



الگوسازی نوسانات قیمت نهاده‌های صنعت دام و طیور

فرونوش وجدی حکم آباد، پریسا پاکروح^۱
farnoosh.vajdi1991@yahoo.com

چکیده

یکی از ویژگی‌های محصولات کشاورزی نوسان پیوسته قیمت آن‌ها است که نوسانات در قیمت هنگامی که بیشتر باشند و قابل پیش بینی نباشد بسیار مشکل‌زا هستند؛ بنابراین سیاستمداران نیز همانند کشاورزان و مصرف‌کنندگان به بررسی 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. صنعت دام و طیور کشور نیز از این نوسانات قیمت مستثنی نبوده و قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و نهاده‌های عمده‌ی آن نظیر ذرت، کنجاله سویا، پودر ماهی، گندم و جو در طی سال‌های اخیر دارای نرخ رشد‌های منفی و مثبت بوده است. از این رو مطالعه حاضر با هدف الگوسازی نوسانات قیمت نهاده‌های صنعت دام و طیور (مطالعه موردی ذرت، کنجاله سویا، پودر ماهی، گندم و جو) برای داده‌های ماهانه سالهای ۹۳-۱۳۷۴ صورت گرفته است. بدین منظور از مدل‌های GARCH خطی و غیرخطی که شامل EGARCH، TGARCH و GJR-GARCH می‌باشند صورت گرفته است. نتایج نشان داد برای نهاده‌های ذرت و گندم مدل TGARCH و برای نهاده‌های پودر ماهی، جو و کنجاله سویا مدل GJR-GARCH بر اساس معیارهای آکائیک و بیزین شوارتز مناسب می‌باشند. بنابراین در تمامی سری‌های قیمت نهاده‌ها اثرات اهرمی وجود دارد یعنی شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی بر روی نوسانات قیمت دارند و اخبار بد اثر بیشتر و بزرگتری نسبت به اخبار خوب دارد که پیشنهاداتی متناسب با نتایج در انتها ارائه شد.

طبقه‌بندی: Jel: C13, C22, Q12, Q18

واژه‌های کلیدی: قیمت، نوسان، نهاده، GARCH، دام و طیور



مقدمه

کشاورزی نقش حیاتی و استراتژیک را در یک نظام اجتماعی و اقتصادی بر عهده دارد. بنابراین برنامه‌ریزی در این بخش در اولویت قرار دارد. بخش کشاورزی در کشور با تأمین حدود ۵۲ درصد تولید ناخالص ملی، یک سوم اشتغال نیروی کار، بیش از ۸۰ درصد نیازهای غذایی و یک سوم صادرات غیرنفتی، مهم‌ترین بخش اقتصادی و محور برنامه‌های توسعه اقتصادی اجتماعی کشور شناخته می‌شود (اکبری و همکاران، ۱۳۹۵).

دامداری و مرغداری، به‌عنوان زیر بخش‌های کشاورزی، از مخاطره‌آمیزترین فعالیت‌های اقتصادی به شمار می‌آیند. این دو صنعت در کشور ما در شرایطی قرار گرفته که در حیات عمومی اجتماع ما نقش عمده‌ای را ایفا می‌نمایند و دو صنعت دام و طیور را به بزرگ‌ترین صنایع موجود در کشور بدل کرده است (حسینی، ۱۳۹۵). در سال‌های اخیر گوشت مرغ به یک کالای ضروری در سبد غذایی خانوارهای تبدیل گردیده و به عنوان یکی از مهمترین منابع پروتئین خانوارها مطرح شده است. که با نگاهی به آمار مصرف سرانه‌ی گوشت مرغ می‌توان به صحت این ادعا پی برد. مصرف سرانه از ۲۱/۸۳ کیلوگرم در سال ۱۳۸۷ به ۲۵/۸۴ کیلوگرم در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته‌است که نزدیک به ۲ برابر متوسط جهانی می‌باشد. گوشت مرغ نه تنها به خاطر کیفیت بالای پروتئین بلکه به خاطر دارا بودن ویتامین‌ها و موادمعدنی مهم از اهمیت ویژه‌ای در غذای انسان برخوردار است. (انجمن صنفی تولیدکنندگان جوجه یکروزه، ۱۳۹۴).

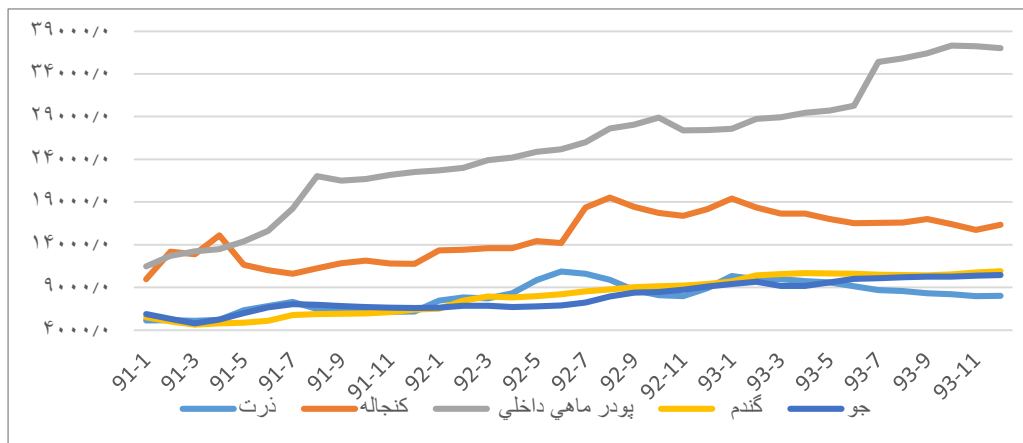
گوشت قرمز چه از جنبه تامین پروتئین مورد نیاز و امنیت غذایی رو به رشد کشور و چه از جنبه سهم آن در ارزش افزوده بخش کشاورزی، جایگاه ویژه‌ای دارد (جیران و جولایی، ۱۳۸۴). غنی بودن گوشت از پروتئین‌های ارزشمند نظیر اسیدهای آمینه ضروری برای بدن، مواد معدنی مانند روی و آهن، انواع ویتامین‌ها و انرژی کافی سبب می‌شود تا آن را در زمره‌ی بهترین و کامل‌ترین مواد غذایی طبقه‌بندی کنند (کرباسی و غریبی، ۱۳۹۵). سازمان جهانی خواربار و کشاورزی (فائو)، مصرف سرانه گوشت در کشور ایران در سال ۱۳۹۴، ۳۶/۳ کیلوگرم در سال بوده و بر طبق آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۱/۴۵ کیلوگرم مربوط به گوشت قرمز می‌باشد و سهم گوشت قرمز از هزینه خانوار ۵/۴ درصد می‌باشد.

یکی از ویژگی‌های محصولات کشاورزی نو سان پیوسته قیمت آنها است از عامل‌های نو سان قیمت می‌توان به تغییرات فصلی در عرضه تولیدات، تغییرات دوره‌ای (سیکلی) در عرضه به دلیل طبیعت خاص تعادل در بازار کالاهای کشاورزی، انتقال قیمت‌های جهانی به بازار داخلی محصولات کشاورزی و نوسان ناشی از روند عمومی قیمت‌ها اشاره کرد (اشتیاقی، ۱۳۹۱). نوسانات در قیمت هنگامی که بیشتر باشند و قابل پیش بینی نباشد بسیار مشکل‌زا هستند؛ بنابراین سیاستمداران نیز همانند کشاورزان و مصرف‌کنندگان به بررسی 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. صنعت دام و طیور کشور نیز از این نوسانات قیمت مستثنی نبوده و قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و

نهاده‌های عمده‌ی آن نظیر ذرت، کنجاله سویا، پودر ماهی، گندم و جو در طی سال‌های اخیر دارای نرخ‌های منفی و مثبت بوده است.

عموماً تغییر و نوسان قیمت در کالاهایی بیشتر است که سهم نهاده‌های حساس به قیمت در تولید آنها بیشتر باشد، به عنوان مثال در بخش طیور حدود ۶۵ درصد هزینه‌های تولید مربوط به هزینه‌های خوراک دان مصرفی است (قه‌رمانزاده و سلامی، ۱۳۸۷). بطوریکه هزینه تغذیه طیور حدود ۶۵ درصد می‌باشد و از این مقدار سهم ذرت ۶۰ درصد است بنابراین تغییر قیمت ذرت ۳۶ درصد در قیمت تمام شده تأثیر می‌گذارد. مشابه این امر کنجاله سویا نیز ۱۸ درصد تأثیرگذار است.

برای نمایش نوسانات در قیمت ماهانه نهاده‌های عمده صنعت دام و طیور نظیر ذرت، کنجاله سویا، پودر ماهی، جو و گندم را طی سال‌های ۹۳-۱۳۹۱ در نمودار (۱) ترسیم گردید که بیانگر نوسانات مداوم در قیمت‌ها می‌باشد که با توجه به سهم عمده نهاده‌ها در هزینه تولید و مبحث ادغام عمودی بازارها به نظر می‌رسد این نوسانات احتمال دارد به سطح بازار گوشت نیز انتقال یابد.



نمودار ۱. نوسانات قیمت ماهانه نهاده‌های صنعت دام و طیور ۹۵-۱۳۹۱

مشایخی و حاجیزاده (۱۳۹۰)، با استفاده از آمار سری زمانی ماهیانه مربوط به سالهای ۸۹-۱۳۷۲ و به کارگیری روش یوهانس جو سیلیوس 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. بخشوده و همکاران (۱۳۹۰)، به بررسی عرضه خوراک دام و طیور برای کفایت عرضه‌ی مواد پروتئینی



حیوانی در ایران طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۶۸ با استفاده از الگوی تعادل جزئی مارک نرلاو و سیستم معادلات با به کارگیری روش به ظاهر نامرتبط پرداختند. نتایج برآورد نشان داده جبران کمبود مواد پروتئینی سرانه دامی نیازمند فراهم کردن نهاده‌ها و عوامل تولید موردنیاز این محصولات است که باید از راه تولید یا واردات تأمین شود. طبق یافته‌های این مطالعه روند واردات و تولید این محصول در پایان برنامه چهارم توسعه یعنی سال ۱۳۸۸ این میزان کمبود مواد پروتئینی جبران نخواهد شد و تنها از راه‌های بهره‌گیری از شیوه‌های نوین تولید، به کارگیری نیروی متخصص و تحصیل کرده و ... این شکاف از بین خواهد رفت. کمال‌آبادی و شاه‌نوشی (۱۳۹۰)، به بررسی انتقال قیمت نهاده‌های وارداتی کنجاله سویا و پودرماهی بخش طیور از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی با استفاده از داده‌های ماهانه دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ و مدل تصحیح خطا پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داده، کاهش یا افزایش قیمت‌های جهانی کنجاله سویا و پودرماهی اثر مثبتی روی تغییرات قیمت داخلی آن‌ها دارد و نوسانات قیمت‌های جهانی به خصوص افزایش آن می‌تواند واحدهای تولیدی وابسته به نهاده‌های وارداتی را با چالش مواجه‌سازد

کنترل و تثبیت نوسانات و کاهش ریسک قیمتی بازار نهاده‌ها و محصولات دام و طیور به سبب جایگاه پررنگ و چشم‌گیر آنها در سبد غذایی خانوارها و همچنین بخش تولید و سرمایه‌گذاری خصوصی، و بررسی این ارتباطات قیمتی بین بازارها تحت عنوان ادغام بازارها همواره از موضوعات اصلی و مورد بحث اقتصاد و سیاست کشاورزی است. لذا در این پژوهش سعی در الگوسازی نوسانات قیمت نهاده‌ها و بررسی این الگو برای اهداف و سیاست‌های تنظیم بازار می‌باشد.

مواد و روش‌ها

نوسان 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 عموماً جهت اندازه‌گیری نوسانات قیمت‌ها بر روی انحراف معیار لگاریتم قیمت‌ها تأکید می‌کنند. از آنجا که سری‌های اقتصادی عموماً دارای روند هستند، لذا بررسی نوسان سری‌ها نیازمند این است 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 خواهد بود. لذا در بررسی نوسانات قیمت اقتصاددانان اغلب اندازه‌گیری نوسان قیمت را بصورت انحراف معیار تغییرات در لگاریتم قیمت‌ها در نظر می‌گیرند (گیلبرت و مورگان، ۲۰۱۰). 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) است که اولین بار توسط انگل در ۱۹۸۲ مطرح شده است (قهرمانزاده و عارف‌عشقی، ۱۳۹۲).

² Autoregressive Conditional Heteroskedasticity



عموماً قبل از به کارگیری مدل های ARCH و GARCH لازم است که وجود خصوصیت واریانس ناهمسان شرطی، یعنی اثرات ARCH در سری های زمانی سنجدیده شود، بنابراین آزمون ضریب لاگرانژ (LM) توسط انگل پیشنهاد شد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH یا واریانس همسانی و فرضیه مقابل حاکی از وجود اثرات ARCH یا واریانس ناهمسانی شرطی می باشد. این آزمون مانند ضریب لاگرانژ بر پایه R^2 می باشد که به صورت زیر بیان می شود:

$$x_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^M \alpha_i x_{t-i}^2 + v_t \quad (1)$$
$$LM = NR^2 \sim \chi^2$$

پس از برآورد معادله رگرسیون (۶) مقدار آماره LM محاسبه می شود که در آن N تعداد مشاهدات و R^2 ضریب تعیین بوده و آماره LM از توزیع حدی کای دو (χ^2) تبعیت می کند. در صورت معنی دار بودن آماره آزمون LM، وجود ناهمسانی واریانس شرطی در سری مورد نظر تأیید می گردد (اندرس، ۱۹۹۵).

انگل (۱۹۸۲) برای اولین بار نشان داد که می توان الگوهایی که به طور همزمان شامل میانگین شرطی و واریانس شرطی هستند را مورد بررسی قرار داد. این الگوها به الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خود بازگشت شهرت یافتند که اساس آن ها در رفع واریانس ناهمسانی در الگوهای مورد بررسی نهفته است. یکی از دلایل استفاده از الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خود بازگشت، وجود خطاهای پیش بینی کوچک و بزرگ در خوشه های مختلف یک سری می باشد. این حرکت خوشه ای می تواند بیانگر این مطلب باشد که به عنوان مثال تغییرات قیمت دوره بعدی با تغییرات قیمت دوره جاری مرتبط است. به عبارت دیگر، تغییرات بزرگ در قیمت ها، اغلب تمایل به تغییرات بزرگتر در دوره بعد دارد و تغییرات کوچک نیز اغلب تمایل به تغییرات کوچک دارد. به طوری که ممکن است سری مذکور طی دوره های مختلف رفتارهای متفاوتی از خود به نمایش بگذارد. به بیان ساده تر، ممکن است در برخی از دوره ها نوسانات قیمت کم و در برخی دوره ها دارای نوسانات زیاد باشد. در چنین شرایطی واریانس قیمت ها طی روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد (موسوی و همکاران، ۱۳۹۵). مدل واریانس شرطی خودتوضیحی (ARCH) در ابتدا جهت سنجش و اندازه گیری سطح نوسان یک متغیر تصادفی ارائه شد و امروزه به عنوان یک الگوی پایه ای برای بررسی هر نوع اثر سرریز نوسان بکار گرفته می شود (ژانگ و همکاران، ۲۰۰۸).

بولرسلو مدل انگل را با تکنیکی که واریانس شرطی رادر فرآیند ARMA بیان می کرد، گسترش داد که به شکل ریاضی آن در رابطه ی (۲) آمده است.

³ Enders

$$\varepsilon_t = \vartheta_t \sqrt{h_t} \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

که در آن ، ϑ_t ، یک فرآیند نوفه سفید و مستقل از e_{t-i} تحقق یافته است؛ میانگین‌های شرطی و غیرشرطی ε_t برابر با صفر است. با توجه به امید ریاضی مقادیر ε_t :

$$E\varepsilon_t = E\vartheta_t \sqrt{h_t} = 0 \quad (3)$$

تعمیم یافته‌ی مدل ARCH(p,q) که GARCH (p,q) نامیده می‌شود، خودرگرسیون و میانگین متحرک را با هم در ناهمسانی واریانس به کار می‌گیرد (رستمی و فرهمند، ۱۳۹۱). بر اساس معادله (۳)، واریانس شرطی h_t به صورت یک تابع خطی از مقادیر نوسانات گذشته خود (h_{t-i}) و مربعات خطاهای گذشته (ε_{t-i}^2) معادله میانگین شرطی تصریح می‌گردد. از آنجا که انتظار می‌رود واریانس مقدار مثبتی باشد، لذا ضرایب α_i و β_i همیشه مثبت هستند. همچنین، ایستایی واریانس با اعمال محدودیت $\sum \alpha_i + \sum \beta_i < 1$ حفظ می‌شود (رزیتس و استاوپولوس، ۲۰۰۹).

- مدل GARCH نمایی (EGARCH)

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

$$\log h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \sum_{j=1}^q \beta_j \log h_{t-j} \quad (4)$$

که در آن h_t واریانس شرطی، α_0 ، α_i ، γ_i ، β_j ضرایب هستند و اثرات نامتقارن بوسیله γ مشخص می‌گردد بطوریکه اگر γ مثبت باشد اخبار افزایش قیمت، نوسان بیشتری ایجاد می‌کنند و بالعکس (ژانگ و همکاران، ۲۰۰۸).

- مدل GARCH آستانه‌ای (TGARCH)

مدل TGARCH، توسط زاکیویان (۱۹۹۴) مطرح گردید. در این مدل به دنبال تبیین اثرگذاری رویدادهایی است که در گذشته رخ داده است ولی تاثیر آن در زمان فعلی ظاهر می‌شود.

⁴ Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

⁵ Nelson

⁶ Threshold GARCH



$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha \varepsilon_{t-1} + \sum_{k=1}^r \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (5)$$

در رابطه (۴)، اگر $d_{t-1} = 0$ در این حالت، اخبار خوب دارای تاثیر α بر نوسان دارند در حالیکه اخبار بد دارای تاثیر $\alpha + \gamma$ بر نوسان دارند. اگر $\gamma > 0$ باشد اثرات اهرمی وجود خواهد داشت. تنها تفاوت این مدل این است که به جای واریانس شرطی، انحراف معیار شرطی در نظر گرفته می‌شود (کالپ، ۲۰۰۸).

مدل GJR-GARCH^۷

این مدل در سال ۱۹۹۳ توسط گلوستن، جانانان و رانکل مطرح گردید.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \theta_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (6)$$

در این رابطه θ_{t-1} یک متغیر موهومی است که اگر مقدار آن از صفر کوچکتر باشد مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. اثر قیمتی یک خبر مثبت به وسیله α سنجیده می‌شود، اثر اخبار منفی توسط مجموع $\alpha + \gamma$ سنجیده می‌شود (قهرمانزاده و عارف عشقی، ۱۳۹۲).

نتایج و بحث

قبل از الگوسازی نوسان نیازمند بررسی مانایی جهت جلوگیری از رگرسیون کاذب در سری‌های قیمت مورد بحث هستیم که از طریق آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته انجام گرفت. با توجه به نتایج جدول شماره ۱، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای متغیرها در سطح رد نمی‌شود اما با یک بار تفاضل‌گیری فرض صفر برای همه متغیرها رد می‌شود. پس می‌توان گفت سری‌ها قیمت هم‌انباشته از مرتبه یک ($I(1)$) هستند. قابل ذکر است که تعداد وقفه‌های بهینه با توجه به معیار آکائیک (AIC) تعیین شده‌است.

⁷ Glosten, Joganathan, and Rankle GARCH



جدول ۱. نتایج آزمون مانایی

متغیر	ADF (0)*	ADF(1)**	وقفه بهینه- ان جی پرون	وقفه بهینه- آکائیک	وقفه بهینه- بیزین
لگاریتم قیمت ذرت	-۰/۸۵۴	-۱۱/۰۵	۱۲	۳	۵
لگاریتم قیمت سویا	-۰/۹۹۷	-۹/۹۲	۸	۱	۸
لگاریتم قیمت پودرماهی	-۰/۲۴۳	-۱۴/۹۷	۵	۱	۵
لگاریتم قیمت گندم	-۰/۱۱۳	-۹/۶۳	۷	۲	۴
لگاریتم قیمت جو	-۰/۳۲۳	-۹/۳۲	۱۰	۲	۲

* و ** مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد = ۲/۸۸

پس از اطمینان از مانایی متغیرها، همانطور که گفته شد برای الگوسازی ابتدا نیازمند بررسی وجود اثرات ناهمسانی شرطی (ARCH) در سری‌های قیمت مورد نظر می‌باشیم. بدین منظور از آزمون LM انگل استفاده گردید، نتایج در جدول شماره ۲، قابل مشاهده است.

همانطور که جدول نشان می‌دهد سری‌های قیمت ذرت، سویا، پودرماهی، گندم و جو در سطح ۱ درصد معنی‌دار بوده و فرض صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی شرطی رد شده است.

جدول شماره ۳. نتایج آزمون ARCH-LM

متغیر	ضریب	مقدار آماره t
لگاریتم قیمت ذرت	۰/۰۰۳***	۱۷/۹۸
لگاریتم قیمت سویا	۰/۰۰۶***	۲۰/۰۴
لگاریتم قیمت پودرماهی	۰/۰۰۹***	۳۶/۶۲
لگاریتم قیمت گندم	۰/۰۰۱***	۱۸/۴۷
لگاریتم قیمت جو	۰/۰۰۲***	۲۲/۵۷

*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد.

پس از اطمینان از وجود ناهمسانی شرطی قیمت‌ها، مدل‌های GARCH خطی و غیرخطی برآورد گردید. نتایج مربوط به برآورد مدل‌های GARCH، EGARCH، TGARCH، GJR-GARCH در جداول شماره ۸-۴ 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 اما با توجه به اینکه قبلاً مطالعه‌ای در این مورد صورت نگرفته است، مدل بهینه با توجه به اینکه در مطالعات انجام یافته در زمینه الگوسازی قیمت از معیار آکائیک و مقدار نسبت درست‌نمایی استفاده شده، در این مطالعه نیز از این معیارها بهره گرفته شده است. برای سری قیمت ذرت و گندم مدل برتر مدل TGARCH می‌باشد، برای سری قیمت



کنجاله سویا و جو مدل GJRGARCH بوده که با توجه به مطالعه قهرمانزاده و عارف عشقی (۱۳۹۲) که برای کنجاله سویا مدل GJRGARCH را پیشنهاد داده بودند قابل پیش بینی بود و برای سری قیمت پودر ماهی نیز مدل GJRGARCH مدل‌های برتر می‌باشند.

همچنین ضریب نوسانات اخبار 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 هر پنج سری قیمت ذرت، کنجاله سویا، پودر ماهی، جو و گندم حاکی از وجود حافظه بلندمدت در واریانس می‌باشد. با توجه به اینکه مجموع ضرایب α و β در سری‌های قیمت مورد بررسی از یک کوچکتر می‌باشند و در برخی موارد نزدیک به یک می‌باشد می‌توان نتیجه گرفت که شوک‌های نوسانات در این دو سری کاملاً پایدار هستند و شوک‌های وارده به این بازار به آرامی و تدریجی از بین می‌روند. در مورد تاثیر اخبار بد که به $(\gamma + \alpha)$ نشان داده می‌شود، در تمام سری‌های زمانی اثر خبر بد بیشتر از خبر خوب می‌باشد. بعبارتی اخبار افزایش قیمت این نهاده‌ها دارای تاثیر بیشتری است.

جدول ۴. الگوی‌های لگاریتم قیمت ذرت

مدل	α_0	α_1	β_1	γ	AIC	Log Likelihood
GARCH (1,1)	-.۰۱*** (۳/۱۹)	.۰۱۳*** (۳/۱۹)	-.۰۷۷*** (۱۳/۴۱)	-	-۶۹۵/۵۹	۳۵۱/۷۹
EGARCH (2,2,1)	-.۰۱*** (۵/۰۲)	.۰۱۶*** (۳/۱۹)	-.۰۸*** (۲۳/۵۲)	.۰۱۲*** (۳/۰۴)	-۶۹۷/۵۷	۳۵۳/۷۸
*TGARCH (2,3,2)	-.۰۱*** (۴/۵۹)	-.۰۱* (۳/۱۹)	-.۰۴۸*** (۳/۶۵)	.۰۳۷*** (۳/۰۱)	-۷۰۲/۶۱	۳۶۲/۳۰
GJRGARCH (2,1,2)	-.۰۱*** (۳/۶۹)	-.۰۰۶* (۳/۱۹)	-.۰۵۶*** (۵/۱۷)	.۰۳۴** (۲/۲۷)	-۷۰۱/۱۶	۳۵۵/۵۸

جدول ۵. الگوی‌های لگاریتم قیمت پودر ماهی

مدل	α_0	α_1	β_1	γ	AIC	Log Likelihood
GARCH (2,3)	-.۰۰۸*** (۲/۹۰)	-.۰۲۵*** (۵/۸۲)	.۰۷۴*** (۳/۸۵)	-	-۵۵۱/۳۶	۳۷۹/۶۸
EGARCH (1,1,1)	-.۰۰۳ (۱/۳۵)	-.۰۰۶*** (۲/۱۴)	.۰۹*** (۴/۲۷)	.۰۹۲*** (۹/۱۳)	-۶۱۹/۵۲	۳۱۴/۷۶
TGARCH (2,1,1)	-.۰۰۳* (۱/۶۸)	.۰۱۸*** (۲/۸۶)	.۰۷*** (۲/۸۳)	-.۰۱۱* (۱/۶۷)	-۶۰۹/۵۵	۳۱۰/۷۷
*GJRGARCH (2,1,1)	-.۰۰۱ (۰/۷۶)	-.۰۲۵*** (۲/۰۴)	.۰۵۶*** (۲/۹۸)	.۰۵۵*** (۱۶/۷۴)	-۶۱۱/۸۵	۳۱۱/۵۷



جدول ۶. الگوی های لگاریتم قیمت گندم

مدل	α_0	α_1	β_1	γ	AIC	Log Likelihood
GARCH (2,2)	./.۰۱*** (۷/۱۴)	./۱۸*** (۲/۳۱)	./۶۶*** (۳/۸۵)	-	-۹۷۸/۷۲	۴۹۳/۳۶
EGARCH (1,1,1)	./.۰۱*** (۵/۷۳)	./۲۳*** (۲/۳۴)	./۴۲*** (۴/۴۳)	./۹۳*** (۶/۶۳)	-۸۷۳/۴	۴۴۱/۷۰
*TGARCH (2,1,2)	./.۰۱*** (۶/۲۴)	./۱* (۱/۸۱)	./۷۲*** (۱۰/۹)	./۳۱*** (۴/۵۸)	-۱۰۱۲/۸۳	۵۱۳/۴۱
GJRGARCH (1,1,1)	./.۰۱*** (۵/۰۷)	./۳۵** (۳/۳۳)	./۳*** (۴/۱۴)	./۵۱*** (۲/۹۵)	-۸۶۰/۹	۴۳۵/۴۵

جدول ۷. الگوی های لگاریتم قیمت جو

مدل	α_0	α_1	β_1	γ	AIC	Log Likelihood
GARCH (2,2)	./.۰۱*** (۶/۵۶)	./۱۱*** (۳/۲۱)	./۸۷*** (۲/۶۶)	-	-۸۱۳/۹۸	۴۱۰/۹۹
EGARCH (1,1,1)	./.۰۱*** (۶/۹۹)	./۱۹*** (۲/۵۷)	./۴۴*** (۶/۰۴)	./۷۹*** (۷/۸۶)	-۱۰۰۵/۸۴	۵۰۷/۹۲
TGARCH (1,1,2)	./.۰۱*** (۵/۰۳)	./۲۵*** (۴/۰۳)	./۳۳* (۱/۷۹)	./۳۱*** (۴/۵۸)	-۸۵۷/۹۸	۴۳۴/۹۹
*GJRGARCH (1,1,1)	./.۰۱*** (۷/۲۳)	./۳۳*** (۲/۵۸)	./۲۴*** (۳/۰۶)	./۶۶*** (۲/۹۶)	-۱۰۰۸/۲۶۷	۵۰۹/۱۳

جدول ۸. الگوی های لگاریتم قیمت سویا

مدل	α_0	α_1	β_1	γ	AIC	Log Likelihood
GARCH (2,2)	./۰۰۵* (۱/۶۹)	./۵۴*** (۵/۳۰)	./۲۵*** (۳/۴۱)	-	-۵۶۹/۴۹	۲۸۸/۷۴
EGARCH (2,2,2)	./.۰۱*** (۲/۳۷)	./۳۸*** (۵/۴۴)	./۵۷*** (۹/۸۳)	./۳۹*** (۴/۳۹)	-۵۸۵/۵۵	۲۹۷/۹۲
TGARCH (1,1,1)	./۰۰۸*** (۲/۵۷)	./۱۷* (۲/۹۹)	./۶۳*** (۹/۱۸)	./۳۶*** (۵/۰۹)	-۶۵۱/۴۹	۳۳۰/۷۴
*GJRGARCH (1,1,1)	./۰۰۷** (۲/۲۰)	./۱۵** (۲/۰۸)	./۵۵*** (۴/۰۲)	./۶۵*** (۴/۱۶)	-۶۵۲/۷۳	۳۳۱/۳۶

***و**و* معنی داری در سطح ۱، ۵، ۱۰ درصد. مأخذ: محاسبات تحقیق



نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثرات اخبار منفی در مقایسه با اخبار مثبت بر نوسانات قیمت در هر پنج سری مورد مطالعه به مراتب بیشتر است. به عبارتی بروز اخباری همچون افزایش قیمت نهاده‌های تولید، ناپایداری و نوسانات در بازار این نهاده‌ها را بیشتر از اخبار خوب از قبیل کاهش قیمت این نهاده‌ها تشدید خواهد کرد. بنابراین با توجه به انتقال نوسانات قیمت نهاده‌ها و تاثیر آن بر رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده و همچنین با توجه به اینکه بخش اعظم نهاده‌هایی همچون ذرت، کنجاله و گندم بوسیله واردات تامین می‌شود و نوسانات نرخ ارز و قیمت‌های جهانی بر قیمت نهاده‌ها تاثیر می‌گذارد، توصیه می‌شود فرآیند تولید، واردات و کنترل قیمت این نهاده‌ها مورد توجه قرار گیرد.

منابع

۱. اکبری، ا و روشن، ر. (۱۳۹۵) پویایی بازار و پیش‌بینی قیمت (مطالعه موردی: ذرت در ایران). دهمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران. اردیبهشت ماه ۱۳۹۵ دانشگاه باهنر کرمان.
۲. حسینی، ع. (۱۳۹۵) ماهنامه اطلاعات مرغداری و دامداری، شماره ۴۷: ۱۱-۴۹.
۳. جیرانی، ع.ر. جولایی، ر. (۱۳۸۴) بررسی مزیت نسبی و شاخص‌های حمایتی گوشت قرمز. اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۴۹: ۱۱۷-۱۴۰.
۴. رستمی، م و فرهنگندی، س. ۱۳۹۱. برآورد ارزش در معرض ریسک قیمت نفت خام و اثرات سرریز آن با استفاده از مدل *MGARCH*. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال اول، شماره ۴، ص: ۲۲۸-۲۱۵.
۵. شرکت پشتیبانی دام، (۱۳۹۴) قیمت ماهانه ذرت، کنجاله سویا، پودرماهی، مدیریت بودجه و برنامه، گزارشات سال‌های ۹۴-۱۳۷۴.
۶. قهرمانزاده م و سلامی ح. (۱۳۸۷) الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه مورد استان تهران. مجله علوم کشاورزی ایران، دوره ۲-۳۹، (۱)، ص: ۱-۱۷.
۷. قهرمانزاده، م و عارف عشقی، ط. (۱۳۹۲) الگوسازی نوسانات نامتقارن قیمت ها در بازار گوشت مرغ استان تهران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی. ۲۷(۲): ۱۳۴-۱۴۳.
۸. کرباسی، ع. زندی دره غریبی، ب. (۱۳۹۵) بررسی آثار تغییر قیمت گوشت قرمز بر رفاه تولید کنندگان و مصرف کنندگان ایران. تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۴: ۳۹-۶۰.
۹. مشایخی، س ، حاجی زاده فلاح، م. (۱۳۹۰) بررسی عوامل مؤثر بر بازار گوشت مرغ در ایران (کاربرد مدل خود رگرسیون برداری). پژوهشنامه اقتصادی. ۱: ۱۳۱-۱۵۷.



۱۰. موسوی، م.ح.، راغفر، ح.، محسنی، م. (۱۳۹۵) برآورد ارزش شدر معرض خطر سبب سهامبا استفاده از روش گارچ کاپیولای شرطی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال ۱۸، (۵۴): ۱۵۲-۱۱۹.

11. Bollerslev, T.(2008) Glossary to ARCH (GARCH). CREATES Research Paper. 49 : 1-46.
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. Gilbert, C.L. and Morgan, C.W.(2010) Food price volatility, philosophical transactions of the royal society. Biological science,.365:3023–3034.
14. 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.
15. 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.
16. Zheng, Y. Kinnucan, H.W. and Thompson, H. (2008) News and volatility of food prices. Applied Economics . 40: 1629-163.



Modeling the Price Fluctuations of Livestock and Poultry Industry Inputs

Abstract

One of the characteristics of agricultural products is the continuous fluctuation of prices, which are highly problematic when prices are higher and more unpredictable; therefore, politicians, like farmers and consumers are interested in this matter, and believe that fluctuations in agricultural prices should be well understood to provide better forecasts for how future prices are going. The livestock and poultry industry in the Iran has not been excluded from this fluctuation, and the price of chicken meat, red meat and its major inputs, such as maize, soybean meal, fishmeal, wheat and barley, has been negative and positive in recent years. Therefore, the present study modeling the price fluctuations of livestock and poultry industry inputs (maize, soybean meal, fishmeal, wheat and barley) for monthly data of 1995-2014. For this purpose, linear and nonlinear GARCH models including EGARCH, TGARCH and GJRGARCH are used. The results based on the AIC and BIC criteria indicated that for the corn and wheat inputs TGARCH model and for the fishmeal, barley and soybean meal inputs, the GJRGARCH model is suitable. Therefore, in all input price series there are leverage effects, that mean is, positive and negative shocks have different effects on price fluctuations, and bad news is more significant than good news.

Jel Classification: C13, C22, Q12, Q18

Keywords: Fluctuation, Input, News, Price