor K. Ng. 1993. Measuring and testing the impact of news on volatility, the journal of Finance, 5:1749-1778

13- Franses Philip H., and Dijk D.V. 2003. Non-linear time series models in empirical finance, Cambridge University Press

14- Gilbert C.L., and Morgan C.W. 2010. Food price volatility, philosophical transactions of the royal pociety, Biological science, 365:3023–3034

15- Goudarzi H., and Ramanarayanan C.S. 2011. Modeling asymmetric volatility in the Indian stock market, International Journal of Business and Management, 3:221-231

16- Henry O. 1998. Modelling the asymmetry of stock market volatility, Applied Financial Economics, 8: 145-153

17- Huchet-Bourdon M. 2011. Agricultural commodity price volatility, OECD food, agriculture and fisheries working papers, 52:1-52

18- Kulp-Tag S. 2008. An empirical comparison of linear and nonlinear volatility models for Nordic stock return, Swedish school of economics and business administration,179:1-124

19- Longmore R., and Robinson W. 2004. Modeling and forecasting exchange rate dynamics in Jamaica: an application of asymmetric volatility models, Working Paper Research Services Department Bank of Jamaica,03:1-34

20- Mckenzie M. 2002. The economics of exchange rate volatility asymmetry, International journal of finance and economics, 7: 247–260.

21- Parvaresh M., and Bavaghar M. 2012. Forecasting volatility in Tehran stock market with GARCH

models, J. Basic. Appl. Sci. Res., 2(1):150-155,
22- Rezitis A.N., and Stavropoulos S.K. 2008. Supply response and price volatility in the Greek Pork industry. P.775-782. International Conference on Applied Economics – ICOAE. 2008.
23- Sadr M.H., Mehrara M. and Mardantabar H. 2009. The asymmetry of stock market volatility: the case of Iran. P.579-584. International Conference on Applied Economics – ICOAE. 2009.
24- Zheng Y., Kinnucan H.W., and Thompson H. 2008. News and volatility of food prices, Applied Economics , 40: 1629-1635