الگوسازی و تحلیل نوسانات قیمتی بازار خوراک دام و طیور ایران

مهدی باستانی، مهدی شعبان‌زاده*، فرشاد محمدیان

چکیده

هزینه‌ی خوراک در صنعت دام و طیور یکی از فاکتورهای مهم و اثرگذار بر میزان تولید و بهره‌وری واحدهای تولیدی این بخش به شمار می‌آید. با این وجود طی سال‌های اخیر نوسانات زیاد قیمت نهاده‌های دامی، به دلیل اثر پذیری از نوسانات قیمت‌های جهانی، افزایش نرخ ارز، خشکسالی و ... بازار نهاده‌های دام و طیور کشور را متلاطم و بر تولید و بهره‌وری این بخش اثرات قابل توجهی گذاشته است. بر این اساس مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های قیمت ماهانه اقلام عمده خوراک دام و طیور شامل ذرت، کنجاله سویا، جو، سبوس گندم، کنسانتره دامی و یونجه خشک و با به کارگیری الگوهای GARCH، IGARCH ، EGARCH، GJR GARCH و TGARCH به تحلیل نوسانات فوق طی دوره ۹۱-۱۳۸۱ پرداخته است. نتایج حاصل از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که از میان الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی، مدل TGARCH به عنوان مناسب‌ترین مدل جهت توضیح نوسانات قیمت کنسانتره دامی و همچنین مدل GARCH به عنوان مناسب‌ترین مدل جهت توضیح نوسانات پنج نهاده دیگر شامل قیمت ذرت، قیمت کنجاله سویا، قیمت جو، قیمت سبوس گندم و قیمت یونجه خشک می‌باشند. نتایج بدست آمده از برآورد الگوهای فوق و همچنین نتایج به دست آمده از آزمون علامت و اثر مشترک شوک‌ها نیز نشان می‌دهد که انواع شوک‌ها و نوسانات اعم از داخلی و خارجی تاثیر معنی‌داری بر قیمت سبوس گندم و قیمت یونجه خشک نداشته است. با این وجود برخلاف دو نهاده فوق، قیمت چهار نهاده ذرت، کنجاله سویا، جو و کنسانتره دامی تحت تاثیر انواع شوک‌های مثبت و منفی اعم از داخلی و خارجی قرار داشته است. لذا جهت کاهش نوسانات قیمتی در صنعت دام و طیور، در کوتاه‌مدت توجه به بحث ذخیره‌سازی و در بلندمدت، افزایش ظرفیت‌های تولیدی نهاده‌های دامی با افزایش بهره‌وری در بخش کشاورزی پیشنهاد شده است.

کلمات کلیدی: نوسانات قیمتی، صنعت دام و طیور، الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی.

مقدمه

بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های فعال و مولد در اقتصاد کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران است که به سبب اثرگذاری بر امنیت غذایی، فراهم کردن مواد اولیه سایر صنایع، ایجاد اشتغال و درآمدزایی از اهمیت فراوانی نزد سیاست‌گذاران برخوردار می‌باشد. اما ماهیت مخاطره‌پذیر بودن فعالیت‌ها در بخش کشاورزی و تأثیرپذیری از اوضاع اقتصاد داخلی و بین‌المللی سهولت دستیابی به اهداف بخش کشاورزی را در کشور تا حدود زیادی با مشکل مواجه ساخته است. تحت این شرایط طی سال‌های اخیر، زیربخش دامپروری آسیب-پذیرتر از سایر زیربخش‌ها بوده است. با توجه به آن که مهم‌ترین گام در تولیدات صنعت دام و طیور، تأمین مواد اولیه این صنعت یعنی غلات، ذرت، گندم، جو، کنجاله و سایر محصولات و ضایعات صنایع تبدیلی کشاورزی می‌باشد، لذا صنعت دام و طیور وابستگی شدیدی به بخش کشاورزی داشته و تغییرات قیمت نهاده‌های عمده تولیدی، به این صنعت و سایر بخش‌های وابسته مانند گاوداری‌ها و مرغداری‌ها منعکس شده و آنها را متأثر می-سازد(سازمان ملی استاندارد ایران، ۱۳۹۱). مطابق آمار منابع رسمی کشور، قیمت انواع علوفه در سال‌های اخیر حداقل ۵۰ درصد افزایش یافته، که این امر سبب شده تا قیمت شیر خام، گوشت قرمز و گوشت مرغ با نوسان فراوان همراه باشد و به نرخ روز عرضه شود(معاونت امور دام و طیور جهاد کشاورزی، ۱۳۹۱).

افزایش شدید نرخ علوفه و نبود نقدینگی برای تأمین آن، به دنبال افزایش قیمت گوشت قرمز منجر به روانه شدن بسیاری از دام‌های شیری به کشتارگاه‌ها می‌شود که این امر به نوبه خود باعث ایجاد کمبود در بازار می‌شود. در بخش طیور نیز اگر مشکل کمبود نهاده‌ها به سبب گرانی و بی‌ثباتی قیمت‌ها در بازار برطرف نشود، باعث کاهش جوجه‌ریزی شده و ضمن کاهش تولید و بهره‌وری، قیمت نهایی برای مصرف‌کننده افزایش می‌یابد(باقرپور، ۱۳۹۱). از سوی دیگر، به دلیل آن که حدود ۵۰ درصد نهاده‌های خوراک دام و طیور از طریق واردات تأمین می‌شود، افزایش نرخ ارز همزمان با مشکلات گشایش اعتباری برای واردات نهاده‌های تولید، وقفه‌ای در ثبت سفارش واردات خوراک دام و طیور ایجاد می‌کند که این امر به نوبه خود به کمبود نهاده‌ها و در نهایت به افزایش بسیار زیاد قیمت نهاده‌ها در بازار منجر می‌گردد(آمارنامه جهاد کشاورزی، ۱۳۸۷). بدین ترتیب در صنعت دام و طیور انواع مخاطرات طبیعی، اجتماعی، اقتصادی و عمدی دست به دست هم داده و مجموعهٔ شکننده و آسیب‌پذیری را برای تولیدکنندگان فراهم نموده است. لزوم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه با توجه به دورنمای سند ۲۰ سالهٔ کشور، اهمیت افزایش تولید، بهره‌وری و تخصیص بهینهٔ منابع در بخش کشاورزی را برای برون‌رفت از بن بست‌های پیش رو مهم می‌سازد(نبیئیان، ۱۳۸۴). ارتقای بهره‌وری در بخش‌های مختلف اقتصادی به معنای افزایش توان تولید محصولات با کیفیت بالاتر و هزینهٔ کمتر است که رقابت در بازارهای جهانی را نیز میسر می‌سازد (شاه‌ولی و معینی‌زاده، ۱۳۸۷). تصمیم‌گیری در مورد نحوه‌ی تولید و مدیریت واحدهای با بهره‌وری

بیشتر و هزینه‌ای کمتر در شرایط و محیط نامطمئن نسبت به قیمت‌ها و عملکردها نیازمند تجزیه و تحلیل دقیق هزینه‌های واحدهای تولیدی است(نجفی و زیبایی، ۱۳۷۶; خسروی پور و رحیمی، ۱۳۹۲). با توجه به مطالب عنوان شده مشخص است که هزینهٔ خوراک واحدهای تولیدی در صنعت دام و طیور، یکی از فاکتورهای مهم و اثرگذار بر هزینه‌های تولید، میزان تولید و همچنین بهره‌وری واحدهای تولیدی می‌باشد (رحمانی، ۱۳۸۸). چنان چه در بالا نیز به آن اشاره شد، بالا بودن این هزینه‌ها به ویژه در سال‌های اخیر، بیشتر مربوط به نوسانات زیاد قیمت نهاده‌های دامی به دلیل اثرپذیری از نوسانات قیمت‌های جهانی، افزایش نرخ ارز، خشکسالی، عدم ساماندهی کمی و کیفی، قیمت انبارداری تولید و نحوه توزیع مواد اولیه خوراک دام در کشور می‌باشد. همچنین بررسی و ارزیابی قیمت مواد اولیه خوراک دام و طیور، نشان می‌دهد که علاوه بر عوامل اشاره شده، عوامل دیگری چون رشد تقاضای محصولات پروتئینی، مصرف محصولات زراعی جهت تولید سوخت طبیعی و محدودیت‌های اقلیمی نیز باعث افزایش قیمت نهاده‌ها می‌گردند. اهمیت اثرگذاری عوامل اشاره شده به همراه نوسانات، شوک‌ها و شرایط موجود بر قیمت نهاده‌های دام و طیور و به دنبال آن اثرگذاری بی اجتناب آن بر تولید و بهره‌وری، ضرورت تحلیل نوسانات قیمتی بازار خوراک دام و طیور ایران را آشکار می‌سازد. بر این اساس مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های قیمت ماهانه اقلام عمده خوراک دام و طیور شامل ذرت، کنجاله سویا، جو، سبوس گندم، کنسانتره دامی و یونجه خشک و با به کارگیری الگوهای GARCH، IGARCH، EGARCH، GJR GARCH و TGARCH به تحلیل نوسانات قیمتی بازار خوراک دام و طیور ایران طی دوره ۹۱-۱۳۸۱ پرداخته است.

پیشینه پژوهش

تاکنون مطالعات متعددی در زمینه بررسی نوسانات قیمت نهاده‌ها و محصولات مختلف کشاورزی در داخل و خارج از کشور انجام شده است که در ادامه به تعدادی از این مطالعات اشاره می‌گردد.

طیبی و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از الگوی ARCH، نوسانات قیمت طیور و فرآورده‌های آن را برای افق زمانی ۱، ۶ و ۱۲ ماهه مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که با افزایش افق زمانی، از دقت پیش‌بینی کاسته می‌شود. بر این اساس مطالعه فوق بر ثبات نسبی و پیش‌بینی دقیق قیمت طیور و فرآورده-های آن از راه توجه به کاهش نوسان قیمت، تخصیص بهینه‌ی منابع، افزایش کارآیی و در نهایت افزایش درآمد مرغداران تأکید نموده است.

اردی بازار و مقدسی(۱۳۸۸) منابع نوسان شکاف قیمت محصولات کشاورزی را برای گوشت گوساله و ماکیان مورد بررسی و ارزیابی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه مورد نظر نشان می‌دهد که تغییرات نرخ تعرفه و قیمت‌های جهانی بیش‌ترین نقش را در نوسان شکاف قیمت بازار گوشت گوساله و گوشت ماکیان ایفا نموده‌اند. همچنین نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که عامل مهم دیگر در نوسان شکاف قیمت دو محصول فوق، انتقال ناقص تغییرات قیمت‌های تجاری است که به خاطر زیر ساخت توسعه نیافته بازار حاصل می‌گردد.

شاهنوشی و همکاران (۱۳۹۱) با به کارگیری الگوی هارمونیک و GARCH ضمن بررسی چرخهٔ قیمتی ذرت، نوسانات قیمت ذرت را نیز مورد بررسی قرار دادند. در مطالعه فوق ضمن تائید وجود چرخه‌ی ۲۱ ماهه در قیمت ذرت، نشان داده شده است که جزء اخلال سهم کمی در توضیح واریانس شرطی دارد و علت اصلی تشدید نوسانات قیمت ذرت، نوسانات و شوک‌های وارد شده بر قیمت ذرت طی دوره مورد بررسی می‌باشد. لذا در مطالعه فوق پیشنهاد شده است که با توجه به این که قیمت تضمینی با وجود هزینه‌هایی که برای دولت دارد، نتوانسته از نوسانات قیمت جلوگیری کند، سیاست‌گذاران در این زمینه باید شرایطی را ایجاد کنند تا خریداران و فروشندگان محصول ذرت تشویق به خرید و فروش در بورس و استفاده از قراردادهای آینده و اختیار معامله شوند.

قیصر و کاتس[1](۲۰۰۷) با استفاده از الگوی GARCH، نوسانات قیمت ذرت در سافکس[2] را مورد بررسی قرار دادند. در مطالعه فوق با اعتقاد به این موضوع که قیمت کالاهای کشاورزی با نوسانات همراه بوده و لذا این محصولات با نوسانات خود شناخته می‌شوند، نشان داده شده است که نوسانات قیمت روزانه ذرت در سافکس بیشتر از نوسانات ذرت در CBOT[3] است. لذا در مطالعه فوق دلیل این امر به سطوح ذخایر داخلی و تغییرات آب و هوایی نسبت داده شده است.

جردن و همکاران[4] (۲۰۰۷) با به کارگیری الگوهای ARCH و GARCH نوسانات قیمت محصولات عمده‌ی کشاورزی را در آفریقای جنوبی مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که قیمت ذرت سفید، ذرت زرد و دانه‌ی آفتابگردان نوسانات زیادی دارد. با این حال، قیمت گندم و سویا در طول زمان تقریبا ثابت و نوسانات کمی داشته است.

آپرگیس و رزیتیس[5] (۲۰۱۱) با استفاده از الگوی GARCH، نوسانات قیمت محصولات کشاورزی و ارتباط این نوسانات با عوامل کلان اقتصادی را در کشور یونان مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که میان سیاست‌های کلان اقتصادی و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی ارتباطی مثبت و معنی‌دار وجود دارد. این امر ضمن آن که بیان گر نااطمینانی در بازار تولید و در پی آن مشکل تصمیم‌گیری برای تولیدکننده است، لزوم دخالت دولت در زمینه‌ی تخصیص اعتبارات برای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را که البته با کاهش رفاه عمومی همراه خواهد بود، ناگزیر می‌نماید.

وانگ و گارسیا[6] (۲۰۱۱) در پژوهشی تحت عنوان "پیش‌بینی نوسانات ذرت با وجود حافظه‌ی بلندمدت، الگوی فصلی و تغییرات ساختاری"، با به کارگیری مدل GARCH، اهمیت تأثیرات بلندمدت، فصلی بودن و تغییرات

1 - Geysar and Cutts
2 - South African Future Exchange (SAFEX)
3 - Chicago Board of Trade
4- Jordaan et al.
5 - Apergis and Rezitis
6 - Wang and Garcia

بنیادی را بر روی محصول ذرت مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان دهنده‌ی آن است که دشواری تغییرات بنیادی در یک چارچوب انعطاف پذیر پس از یک دوره کاهش قیمت است.

بررسی مطالعات فوق نشان می‌دهد که اگر چه در مطالعات متعدد صورت گرفته در خارج از کشور، نوسانات موجود در بازار نهاده‌ها و محصولات کشاورزی به تفصیل مورد بحث و بررسی قرار گرفته است، اما در داخل کشور تاکنون مطالعه‌ی جامعی که نوسانات اقلام عمده خوراک دام و طیور ایران را الگوسازی و تحلیل نماید، انجام نشده است. لذا نوآوری مطالعه‌ی حاضر که وجه تمایز آن با سایر مطالعات است، ارزیابی و مدل‌سازی نوسانات قیمتی اقلام عمده مورد استفاده در جیره غذایی دام و طیور ایران، با استفاده از انواع الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی است. همچنین در این مطالعه جهت و میزان اثرگذاری شوک‌های وارده بر اقلام عمده خوراک دام و طیور ایران نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مواد و روش‌ها

در مطالعه حاضر جهت الگوسازی و تحلیل نوسانات قیمتی بازار خوراک دام و طیور ایران از انواع الگوهای GARCH استفاده شده است. همچنین جهت بررسی معنی‌داری اثر شوک‌های مختلف بر اقلام عمده خوراک دام و طیور از آزمون علامت شوک‌ها[7] اعم از آزمون علامت منفی[8] و آزمون علامت مثبت شوک‌ها[9] و همچنین آزمون اثر مشترک شوک‌ها[10] و به منظور بررسی ثبات و پایداری ضرایب برآورد شده در طول زمان از آزمون ثبات ضرایب[11](آزمون Nys) استفاده شده است. در ادامه الگوها و آزمون‌های فوق به تفصیل مورد بحث و بررسی قرار گرفته است.

انواع الگوهای GARCH

الگوهای واریانس شرطی برای اولین بار در سال ۱۹۸۲ توسط انگل[12] برای برآورد تابع واریانس ناهمسان خطای متغیر آشوب (متغیر دارای نوسان) و به صور ت الگوی ARCH معرفی شدند. سپس بولرسلو[13] (۱۹۸۶) با توسعه الگوهای فوق، الگوی GARCH را برای برآورد واریانس ناهمسانی مطرح نمود. در الگوی فوق، واریانس شرطی نه تنها با خطاهای پیش‌بینی(مقادیر شوک‌های گذشته) بلکه با وقفه‌های خود نیز همبستگی دارد. به طور کلی ساختار مدل GARCH (p,q) را می‌توان به صورت رابطه (۱) بیان نمود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۱)$$

در الگوی فوق، p و q به ترتیب مرتبه‌ی فرآیندهای GARCH و ARCH می‌باشند. معادله‌ی (۱) که یک مدل واریانس شرطی است، به عنوان تابعی ازجزء اخلال (ε_t) و وقفه نوسانات دوره قبل در نظر گرفته شده است. از

7 -Sign Bias
8 -Positive Sign Bias Test
9 -negative Sign Bias Test
10 - joint bias test
11 - Nyblom stability Test
12 - Engl
13 - Bollerslev

آنجا که در این الگو، واریانس هر دوره به وسیله‌ی واریانس یک دوره‌ی قبل توضیح داده می‌شود، به آن واریانس شرطی می گویند.

(حیدری و همکاران، ۱۳۸۹).

واریانس شرطی که توسط معادله‌ی بالا مشخص گردیده، تابعی از سه عبارت زیر می باشد:

۱)معادله میانگین(ω)، که به صورت رابطه (۲) تعریف می گردد:

$$y_t = \emptyset(L)y_t + \beta x_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، y_t میانگین شرطی است که به وقفه‌های متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی (x_t) و ضرایب آن‌ها بستگی دارد. در رابطه فوق $(L)y_t$ شامل متغیرهای درون‌زای باوقفه است. e_t نیز بیان‌گر جزء پسماند در دوره‌ی t می‌باشد.

۲) جزء اخلال، که توسط متغیر تأخیری مربع پسماند ε_{t-1}^2 یا همان جزء ARCH توضیح داده می‌شود.

۳) واریانس دوره‌های قبل و یا به عبارت دیگر σ_{t-j}^2، *که در واقع همان* جزء GARCH می‌باشد.

شرط لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی، مثبت بودن تمام ضرایب ε_{t-1}^2 و σ_{t-j}^2 است. یعنی:

$$\alpha_i > 0 \quad \forall i = 1,2,\dots,q \qquad (۳)$$

$$\beta_j > 0 \quad \forall j = 1,2,\dots,p \qquad (۴)$$

$$\omega > 0 \qquad (۵)$$

همچنین شرط کافی برای فرآیند GARCH (p,q)، مانایی ضعیف می‌باشد. این شرط تحت شرایط ذیل برقرار می‌باشد:

$$\sum_{i=1}^{q}\alpha_i + \sum_{j=1}^{p}\beta_j < 1 \qquad (۶)$$

با برقراری شرط فوق، اثر تکانه‌ها در مدل ناپایدار و لذا شرط کافی تأمین خواهد شد.

(ابونوری وهمکاران، ۱۳۸۸).

الگوی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته انباشته[۱۴](IGARCH)، فرم دیگری از الگوهای GARCH می‌باشد. شکل کلی این مدل به صورت رابطه (۸) می‌باشد:

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \qquad (۷)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\,\varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_j\,\sigma_{t-j}^2 \qquad (۸)$$

محدودیت اعمال شده در الگوی IGARCH، برابری مجموع ضرایب می‌باشد که به صورت رابطه(۹) تعریف می‌شود:

$$\sum_{i=1}^{q}\alpha_i + \sum_{j=1}^{p}\beta_j = 1 \qquad (۹)$$

14- Integrated GARCH model

فرم دیگر الگوهای GARCH، الگوی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته نمایی[15](EGARCH) می‌باشد. تفاوت الگوی EGARCH با الگوی GARCH تنها در لگاریتمی بودن ساختار واریانس می‌باشد. این الگو به طور کلی به صورت رابطه(۱۱) مشخص می‌شود:

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \qquad (۱۰)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \qquad (۱۱)$$

مزیت عمده الگوی EGARCH آن است که با استفاده از الگوی فوق می‌توان اثرات اهرمی را مدل‌سازی نمود. مفهوم اثرات اهرمی که توسط بلک[16] (۱۹۷۶) و فرنچ و همکاران[17] (۱۹۸۷) مطرح گردید آن است که تغییرات قیمت با تغییرات نوسان همبستگی منفی دارد. بر این اساس می‌توان شکل دیگری از مدل EGARCH را که توسط دهامیجا و بهالا[18] (۲۰۱۰) ارائه شده است به صورت رابطه (۱۲) تصریح نمود:

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i \left(\left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-j}} \right) - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \lambda_j \ln \sigma_{t-j}^2 \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲) جهت بررسی وجود اثرات اهرمی می‌توان فرض $\gamma < 0$ را آزمون نمود. چنان چه مشخص گردد که $\gamma \neq 0$است آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که اثر شوک‌ها بر واریانس شرطی به صورت نامتقارن می‌باشد.

الگوی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته GJR یکی دیگر از الگوهای خانواده GARCH می‌باشد. الگوی فوق در سال ۱۹۹۳ توسط گولستن و همکاران[19] ارائه شده است. در الگوی GJRGARCH، اثر شوک‌های مثبت و منفی، بر روی واریانس شرطی متقارن با استفاده از شاخص I مدل‌سازی می‌گردد. شکل کلی الگوی GJRGARCH را می‌توان به صورت رابطه(۱۳) مشخص نمود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_t^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i I_{t-i} \varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۱۳)$$

در الگوی فوق شاخص I را می‌توان به صورت رابطه (۱۴) تعریف نمود:

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 \ if \ \varepsilon_{t-1<0} \\ 0 \ if \ \varepsilon_{t-1\geq 0} \end{cases} \qquad (۱۴)$$

از دیگر الگوهای خانواده GARCH، الگوی TGARCH می‌باشد. مدل فوق توسط گولستن و همکاران (۱۹۹۳) و زاکوئیان[20] (۱۹۹۴) ارائه شده است. مزیت عمده الگوی TGARCH آن است که با استفاده از الگوی فوق می‌توان اثرات نامتقارن شوک‌ها را مدل‌سازی نمود. این الگو به طور کلی به صورت رابطه(۱۵) مشخص می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \left(|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i} \right) + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j} \qquad (۱۵)$$

15- Exponential GARCH model
16 - Black
17 - French et al.
18 - Dhamija And Bhalla
19 - Glosten et al.
20 -Zakoian

در مدل فوق، تأثیر اخبار خوب به میزان α_i و تأثیر اخبار بد به میزان $\alpha_i + \gamma_i$ می‌باشد. لذا اگر $\gamma > 0$ باشد، در این صورت می‌توان گفت که اثر اهرمی وجود دارد.

انتخاب الگوی مناسب GARCH

جهت انتخاب الگوی مناسب GARCH، از میان انواع الگوهای GARCH می‌توان از سه معیار آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین(SBC) و یا حنان- کوئین (HQC) استفاده نمود. معیارهای فوق را می‌توان به ترتیب به صورت روابط(۱۸) - (۱۶) تعریف نمود.

$$AIC = TLn(RSS) + 2N \qquad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶)، N تعداد پارامترهای برآورد شده، T تعداد مشاهدات مورد نظر و RSS مجموع جملات خطا یا پسماند می‌باشد. بر اساس این معیار، مدلی بهتر است که از لحاظ جبری AIC کمتری داشته باشد (فابیوسا[۲۱]، ۲۰۰۲).

$$SBC = TLn(RSS) + \frac{1}{2} n\, Ln(T) \qquad (۱۷)$$

در رابطه (۱۷)، n تعداد پارامترهای برآورد شده، T تعداد مشاهدات مورد نظر و RSS مجموع جملات خطا یا پسماند می‌باشد. بر اساس این معیار نیز، مدلی بهتر است که از لحاظ جبری SBC کمتری داشته باشد.

$$HQC = TLn(RSS) + nLn(T) \qquad (۱۸)$$

در رابطه (۱۸) نیز، n تعداد پارامترهای برآورد شده، T تعداد مشاهدات مورد نظر و RSS مجموع جملات خطا یا پسماند می‌باشد. بر اساس معیار حنان- کوئین، مدلی بهتر است که از لحاظ جبری HQC کمتری داشته باشد.

(ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۹)

آزمون علامت شوک‌ها

انگل و ان جی[۲۲] (۱۹۹۳) جهت بررسی علامت شوک‌ها در انواع مدل‌های GARCH آزمون علامت شوک‌ها اعم از آزمون علامت منفی و مثبت شوک‌ها و همچنین آزمون اثر مشترک شوک‌ها را معرفی نمودند. در آزمون علامت شوک‌ها فرض بر آن است که شوک‌های منفی باعث افزایش نوسانات و شوک‌های مثبت باعث کاهش نوسانات در انواع مدل‌های الگوهای واریانس شرطی می‌گردند. برای انجام آزمون فوق ابتدا مدل اتورگرسیو به صورت رابطه (۱۹) تصریح می‌گردد.

$$y_t = \omega + \phi(l) y_t + u_t \qquad (۱۹)$$

در ادامه با برآورد رابطه (۱۹) جزء اخلال u_t محاسبه می‌گردد و سپس رابطه (۲۰) تصریح می‌گردد.

21 - Fabiosa
22 - Engle and Ng

$$u_t^2 = c_0 + c_1 s_t^- + c_2 s_{t-1}^- u_{t-1} + c_3 s_{t-1}^+ u_{t-1} + v_t$$
$$\begin{cases} s_t^{-1} = 1 \text{ if sign } u_t = -1 \\ s_t^{-1} = 0 \text{ if sign } u_t = +1 \end{cases} and \ s_t^+ = 1 - s_t^- \qquad (۲۰)$$

ضرایب c_i در رابطه (۲۰) دارای توزیع t-student می‌باشند. چنان چه رابطه (۲۰) برآورد گردد و ضرایب c_i در الگوی فوق از نظر آماری معنی‌دار باشند بدین معنی است که شوک‌های مثبت و منفی اثر معنی‌داری بر جزء اخلال دارند.

(علی[۲۳]، ۲۰۱۳).

آزمون ثبات ضرایب

در انواع مدل‌های GARCH به منظور بررسی ثبات و پایداری ضرایب برآورد شده به طور معمول از آزمون Nys استفاده می‌گردد. در این آزمون اثر واریانس جزء اخلال بر پارامترها ارزیابی می‌شود. در چنین شرایطی چنان چه پارامترها باثبات و پایدار باشد واریانس جزء اخلال برابر با صفر خواهد بود. در آزمون Nys فرضیه صفر بدین صورت مطرح است که پارامترها باثبات می‌باشند، لذا چنان چه مقادیر آزمون Nys از مقادیر بحرانی کوچکتر باشد فرضیه صفر رد نگردیده و بر این اساس می‌توان گفت که ضرایب باثبات و پایدار بوده و در طول زمان تغییر نمی‌یابند(علی، ۲۰۱۳).

بحث و نتایج

در انواع مدل‌های خانواده GARCH پایا بودن (پایایی) سری زمانی بسیار مهم می‌باشد چرا که عدم بررسی این موضوع باعث می‌گردد که نتایج حاصل از برآوردها کاذب و از اطمینان لازم برخوردار نباشد. بر این اساس در مطالعه حاضر ابتدا متغیرهای مورد استفاده در مطالعه شامل قیمت ذرت(P_{Mai})، قیمت کنجاله سویا(P_{Soy})، قیمت جو(P_{Bar})، قیمت سبوس گندم(P_{Whb})، قیمت کنسانتره دامی(P_{Coa}) و قیمت یونجه خشک(P_{Alh}) از لحاظ پایایی مورد آزمون قرار گرفته‌اند. جهت انجام آزمون پایایی از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون فیلیپس- پرون(PP) استفاده شده است. نتایج حاصل از دو آزمون فوق برای سری‌های تحت بررسی در حالت با عرض ازمبدا و روند زمانی، در جدول(۱) و (۲) ارائه شده است. نتایج دو جدول فوق نشان می‌دهد که بر اساس هر دو آزمون ADF و PP کلیه سری‌های تحت بررسی در سطح ایستا نبوده و لذا با یک بار تفاضل گیری پایا شده‌اند. این بدان معنی است که در ادامه برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب به جای استفاده از اطلاعات مربوط به سطح متغیرها، باید از اطلاعات تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده نمود.

23 -Ali

جدول(۱)- بررسی پایایی قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور با استفاده از آزمون ADF.

متغیر	با عرض ازمبدا و روند زمانی	سطح معنی‌داری	درجه ایستایی
P_{Mai}	-۱/۶۲	۰/۷۸	I(1)
ΔP_{Mai}	-۱۰/۱۰	۰/۰۰	
P_{Soy}	۰/۱۴	۰/۹۹	I(1)
ΔP_{Soy}	-۴/۹۴	۰/۰۰	
P_{Bar}	-۰/۷۶	۰/۹۶	I(1)
ΔP_{Bar}	-۸/۷۳	۰/۰۰	
P_{Whb}	-۰/۱۹	۰/۹۹	I(1)
ΔP_{Whb}	-۱۳/۳۵	۰/۰۰	
P_{Coa}	۱/۸۱	۰/۶۸	I(1)
ΔP_{Coa}	-۱۱/۶۱	۰/۰۰	
P_{Alh}	-۱/۴۱	۰/۸۵	I(1)
ΔP_{Alh}	-۱۰/۰۸	۰/۰۰	

جدول(۲)- بررسی پایایی قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور با استفاده از آزمون PP.

متغیر	با عرض ازمبدا و روند زمانی	سطح معنی‌داری	درجه ایستایی
P_{Mai}	-۱/۵۷	۰/۷۸	I(1)
ΔP_{Mai}	-۱۰/۰۶	۰/۰۰	
P_{Soy}	-۰/۶۰	۰/۹۷	I(1)
ΔP_{Soy}	-۸/۰۷	۰/۰۰	

P_{Bar}	-۰/۳۷	۰/۹۸	I(1)
ΔP_{Bar}	-۹/۵۹	۰/۰۰	
P_{Whb}	۰/۵۵	۰/۹۹	I(1)
ΔP_{Whb}	-۱۳/۶۹	۰/۰۰	
P_{Coa}	۲/۲۳	۰/۵۴	I(1)
ΔP_{Coa}	-۱۱/۶۱	۰/۰۰	
P_{Alh}	-۱/۱۴	۰/۹۲	I(1)
ΔP_{Alh}	-۱۱/۴۵	۰/۰۰	

همان‌گونه که در قسمت قبل نیز اشاره شد، انواع مدل‌های خانواده GARCH شامل دو بخش مجزا یعنی معادله میانگین و معادله واریانس می‌باشند. لذا پس از انجام آزمون ایستایی لازم است معادله میانگین و همچنین معادله واریانس در این مدل‌ها مشخص گردد. جهت مشخص ساختن معادله میانگین، از آن جا که شش سری تحت بررسی، با یک بار تفاضل گیری ایستا شده‌اند (d=1) پس مدل ARIMA(p,1,q)، می‌تواند مدل مناسبی برای مشخص ساختن معادله میانگین انواع مدل‌های GARCH به شمار آید. بر این اساس در ادامه پس از تعیین رتبه مانایی(d)، لازم است تا با استفاده از یکی از معیارهای SBC، AIC و یا HIQ طول وقفه AR و MA و یا به عبارت دیگر p و q برای تخمین معادله میانگین مشخص گردد تا از آن در مراحل بعدی مربوط به برآورد انواع مدل GARCH استفاده گردد. برای تعیین درجه p و q به طور معمول ابتدا برای آن‌ها مقدار ماکزیممی مانند۲ در نظر گرفته می‌شود و بر اساس آن مدل‌های مختلف برآورد می‌گردد. سپس با توجه به نتایج معیارهای اشاره شده از میان حالت‌های مختلف، مدلی که مقدار هر کدام از سه معیار فوق در آن کمتر باشد انتخاب می‌گردد. بر این اساس با توجه به ویژگی‌های معیار SBC که نسبت به دو معیار دیگر سبب اعمال محدودیت‌های کمتری بر مدل می‌گردد از این معیار جهت تعیین درجه p و q برای مدل ARIMA در شش سری تحت بررسی استفاده شده است. لذا با توجه به مطالب عنوان شده با توجه به درجات مختلف p و q، ۹ مدل برای هر یک از شش سری برآورد شده است. در نهایت نیز با توجه به نتایج و با استفاده از معیارSBC، از میان مدل‌های مختلف، شش معادله میانگین به ترتیب برای هر یک از سری‌های P_{Mai}، P_{Soy}، P_{Bar}، P_{Whb}، P_{Coa} و P_{Alh} انتخاب گردیده است. نتایج مربوط به مشخصات معادله میانگین در هر یک از سری‌های تحت بررسی در جدول(۳) ارائه شده است.

جدول(۳)- نتایج حاصل از انتخاب الگوی مناسب میانگین برای قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور.

متغیر	SBC	ARIMA
P_{Mai}	۱۶/۰۲	ARIMA(1,1,0)
P_{Soy}	۱۶/۱۱	ARIMA(2,1,0)

P_{Bar}	۱۵/۰۱	ARIMA(2,1,1)
P_{Whb}	۱۳/۳۷	ARIMA(1,1,0)
P_{Coa}	۱۲/۶۹	ARIMA(1,1,0)
P_{Alh}	۱۳/۷۱	ARIMA(1,1,0)

در استفاده از الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی با مشخص نمودن پایایی و الگوی میانگین، باید از ثابت و یا متغیر بودن واریانس جمله خطا و یا به عبارت دیگر از اثر ARCH نیز آگاهی یافت. به منظور بررسی اثر ARCH در سری‌های زمانی به طور معمول از آزمون ضریب لاگرانژ[۲۴](LM) استفاده می‌گردد. بر این اساس به منظور بررسی ثابت و یا متغیر بودن واریانس جمله خطا در چهار سری تحت بررسی، آزمون فوق بر روی پسماندهای الگوهای میانگین انجام شده که نتایج آن درجدول(۴) ارائه شده است. همان گونه که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد با توجه به آن که آماره محاسباتی آزمون LM در هر شش سری تحت بررسی در سطح احتمال کمتر از یک درصد معنی‌دار می‌باشد، لذا فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH رد شده و فرضیه مقابل آن مبنی بر وجود اثرات ARCH در چهار سری تحت بررسی پذیرفته می‌شود. وجود اثر ARCH به معنی آن است که واریانس جمله خطا ناهمسان بوده و ثابت نیست.

جدول(۴)- آزمون LM جهت بررسی احتمال وجود اثرات ARCH برای قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور.

متغیر	آماره آزمون LM	سطح معنی‌داری
P_{Mai}	۲۴/۲۹	۰/۰۰
P_{Soy}	۴/۸۵	۰/۰۰
P_{Bar}	۱۸/۴۹	۰/۰۰
P_{Whb}	۲۵/۲۸	۰/۰۰
P_{Coa}	۱۶/۷۳	۰/۰۰
P_{Alh}	۴۱/۴۷	۰/۰۰

با تعیین الگوی مناسب میانگین برای سری‌های P_{Mai}، P_{Soy}، P_{Bar}، P_{Whb}، P_{Coa} و P_{Alh} و همچنین حصول اطمینان نسبت به وجود پدیده ناهمسانی واریانس شرطی یا اثر ARCH در سری‌های تحت بررسی، درگام بعدی لازم

24-LM Test

است تا معادله واریانس مشخص گردد. لذا در ادامه ابتدا درجه مناسب(p,q) برای مدل GARCH در شش سری تحت بررسی مشخص گردیده تا بر این اساس بتوان مدل GARCH و همچنین الگوهای منشعب از آن را مشخص نمود. بدین منظور همانند الگوی ARIMA انواع مختلف الگوی GARCH بر حسب p و qهای مختلف مورد برآورد قرار گرفته و با استفاده از معیارSBC، از میان مدل‌های مختلف تحت بررسی، شش مدل GARCH با درجات مختلف به ترتیب برای هر یک از سری‌های P_{Mai}، P_{Soy}، P_{Bar}، P_{Whb}، P_{Coa} و P_{Alh} انتخاب گردیده است. نتایج مربوط به مشخصات شش مدل فوق در هر یک از سری‌های تحت بررسی در جدول(۵) ارائه شده است.

جدول(۵)- نتایج حاصل از انتخاب الگوی مناسب GARCH برای قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور.

متغیر	SBC	GARCH
P_{Mai}	۱۵/۶۲	GARCH (2,1)
P_{Soy}	۱۷/۲۰	GARCH (2,1)
P_{Bar}	۱۵/۱۷	GARCH (2,1)
P_{Whb}	۱۲/۳۲	GARCH (2,1)
P_{Coa}	۱۲/۸۲	GARCH (2,1)
P_{Alh}	۱۲/۷۰	GARCH (2,1)

با مشخص نمودن الگوی مناسب مدل GARCH، الگوی فوق به همراه چهار مدل از خانواده GARCH شامل IGARCH، EGARCH، GJRGARCH و TGARCH برای هر یک از شش سری تحت بررسی شامل قیمت ذرت، قیمت کنجاله سویا، قیمت جو، قیمت سبوس گندم، قیمت کنسانتره دامی و قیمت یونجه خشک برآورد گردیده است. جهت برآورد انواع مدل‌های خانواده GARCH از اطلاعات ماهانه دوره زمانی۱۳۹۲-۱۳۸۱ استفاده شده است. بر این اساس هدف انتخاب بهترین مدل، از میان الگوهای فوق به منظور توضیح نوسانات قیمتی بازار خوراک دام و طیور ایران می‌باشد. لذا جهت دسترسی به این هدف از دو معیار SBC و Shibata استفاده شده است. نتایج حاصل از دو معیار فوق در انواع مدل‌های خانواده GARCH در جدول (۶) ارئه شده است. همان گونه که نتایج حاصل از جدول فوق نشان می‌دهد با استفاده از دو معیار SBC و Shibata از میان شش الگوی برآورد شده، مدل TGARCH به عنوان مناسب‌ترین مدل جهت توضیح نوسانات قیمت کنسانتره

دامی و همچنین مدل GARCH نیز به عنوان مناسب‌ترین مدل جهت توضیح نوسانات پنج نهاده دیگر شامل قیمت ذرت، قیمت کنجاله سویا، قیمت جو، قیمت سبوس گندم و قیمت یونجه خشک انتخاب می‌گردد.

جدول(۶)- انتخاب الگوی مناسب برای قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور.

متغیر	مدل	معیار	
		Shibata	SBC
P_{Mai}	GARCH	۱۵/۴۴	۱۵/۶۲
P_{Soy}	GARCH	۱۷/۰۵	۱۷/۲۰
P_{Bar}	GARCH	۱۵	۱۵/۱۷
P_{Whb}	GARCH	۱۲/۱۲	۱۲/۳۲
P_{Coa}	TGARCH	۱۲/۶۰	۱۲/۷۵
P_{Alh}	GARCH	۱۲/۵۰	۱۲/۷۰

با توجه به نتایج به دست آمده، در ادامه مدل‌های منتخب برای توضیح نوسانات قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور برآورد گردیده است. نتایج مربوط به برآورد هر یک از مدل‌های فوق در جدول (۷) ارائه شده است. بررسی اطلاعات جدول فوق نشان می‌دهد که در اکثر الگوهای برآوردی ضرایب در سطوح بالایی معنی‌دار می‌باشند. همچنین نتایج آزمون Nys که در جدول (۸) گزارش شده است ثبات و پایداری روابط و پارامترهای برآورد شده را در همه الگوها تائید می‌نماید. لذا با اطمینان کافی می‌توان به تفسیر ضرایب برآوردی در انواع الگوهای خانواده GARCH پرداخت.

همان‌گونه که در قسمت‌های قبل نیز اشاره شده است، انواع الگوهای خانواده GARCH از دو بخش مجزا شامل معادله میانگین و معادله واریانس تشکیل شده‌اند. بر این اساس می‌توان گفت که انواع الگوهای خانواده GARCH از دو عامل شامل جزء اخلال(که از الگوی میانگین اسنخراج می‌گردد) و نوسانات تاثیر می‌پذیرند. نتایج به دست آمده از جدول (۷) نشان می‌دهد که قیمت سبوس گندم و قیمت یونجه خشک بیشتر تحت تاثیر جزء اخلال و یا به عبارت دیگر تحت تاثیر متغیرهایی هستند که در مدل حضور ندارند(ضریب Alphaها). نتایج جدول (۸) نیز این موضوع را تائید می‌نمایند. همان گونه که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد قیمت سبوس گندم و قیمت یونجه خشک از انواع شوک‌ها و نوسانات اعم از داخلی و خارجی تاثیر معنی‌داری نپذیرفته است(ضریب Beta1ها).

با این وجود همان‌گونه که نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد و نتایج جدول(۸) نیز این موضوع را تائید می‌نماید، برخلاف دو نهاده سبوس گندم و یونجه، قیمت چهار نهاده عمده‌ی دام و طیور شامل ذرت، کنجاله سویا، جو و کنسانتره دامی از جزء اخلال و یا به عبارت دیگر از متغیرهایی که در مدل حضور ندارند تاثیر نپذیرفته و بیشتر تحت تاثیر انواع شوک‌ها و نوسانات اعم از داخلی و خارجی قرار داشته‌اند. بر اساس نتایج جدول(۷) و همچنین آزمون علامت شوک‌ها اعم از آزمون علامت منفی و مثبت شوک‌ها و همچنین آزمون اثر مشترک شوک‌ها، تاثیر شوک‌های مثبت و منفی بر قیمت نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا، جو و کنسانتره دامی از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا، جو و کنسانتره دامی دوره پرنوسانی را سپری نموده و لذا هم شوک‌های مثبت که منجر به کاهش قیمت نهاده گردیده و هم شوک‌های منفی که منجر به افزایش قیمت نهاده گردیده است را تجربه نموده‌اند.

همان‌گونه که از نتایج مشاهده می‌گردد دو نهاده دامی سبوس گندم و یونجه خشک که تقریبا سهم کمی در واردات دارند به میزان بسیار کمی از شوک‌ها تاثیر پذیرفته‌اند، و این در حالی است که چهار نهاده ذرت، کنجاله سویا، جو و کنسانتره دامی که از اهمیت زیادی در صنعت دام و طیور کشور برخوردار می‌باشند، عمدتا وارداتی بوده و لذا به طور عمده از شوک‌ها تاثیر پذیرفته‌اند. این نتایج بیان‌گر آن است که بخش قابل توجهی از نوسانات بازار نهاده دام و طیور کشور، به علت شوک‌های وارداتی است که می‌تواند از عواملی چون نوسانات قیمت‌های جهانی، تغییرات نرخ ارز و یا سایر عوامل ناشی گردد و بدین طریق بر بازار نهاده صنعت دام و طیور کشور تاثیر بگذارد.

.جدول(۷)- نتایج مربوط به برآورد الگوی مناسب GARCH برای قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور.

متغیرها	قیمت ذرت			قیمت کنجاله سویا			قیمت جو			قیمت سبوس گندم			قیمت کنسانتره دامی			قیمت یونجه خشک		
	ضرایب	آماره t	آماره Nys€	ضرایب	آماره t	آماره Nys	ضرایب	آماره t	آماره Nys	ضرایب	آماره t	آماره Nys	ضرایب	آماره t	آماره Nys	ضرایب	آماره t	آماره Nys
Omega	۰/۲۳	۱/۵۴	۰/۲۷	۰/۶۸	۲/۱۴**	۰/۱۳	۰/۱۵	۱/۷۸***	۰/۷۹	۰/۲۴	۴/۶۱*	۰/۲۶	۰/۳۴	۶/۱۱*	۰/۶۲	۰/۳۳	۴/۵۳*	۰/۲۹
Alpha1	۰/۱۱	۴/۸۶*	۰/۱۱	۰/۰۳	۲/۴۶*	۰/۱۵	۰/۰۶	۱/۸۴**	۰/۴۵	۰/۹۸	۳/۴۹*	۰/۳۵	۰/۲۵	۳/۲۴*	۰/۳۲	۰/۹۹	۶/۱۹*	۰/۲۲
Beta1	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۹۶	۱۳/۸۹*	۰/۱۳	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۶۸	۰/۰۱	۱/۸۸***	۰/۳۵	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۰
Beta2	۰/۸۸	۱۰/۶۱*	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۹۳	۳/۹۸*	۰/۶۸	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۷۴	۲/۵۳*	۰/۴۰	۰/۰۰	۰/۴۴	۰/۱۶
eta11	–	-	–	–	–	–	–	-	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
skew	۱/۱۱	۱۰/۳۱*	۰/۳۴	۱/۱۳	۱۴/۶۴*	۰/۱۷	۰/۹۷	۱۵/۷۱*	۰/۰۳	۱/۷۷	۲/۰۶**	۰/۱۱	۱/۱۹	۱۳/۷۲*	۰/۱۱	۱/۲۰	۱۰/۳۸*	۰/۲۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق * معنی‌داری در سطح ۱ درصد **معنی‌داری در سطح ۵ درصد ***معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد € مقادیر بحرانی آزمون Nys در سطح ۱ درصد، ۰/۷۵ می‌باشد.

.جدول(۸)- نتایج مربوط به آزمون علامت شوک‌ها برای قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور.

آزمون‌ها	قیمت ذرت		قیمت کنجاله سویا		قیمت جو		قیمت سبوس گندم		قیمت کنسانتره دامی		قیمت یونجه خشک	
	آماره t	سطح معنی‌داری	آماره t	سطح معنی‌داری	آماره t	سطح معنی‌داری	آماره t	سطح معنی‌داری	آماره t	سطح معنی‌داری	آماره t	سطح معنی‌داری
علامت شوک‌ها	۱/۷۰	۰/۰۸	۱/۷۶	۰/۰۷	۱/۸۸	۰/۰۶	۰/۷۹	۰/۴۳	۲/۰۸	۰/۰۳	۰/۴۰	۰/۶۸
علامت منفی	۲/۰۴	۰/۰۳	۶/۷۲	۰/۰۰	۲/۲۶	۰/۰۲	۰/۲۴	۰/۸۱	۲/۳۲	۰/۰۰	۰/۵۴	۰/۵۸
مثبت شوک‌ها	۲/۴۰	۰/۰۰	۱/۹۳	۰/۰۵	۶/۹۵	۰/۰۰	۰/۱۶	۰/۸۶	۴/۶۵	۰/۰۰	۰/۸۶	۰/۳۸
اثر مشترک شوک‌ها	۱۱/۲۴	۰/۰۰	۴۹/۰۵	۰/۰۰	۵۵/۷۱	۰/۰۰	۱/۱۴	۰/۷۶	۲۲/۷۸	۰/۰۰	۲/۱۵	۰/۵۴

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هزینه‌ی تهیهٔ خوراک در صنعت دام و طیور یکی از فاکتورهای مهم و اثرگذار بر میزان تولید و بهره‌وری واحدهای تولیدی این بخش به شمار می‌آید. با این وجود طی سال‌های اخیر نوسانات زیاد قیمت نهاده‌های دامی، به دلیل اثر پذیری از نوسانات قیمت‌های جهانی، افزایش نرخ ارز، خشکسالی، عدم ساماندهی کمی و کیفی، قیمت انبارداری و تولید و توزیع مواد اولیه خوراک دام در کشور، بازار نهاده‌های دام و طیور کشور را متلاطم و بر تولید و بهره‌وری این بخش اثرات قابل توجهی گذاشته است. بر این اساس مطالعه حاضر با به کارگیری داده‌های قیمت ماهانه اقلام عمده خوراک دام و طیور شامل ذرت، کنجاله سویا، جو، سبوس گندم، کنسانتره دامی و یونجه خشک و الگوهای GARCH، IGARCH، EGARCH، GJR GARCH، TGARCH به تحلیل نوسانات فوق طی دوره ۹۱-۱۳۸۰ پرداخته است. بر اساس نتایج حاصل از مطالعه حاضر از میان الگوهای متعدد برآورد شده برای شش نهاده تحت بررسی، مدل TGARCH به عنوان مناسب‌ترین مدل جهت توضیح نوسانات قیمت کنسانتره دامی و همچنین مدل GARCH به عنوان مناسب‌ترین مدل جهت توضیح نوسانات پنج نهاده دیگر شامل قیمت ذرت، قیمت کنجاله سویا، قیمت جو، قیمت سبوس گندم و قیمت یونجه خشک انتخاب شده است. سپس مدل‌های فوق برای توضیح نوسانات قیمت اقلام عمده‌ی خوراک دام و طیور برآورد شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که قیمت سبوس گندم و قیمت یونجه خشک بیشتر تحت تاثیر جزء اخلال و یا به عبارت دیگر تحت تاثیر سایر متغیرهایی هستند که در مدل حضور ندارند. و لذا قیمت دو نهاده فوق از انواع شوک‌ها و نوسانات اعم از داخلی و خارجی تاثیر معنی‌داری نپذیرفته است. با این وجود برخلاف دو نهاده سبوس گندم و یونجه خشک، قیمت چهار نهاده عمده‌ی دام و طیور شامل ذرت، کنجاله سویا، جو و کنسانتره دامی که از جنبه مصرفی دارای اهمیت بیشتری برای تولید کننده می‌باشند، از جزء اخلال و یا به عبارت دیگر از متغیرهایی که در مدل حضور ندارند تاثیر نپذیرفته و بیشتر تحت تاثیر انواع شوک‌ها و نوسانات اعم از داخلی و خارجی قرار داشته است. همچنین آزمون علامت شوک‌ها اعم از آزمون علامت منفی و مثبت شوک‌ها و همچنین آزمون اثر مشترک شوک‌ها، تاثیر شوک‌های مثبت و منفی بر قیمت نهاده‌های ذرت، کنجاله سویا، جو و کنسانتره دامی را از نظر آماری تائید می‌نماید. لذا با توجه به یافته‌های فوق پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

* توجه به بحث خرید و ذخیره‌سازی نهاده‌های اصلی دام و طیور، استفاده از سیاست‌های تعرفه‌ای مناسب و همچنین ثبات در سیاست‌های ارزی کشور می‌تواند طی دوره کوتاه‌مدت تا حدود زیادی نوسانات موجود در بازار نهاده را کاهش داده و در نهایت سبب ثبات در بازار محصولات صنعت دام و طیور گردد.

* با توجه به آن که علت اصلی نوسانات در بازار نهاده دام و طیور طی سال‌های اخیر شوک‌های وارداتی است، و با توجه به آن که کشور با بحران خشکسالی و مساله کمبود آب مواجه می‌باشد، لذا سیاست‌های قیمتی نمی‌توانند با تشویق به افزایش تولید به رفع این مشکل و ایجاد ثبات در بازار نهاده کمک نمایند، لذا تحت چنین شرایطی تنها راه افزایش تولید نهاده‌های دامی در کشور، افزایش بهره‌وری در بخش کشاورزی است که البته این امر در بلندمدت قابل تحقق می‌باشد.

منابع

۱. ابریشمی، حمید. و مهرآرا، محسن. ۱۳۸۹. اقتصادسنجی کاربردی، مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم.

۲. ابونوری، اسماعیل.، خانعلی‌پور، امیر. و عباسی، جعفر. ۱۳۸۸. اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران :کاربردی ازخانواده‌یARCH. فصلنامه‌ی پژوهشنامه بازرگانی،(۵۰)، ۱۰۱-۱۲۰.

۳. اردی بازار، هانیه. و مقدسی، رضا. ۱۳۸۸. «منابع نوسان شکاف قیمت محصولات کشاورزی (مطالعه موردی گوشت گوساله و ماکیان)». مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۱(۴): ۲۷-۴۴.

۴. آمارنامه محصولات کشاورزی و دامی وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۷.

۵. باقر پور، عصمت. ۱۳۹۱. «پسماندهای خوراکی، ناجی مرغداری و دامداری». ماهنامه دام کشت و صنعت، شماره ۱۴۷.

۶. حیدری، حسن.، پروین، سهیلا.، شاکری، عباس. و فیضی بنگجه، سلیمان. (۱۳۸۹). « اثر نااطمینانی رشد اقتصادی بررشد اقتصادی در ایران (مشاهده‌هایی بر پایه‌ی مدل‌هایGARCH)». فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران،سال چهاردهم، شماره ۴۳.

۷. خسروی پور، بهمن. رحیمی، فاطمه. ۱۳۹۲. «مفهوم، اهمیت و عوامل تاثیر گذار بر مدیریت ریسک در فعالیت های کشاورزی». ماهنامه کار و جامعه، شماره ۵۶.

۸. رحمانی، رهام. ۱۳۸۸. «تحلیل بهره‌وری اقتصادی عوامل مؤثر در تولید شیر در گاوداری‌های استان فارس». ششمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران. کرج . ایران.

۹. سازمان ملی استاندارد ایران. ۱۳۹۱.www.isiri.org .

۱۰. شاه ولی، منصور. و معینی زاده، هوشنگ. ۱۳۸۷. «بررسی عوامل موثر بر ضایعات خوراک در صنعت طیور گوشتی کشور و راهکارهای کاهش آن». مجله پژوهش و سازندگی، امور دام و طیور، شماره ۷۹.

۱۱. شاهنوشی، ناصر.، فکاری سردهایی، بهزاد. و کجوری گشنیانی، مصطفی. ۱۳۹۱. «بررسی نوسانات قیمت ذرت و چرخه ی قیمت آن با به کارگیری الگوی GARCH و هارمونیک». مجله اقتصاد کشاورزی ایران، ۶(۲): ۶۳-۸۱.

۱۲. طیبی، سیدکمیل.، آذربایجانی،کریم.و وبیاری، لیلی. (۱۳۸۸). «پیش‌بینی قیمت تخم‌مرغ در ایران: مقایسه‌ی روش‌های ARCH و شبکه عصبی» .*اقتصادتوسعه‌ی کشاورزی*، ۱۷ (۶۵):۷۳-۹۷.

۱۳. گزارش معاونت امور دام و طیور وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۱.

۱۴. گزارش نشست های سه گانه همایش بیمه کشاورزی، توسعه و امنیت سرمایه گذاری ، ۱۳۸۰.

۱۵. نبی ئیان، صدیقه. ۱۳۸۴. «بررسی بهره‌وری و تخصیص بهینهٔ عوامل تولید گوشت مرغ در دو بخش تعاونی و خصوصی در استان کرمان». پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زابل.

۱۶. نجفی، بهاء الدین. و زیبایی، منصور. ۱۳۷۶. «بررسی کارآیی فنی گندمکاران استان فارس». فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دوم، شماره ۷.

۱۷. وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۹۲. www.maj.ir.

18. Ali, G. 2013. «EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH, AVGARCH, NGARCH, IGARCH and APARCH Models for Pathogens at Marine Recreational Sites» , Journal of Statistical and Econometric Methods, 2(3):53-73.
19. Apergis, N. and Rezitis, A. 2011. «Food Price Volatility and MacroeconomicFactors: Evidence from GARCH and GARCH-X Estimates», Agricultural andApplied Economics, 43(1): 95–110.
20. Black, F. 1976. «Studies of Stock Price volatility Changes, in Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section», American Statistical Association, PP. 177-181.
21. Bollerslev, T. 1986. «Generalized Autoregressive Conditional Heterosckedasticity. EconomicReview, Federal Reserve Bank of Kansas City». Empir Econ. J Econ. 79(3), 27-38, 31: 307–327.

22. Christoffersen, P. F., 1998. «valuating Interval Forecasts». InternationalEconomic Review, Vol. 39, No. 4, PP. 841-862.
23. Dhamija, AK. And Bhalla VK. 2010. «Financial time series forecasting: comparison ofneutral networks and ARCH models». International Research Journal of Finance andManagement, 49(1) , 159-172.
24. Engle, R. 1982. «Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation», Econometrica, **50**(4), 987-1007.
25. Engle, R.F. and Ng, V.K. 1993. «Measuring and testing the impact of news on volatility», Journal of Finance, 48(5), 1749-1778.
26. Fabiosa, F.J. 2002. «Assessing the impact of exchange rate and It's volatility on Canadian Park and live Swine Export to United States and Japan», working paper, No: 35.
27. French, K. R., Schwert, G. W., and Staumbaugh, R. F., 1987, «ExpectedStock Returns and Volatility», Journal of Financial Economics, Vol. 19, PP.3-29.
28. Geysar, M. and Cutts, M. 2007. «SAFEX maize price volatility scrutinized»,Agrekon, 46(3): 291-305.
29. Glosten, L.R., Jagannathan R. and Runkle, D.E. 1993. « Relationship between the expectedvalue and the volatility of the nominal excess return on stocks», The Journal ofFinance, 48(5), 1779-1801.
30. Jordaan, H., Grove, B., Jooste, A. and Alemu, ZG. (2007). «Measuring the PriceVolatility of Certain Field Crops in South Africa using the ARCH/GARCH Approach». Agrekon, 46(3): 306-322.
31. Wang, X. and Garcia, Ph. 2011. «Forecasting Corn Futures Volatility in thePresence of Long Memory, Seasonality and Structural Change». Selected Paperprepared for presentation at the Agricultural and Applied Economics Association's2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting, Pittsburgh, Pennsylvania, July 24-26..
32. Zakoian, J. M., 1994, «Threshold Heteroscedastic Models», Journal ofEconomic Dynamics and Control, Vol. 18, PP. 931-955.