پیش بینی نوسانات قیمت گوشت سفید در بازار ایران
مطالعه موردی گوشت مرغ

مسعود تقی پور [1*]، مهسا تسلیمی [2]، محسن رحمانی [3]،مریم زندیه [4]

[*]۱- کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، عضو باشگاه پژوهشگران جوان دانشگاه آزاد اسلامی واحد قائمشهر.

۲- کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قائمشهر ، گروه اقتصاد کشاورزی، قائمشهر، ایران.

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی صنایع- سیستمهای اقتصادی اجتماعی، دانشگاه علم و صنعت، پردیس۲، تهران، ایران.

۴- کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قائمشهر ، گروه اقتصاد کشاورزی، قائمشهر، ایران.

Masood.z.1986@gmail.com

چکیده

غذا و تأمین آن همواره به عنوان یکی از مهمترین چالش های فرا روی بشر به شمار آمده و از این رو، وجود امنیت غذایی در هر کشوری به عنوان یکی از شاخص های مهم توسعه یافتگی آن کشور محسوب می شود و در این میان عرضه پروتئین حیوانی در سبد غذایی یک معیار اساسی در تأمین امنیت غذایی جامعه می باشد .گوشت مرغ به دلایل گوناگون اقتصادی و بهداشتی از جایگاه ویژه ای در بین اقلام مختلف پروتئین حیوانی برخوردار است. این مقاله با هدف بررسی نوسانات قیمت گوشت مرغ در بازار ایران انجام شده است. به این منظور از داده های ماهانه فروردین ماه سال ۱۳۸۶ تا شهریورماه ۱۳۹۲ استفاده شده است. برای این منظور از مدل GARCH برای بررسی نوسانات قیمت و مدل VAR برای بررسی و پیش بینی قیمت، برای ده سال آینده و ارائه راهکارهایی برای جلوگیری از شوک های قیمتی استفاده شده است. نتایج بدست آمده از تحقیق حاضر، نشان دادندکه نوسانات قیمت گوشت مرغ سهم نسبتاً پایداری در بلندمدت دارا می باشند.

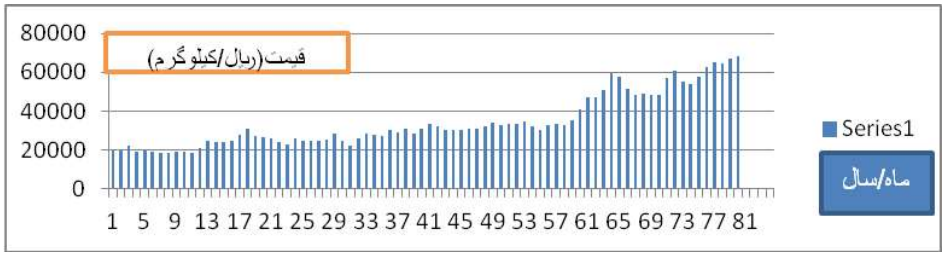
کلمات کلیدی: بازار گوشت مرغ، مدل خودتوضیح برداری (VAR)، الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خود توضیحی (GARCH)، امنیت غذایی

مقدمه

امنیت سبد غذایی خانوار در جامعه شهری امروز مسئله بسیار مهمی است که این امر جدا از امنیت غذایی امروز جامعه، اثر بخشی فراوانی در آینده توسعه جامعه دارا می باشد. در سالهای اخیر با توسعه و گسترش واحدهای تولید گشوت مرغ و افزایش تولید فرآورده، گوشت مرغ به کالای ضروری در سبد غذایی خانوار تبدیل شده است. به طوری که طبق آمار ارائه شده توسط شرکت پشتیبانی امور دام و طیور کشور مقدار مصرف سرانه کشور از ۱۳/۵ کیلو گرم در سال ۱۳۸۱ به ۲۳ کیلوگرم در سال ۱۳۹۱ افزایش داشته است. تولید گوشت مرغ در ایران ۴۲۰ هزار تن در سال ۱۳۷۰ به ۱۸۰۶ هزار تن در سال ۱۳۸۹ افزایش داشته است. این افزایش تولید باعث رشد سهم ایران از تولید جهانی این محصول شده است بطوری که در سال ۲۰۰۷ میلادی سهم ۱/۷ درصدی از تولید جهانی را به خود اختصاص داده است. این رشد بیش از دو برابری مصرف گوشت مرغ در طول دهه ۱۳۸۰ همزمان با رشد قیمت مرغ نیز بوده است. این رشد میزان تقاضا برای گوشت مرغ همراه با افزایش قیمت از ۱۰۷۸۹ ریال برای یک کیلوگرم گوشت مرغ در سال ۱۳۸۰ به ۳۱۳۴۶ ریال در سال ۱۳۹۰ توجیهی مناسب برای افزایش سطح و بهبود و تکنولوژی تولید مرغ گوشتی در ایران می باشد (شرکت پشتیبانی دام طیور-۱۳۹۱).

افزایش قیمت های نهاده اولیه ای همچون دان، کاهش سوددهی و بیماریها از عمده دلایل کاهش رشد تولید در سال اخیر می باشد.در فضای ایجاد شده و افزایش قیمت های جهانی، نیاز درونی به افزایش سطح تولید در داخل کشور هم به عنوان یکی از عمده ترین مصرف کننده های گوشت مرغ و همچنین از استعداد های بالقوه تولید گوشت آماده طبخ نیاز است که بازار این محصول مورد بررسی قرار گرفته و مراحل بازاریابی و قیمت گذاری محصول ارزیابی گردد. نوسانات قیمتی مواد غذایی خانوار می تواند تغذیه آنها را تحت تاثیر قرار دهد. گوشت مرغ در دهه های گذشته روز به روز اهمیت و جایگاه بیشتری در بخش پروتئین سبد غذایی خانوار پیدا کرده است. از این جهت مطالعه و بررسی تغییرات قیمتی آن می تواند نقش مهمی در سیاست گذاریهای بخش کشاورزی به عنوان تولید کننده این محصول داشته باشد. طبق آمارهای ارائه شده توسط شرکت پشتیبانی امور دام و طیور در بین سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ بصورت ماهانه در جدول زیر آمده است؛

نمودار (۱)-نوسانات قیمتی گوشت مرغ از ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲



(منبع: آمارنامه شرکت پشتیبانی امور دام و طیور)

طبق نمودار(۱) که نوسانات ماهانه قیمت مرغ را نشان می دهد بیشترین نوسانات و تغیرات قیمتی در ماه های میانی سال ۱۳۹۰ بوده است. این نوسان بیشتر تحت تاثیر از افزایش قیمت ناشی از کاهش عرضه نهاده های تولید در مرغداری ها می باشد. همچنین در بعضی از سال های مورد مطالعه در اسفند ماه افزایش قیمت ناگهانی در بازار خرده فروشی گوشت مرغ بوجود آمده که می توان آن را ناشی از افزایش تقاضا در آن ماه دانست. با توجه به این روند در نوسانات قیمتی این کالای مهم در سبد غذایی خانوار با پیشبینی نوسانات قیمت در آینده بتوان شوک های قیمتی در این بازار را شناسایی و برای آن برنامه ریزی نمود.

پیشینه تحقیق

نوسانات قیمت تغییرات ناگهانی در قیمت یک کالا را در بازار شامل می شود. کالاهای کشاورزی به علت اهمیت غذایی و ضروری که دارند، این نوسانات را در زندگی روزمره و سیاستگذاری بازار بصورت موثری نشان می دهند. نوسانات قیمت در هنگامی که بیشتر باشند و قابل پیش بینی نباشند بسیار مشکل زا هستند، چرا که سطوح نااطمینانی را که تولیدکنندگان، مصرفکنندگان و دولت با آن روبرو هستند را افزایش می دهند. ممکن است منجر به تصمیم گیری های نادرست شوند. لذا بررسی نوسانات قیمتی کالاهای کشاورزی در سالهای اخیر بسیار مورد توجه بوده است (هاچت و بورن، ۲۰۱۱). نوسانات قیمتی طولانی مدت باعث ایجاد بی‌اعتمادی و عدم حتمیت و همچنین باعث افزایش ریسک در فعالیت های تولیدی می شود و در نتیجه باعث کم شدن امنیت غذایی، جلوگیری از رشد اقتصادی، ناامنی سیاسی و خطر درگیری داخلی را در کشورهای های در حال توسعه افزایش می دهد (پرکاش،۲۰۱۱). زرتیرو استارپولوس (۲۰۰۹) در بررسی نوسانات قیمت گوشت گتو در یونان استفاده از مدل GARCH استفاده نمودند، نتایج نشان می دهد که نوسانات قیمت یکی از عوامل مهم ریسک در عرضه است و پیشنهاد پرداخت حق بیمه سالیانه توسط اتحادیه اروپا به تولید ککندگان گوشت گاو باعث ثبات سطح تولید شوند (زرتیرو استارپولوس، ۲۰۰۹).

تغییر و نوسان قیمت در کالاهایی بیشتر خواهد بود که سهم نهاده های در تولید حساسیت بیشتری به قیمت داشته باشد. در بخش مرغ و طیور حدود ۶۵ درصد از هزینه های تولید مربوط به هزینه های خوراک و دان مصرفی می باشد که عمده این نهاده ها وارداتی می باشد (قهرمان زاده و سلامی، ۱۳۸۷). زوار و دوراندیش(۱۳۹۲) در بررسی عوامل موثر بر نوسانات گوشت مرغ در ایران از روش شبکه عصبی و مدل GARCH استفاده نمودند. مطالعات آنها نشان می دهد که روش شبکه عصبی نتایج دقیق تری به الگوهای سری زمانی دارد (زوار و دوراندیش، ۱۳۹۲). قهرمان زاده و عارف عشقی (۱۳۹۲) در بررسی الگوی نوسانات قیمت گوشت مرغ ایران از الگوی GARCH غیر خطی استفاده نمودند. نتایج بررسی آنها نشان داد که هر سه سری قیمت مرغ، جوجه و کنجاله مدل مناسب خود را دارا می باشند و هر سری قیمت اثرات اهرمی وجود دارد. یعنی شوکهای مثبت و منفی متفاتی بر روی نوسانات قیمت دارند. اخبار بد اثر بزرگتری نسبت به اخبار خوب بر نوسانات دارند (قهرمان زاده و عارف عشقی، ۱۳۹۲).

روش شناسی

بطورکلی مدلهای ساختاری و غیرتئوریکی برای پیش‌بینی از طریق سری‌زمانی به کار می‌رود. مدلهای ساختاری بر مبنای تئوری بنا شده، شامل مدلهای رگرسیون تک معادله‌ای و معادلات همزمان است، در حالی که مدل های غیرتئوریکی براساس تئوری بنا نشده است و رفتار آینده‌ی متغیرها بوسیله‌ی رفتار گذشته‌ی آنها به اضافه‌ی جزءخطایی که قابل پیش‌بینی نیست، تعیین می‌شود. این مدلها شامل مدلهای ARIMA[1]، AR[2]، MA[3] که در آنها از تکنیک باکس جنکینز استفاده شده است و مدلهای VAR [4] (خودرگرسیون برداری) است (حمیده پور و همکاران، ۱۳۸۹). به منظور اندازه‌گیری و برآورد متغیرنوسانات قیمت (e)، از مدل خودرگرسیونی تعمیم یافته (GARCH) تحت شرایط ناهمسانی واریانس استفاده گردیده است. دراین مدل واریانس شرطی جمله خطا از یک فرآیند ARIMA پیروی می‌کند. در اینجا q رتبه قسمت میانگین متحرک ARCH[5]و P رتبه قسمت خودبازگشت GARCH را نشان می‌دهد. مدل GARCH (p,q) را به صورت زیر می‌توان نوشت: (حیدری و همکاران، ۱۳۸۹)

$$y_t = x_t'\gamma + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

$$\sigma^2{}_t = \omega + \alpha_i \varepsilon^2{}_{t-i} + \beta_j \sigma^2{}_{t-j} \qquad (۲)$$

y_t : میزان متغیر وابسته در دوره t، x_t: میزان متغیر مستقل در دوره t، ε_t: میزان پسماند در دوره t

معادله شماره (۱) که یک میانگین شرطی مدل است، به عنوان تابعی از متغیرهای برونزا با جزء اخلال ε_t می‌باشد. از آنجا که واریانس هر دوره بوسیله‌ی واریانس یک دوره قبل پیش‌بینی می‌شود، به آن واریانس شرطی می‌گویند. واریانس شرطی که توسط معادله‌ی شماره‌ی (۲) مشخص گردیده، تابعی از سه عبارت زیر است:

۱. میانگین ω
۲. اخبار راجع به نوسان پذیری در دوره گذشته، که توسط متغیر تأخیری مربع پسماند ($\varepsilon^2{}_{t-i}$) از معادله‌ی شماره‌ی یک بدست می‌آید. این عبارت را جزء آرچ[6] می‌نامند.
۳. پیش بینی واریانس آخرین دوره ($\sigma^2{}_{t-j}$). این جزء را جزء گارچ[7] می‌نامند.

---

[1] -Auto Regressive Integrated Moving Average
[2] -Auto Regressive
[3] -Moving Average
[4] -Vector Auto regressive
[5]- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
[6] -ARCH
[7]- GARCH

شرط لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی، مثبت بودن تمام ضرایب σ^2_{t-1} و ε^2_{t-1} می‌باشد. یعنی :

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

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

و همچنین باید داشته باشیم: $\omega > 0$. شرط کافی برای فرآیند GARCH (p,q) این است که مانای ضعیف باشد اگر:

$$\sum_{i=1}^{p}\alpha_i + \sum_{i=1}^{q}\beta_j < 1 \qquad (۵)$$

باشد، در اینصورت اثر شوک ها در مدل ناپایدار هستند و در اینصورت شرط کافی تأمین خواهد شد (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۸). به منظور برآورد متغیر نااطمینانی تورمی، مدل در حالتهای مختلف به روش باکس جنکیز تخمین زده شده و بااستفاده از معیار آکائیک[1]، بهترین وقفه بهینه برآورد می‌گردد. معیار انتخاب وقفه بهینه، با درنظر گرفتن کمترین مقدار آماره آکائیک صورت می‌گیرد. روش خودرگرسیون برداری یک گزینه در کنار روشهای باکس جنکینز است که به معادلات همزمان شباهت دارد (گجراتی و ابریشمی، ۱۳۸۵). مدل معادلات همزمان مورد انتقاد شدید کریستوفر سیمز قرار گرفت و گزینه‌ی VAR بوسیله‌ی سیمز (۱۹۸۰) پیشنهاد شد. از نظر وی تئوری نمی‌تواند محدودیت های لازم را برای شناسایی مدلهای ساختاری ارائه دهد (سیمز وهمکاران، ۱۹۹۰). در مدل VAR یکسری متغیرهای درونزا وجود دارد که هر متغیر درونزا توسط مقادیرگذشته‌ی خود و مقادیر با وقفه از تمامی دیگر متغیرهای درونزای مدل، توضیح داده می‌شود. دو سری زمانی x_t و y_t برای دو متغیر به صورت زیر خواهد بود (نوفرستی، ۱۳۸۹)

$$X_t = a_0 + \sum_{j=1}^{k} B_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^{n} \delta_j Y_{t-i} + u_{1t} \qquad (۶)$$

$$Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{k} A_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^{n} \lambda_j Y_{t-i} + u_{2t} \qquad (۷)$$

مدل VAR از روش OLS تخمین زده می‌شود و جواب های این مدل به متغیرهای وارد شده و طول وقفه بستگی دارد. در ارتباط با ایستایی متغیرهای مورد بررسی، وجود متغیرهای ناایستا احتمال ایجاد رگرسیون کاذب و روابط هم‌انباشتگی را تشدید می‌کند، پس باید در مدل VAR که شامل سری های ناایستا است وجود بردار یا بردارهای هم‌انباشته آزموده شود. به منظور برآورد الگو با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری (VAR)، ابتدا باید ایستایی متغیرها بررسی شود: ۱.چنانچه متغیرها در سطح ایستا باشند، پس از بررسی ایستایی متغیرها، الگو تبیین می‌شود. ۲. چنانچه متغیرها در تفاضل مرتبه اول ایستا باشند، در اینصورت ابتدا الگوی VAR همانطور که پیش‌تر

[1] -Akaike Information Criterion (AIC)

گفته شد، تبیین شده سپس همگرایی آنها نیز بررسی می‌گردد، که در اینجا از آزمون همگرایی یوهانسون به این منظور استفاده شده است (صدیقی، ۱۳۸۶). الگوی VAR رابطه (۸)، با m متغیر به صورت رابطه (۹) نوشته می‌شود:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_k Y_{t-k} + v_t = \delta + \sum_{j=1}^{k} A_j Y_{t-j} + v_t \qquad (۸)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^{k} A_j Y_{t-j} + v_t \qquad (۹)$$

برای ساده کردن فرمول، عرض از مبدأ حذف می‌شود. همچنین فرض بر این است که تمام متغیرهای آن دارای مرتبه همگرایی یک یا صفر هستند. الگوی فوق نیز به صورت:

$$\Delta Y_t = BY_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} B_j Y_{t-j} + v_t \qquad (۱۰)$$

نوشته می‌شود که در آن:

$$B = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_k) \qquad (۱۱)$$

$$B_j = -(A_{j+1} - A_{j+2} - \cdots - A_{j+k}) \qquad j = 1, 2, 3, \ldots, k-1 \qquad (۱۲)$$

است. الگوی (۱۲) شبیه یک الگوی تصحیح خطا است که اگر تمام متغیرهای آن دارای مرتبه همگرایی یک باشند، متغیرهای ΔY_{t-j} ایستا خواهند بود. حال با فرض وجود همگرایی بین متغیرها و در نتیجه ایستا بودن BY_{t-i}، می‌توان الگو را به صورت سازگار برآورد کرد. در این تحقیق از داده های ماهانه قیمت خرده فروشی مرغ آماده طبخ ایران در دوره سال های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ با استفاده از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام و طیور کشور استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

بررسی ایستایی[1] متغیرها نخستین گام در تحلیل متغیرهای سری زمانی می‌باشد و به همین منظور ابتدا ایستایی کلیه متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته انجام شد که نتایج آن به شرح زیر آمده است:

[1] –Stationarity

جدول ۱-آزمون ایستایی دیکی فولرتعمیم یافته قیمت گوشت مرغ

ایستایی	مقدار آماره بحرانی در تفاضل مرتبه اول	مقدار آماره محاسبه شده در تفاضل مرتبه اول	مقدار آماره بحرانی در سطح	مقدار آماره محاسبه شده در سطح	وضعیت	نام متغیر
ایستا	-۳/۵۲ -۲/۹۰۰ -۲/۵۸۷	-۸/۰۶۲*	-۳/۵۲۱ -۲/۹۰۰ -۲/۵۸۷	۰/۹۳۱۲	ایستا در عرض ازمبدأ	قیمت گوشت مرغ

*، **، ***، به ترتیب نشاندهنده ی مقادیر بحرانی در سطوح ۱٪، ۵٪، ۱۰٪ می باشد.

مأخذ: یافته های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود، بدلیل اینکه مقدار آماره‌ی بدست آمده در تفاضل گیری مرتبه اول از مقادیر بحرانی مک کینون کوچکتر می‌باشد، فرضیه صفر که مبنی بر ناایستایی متغیر می‌باشد رد شده و متغیر قیمت گوشت مرغ در آزمون ایستایی دیکی فولر، با تفاضل گیری در مرتبه‌ی اول ایستا می باشد. نتایج تخمین مدل برای برآورد نوسانات ناشی از قیمت گوشت مرغ به صورت رابطه‌ی (۱۶) می‌باشد:

$$\sigma^2 = 7.77 + 0.409\ \varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۱۶)$$

رابطه فوق، مدل GARCH (1,0) است. این رابطه برآورد شده، شرط لازم و کافی برای مدل GARCH را براساس مبانی نظری و تئوریکی آن تأمین می‌کند. زیرا شرط لازم برای اینکه مدل GARCH پایای ضعیف باشد، اینست که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچکتر از یک باشد و شوک های وارده به‌جملات اخلال پایدار نباشند، که در رابطه برآوردی مجموع ضرایب برابر با ۰/۴۰۹ و کوچکتر از یک می‌باشد. (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۸) شرط کافی برای مدل GARCH این است که عرض از مبدأ مثبت بوده[۱] و ضریب واریانس شرطی جمله اخلال مثبت و معنی‌دار باشد، که رابطه برآوردی این شرط را نیز تأمین کرده است. پس از برآورد متغیر نوسانات قیمت، ایستایی متغیر موردنظر توسط آزمون دیکی فولر بررسی گردید که نتیجه آن در جدول ۲ آمده است و نشاندهنده‌ی آن است که متغیر در سطح ایستا می‌باشد :

[۱] – در شرایطی که ضریب عرض از مبدأ معنیدار نباشد، نباید این جزء را حذف کرد، زیرا اگر عرض از مبدأ مدل صفر باشد؛ مقدار واریانس در بلند مدت صفر خواهد بود؛ در نتیجه مثبت بودن ضریب عرض از مبدأ، برای پایداری نوسانات، شرطی لازم است .

جدول ۲- آزمون ایستایی دیکی فولر برای نوسانات قیمت

ایستایی	نتایج	آماره ها	وضعیت		نام متغیر
ایستا	-۷/۰۰	مقدار آماره محاسبه شده	تغییر درعرض از مبدأ	سطح	E
	-۳/۵۱۹ -۲/۹۰۰ -۲/۵۸	مقدار آماره بحرانی			

مأخذ: یافته های تحقیق

با بررسی متغیرهای مورد نظر مشخص شد که متغیرها در تفاضل گیری مرتبه اول ایستا هستند. به منظور تبیین الگو، ابتدا باید یک حداکثر وقفه برای آزمون در نظر گرفته شود و سپس با استفاده از آزمون LR[1] و یا معیارهایی نظیر آکائیک(AIC)، شوارتز، شوارتز-بیزین(SBC) و حنان کوئین(HQ)، وقفه مناسب انتخاب گردد. براساس نظر ایوانو و کیلیان (۲۰۰۵)، برای الگوهایی با حجم نمونه‌ی کمتر از ۱۲۰، مناسب ترین معیار، شوارتز-بیزین است (سلامی و جهانگرد، ۱۳۸۸). مرتبه بهینه مدل با استفاده از معیار شوارتز-بیزین تعیین گردیده که نتایج آن در جدول ۳ به شرح زیر می‌باشد:

جدول شماره ۳- تعیین وقفه بهینه برای مدل VAR

مقدار آماره شوارتز-بیزین	تعداد وقفه
۳۵/۰۹	(۱و۱)
۳۵/۰۸	(۲و۱)*
۳۵/۲۹	(۳و۱)

مأخذ: یافته های تحقیق

[1]- Likelihood ratio

که در اینجا وقفه بهینه در (۲و۱) تعیین شده است. پس از تعیین وقفه بهینه با استفاده از آزمون یوهانسون، همگرایی متغیرها بررسی شد. آزمون همگرایی یوهانسون با دو آماره‌ی با عناوین ماتریس اثر[1]و ماتریس حداکثر مقادیر ویژه[2] ارائه می‌شود. فرضیه صفر در آزمون اثر و حداکثر به این صورت مطرح می‌شود که هیچ بردار همگرایی تعادلی و بلندمدتی بین متغیرها وجود ندارد و فرضیه مخالف آن وجود بردارهای همگرایی را تصدیق می‌نماید. اولین سطحی که فرضیه صفر در آن رد می‌شود، نشاندهنده‌ی تعداد بردارهای همگرایی می‌باشد. نتایج آزمون همگرایی در زیر ارائه شده است :

جدول۴– نتایج ماتریس اثر آزمون همگرایی یوهانسون

احتمال در ۹۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره ی آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۴	۱۵/۴۹	۲۷/۸۴	$r \geq ۱$	r=۰
۰/۲۲۹۳	۳/۸۴	۱/۴۴۴	$r \geq ۲$	$r \leq ۱$*

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول شماره ۵– نتایج ماتریس حداکثر مقادیر ویژه آزمون همگرایی یوهانسون

احتمال در ۹۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره ی آزمون	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۰	۱۴/۲۶	۲۶/۳۹۹	$r = ۱$	r=۰
۰/۰۰۰۰	۳/۸۴	۱/۴۴۴	$r = ۲$	$r \leq ۱$*

مأخذ: یافته های تحقیق

همانگونه که درنتایج آزمون های اثر و حداکثر مقادیر ویژه مشاهده می‌شود، فرضیه صفر در سطح بردار ۱ رد شده و بردارها وجود همگرایی و روابط تعادلی بلندمدت را اثبات کرده‌اند. برای تفسیر نتایج باید به این نکته توجه داشت که در تخمین به روش VAR و بطور اساسی، در برآوردهای دستگاه معادلات، ضرایب و درصد توضیح دهندگی پارامترهای الگو اهمیت روشهای تک معادله‌ای را ندارند. بنابراین، از توابع واکنش آنی[3] و

[1]-Trace
[2]- Maximum Eigen value
[3]- Impulse response functions

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[1] برای تحلیل ها استفاده می‌شود (صباغ کرمانی و شقاقی شهری، ۱۳۸۴). نتایج برآورد مدل شاخص قیمت محصولات کشاورزی با روش VAR در قالب جدول شماره ۶ به شرح زیر می باشد:

جدول شماره ۶–نتایج برآورد مدل با روش VAR

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار
P (قیمت گوشت مرغ)	۰/۰۲	۰/۰۱۳
e (نوسانات ناشی از قیمت)	۰/۰۳۴	۰/۰۰۹

مأخذ: یافته های تحقیق

توابع عکس العمل آنی، نشاندهنده‌ی واکنش متغیر به این است که وقتی یک شوک یا تکانه وارد می‌شود چگونه عمل می‌کند و چگونه در طی زمان از بین می‌رود. برای محاسبه، شوکها را به اندازه یک انحراف معیار از یک متغیر موردنظر وارد کرده سپس واکنش حاصل در طی زمان مشاهده می‌نمایند.

جدول ۷–توابع عکس العمل آنی قیمت گوشت مرغ

دوره	P	E
۱	۲۵۵۱/۶۴۱	۰
۲	۲۹۱۵/۷۰۵	–۲۹۳/۱۰۶۱
۳	۲۰۲۸/۷۶۶	–۸۴۶/۶۸۸۷
٤	۱۷۷۹/۷۰۱	–۸۹۴/۷۵۰۳
٥	۲۰۸۸/۳۶۵	–۷۳۸/۴۵۶۱
٦	۲۲۹۵/۳۶۵	–۷۱۱/۹۳۴۲
۷	۲۲۹۴/۸۵۸	–۷۸۱/۱۵۷۴
۸	۲۲۸۸/۴۸۱	–۸۲۶/۳۳۸۷
۹	۲۳۵۲/۶۷۵	–۸۳۴/۸۶۶۶
۱۰	۲۴۳۴/۷۰۷	–۸۴۴/۷۱۲۱

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج بررسی توابع عکس العمل آنی به شرح زیر می‌باشد، ضمناً نمودارهای مربوطه در بخش پیوست آورده شده است:

[1] –Variance Decomposition

الف- تابع واکنش قیمت نسبت به شوک ناشی از قیمت: شوک وارده از طرف قیمت در کوتاه مدت باعث افزایش قیمت گوشت مرغ به میزان ۲۵۵۱/۶ واحد می‌شود اما بر روی نوسانات قیمت تأثیری ندارد. این اثر در دوره‌ی بعدی باعث افزایش قیمت ۲۹۱۵/۷ می‌شود. این روند نزولی تا میان مدت ادامه می یابد اما بعد از آن دوباره صعودی شده تا اینکه در بلندمدت به ۲۴۳۴/۷ می‌رسد یعنی یک شوک ناگهانی به قیمت در بلندمدت منجر به افزایش قیمت گوشت مرغ به میزان ۲۴۳۴/۷ می‌شود.

ب- تابع واکنش نوسانات قیمت نسبت به شوک ناشی از قیمت: شوک وارده از طرف قیمت گوشت به نوسانات قیمت در کوتاه‌مدت در ابتدا بی‌اثر بوده، اما بعد از آن روند نزولی پیدا می‌کند که تا میان‌مدت و نیز در بلندمدت ادامه می یابد و به میزان ۸۴۴/۷۱ واحد قیمت را کاهش می دهد.

در این قسمت نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش بینی برای یک دوره ۱۰ ساله تفسیر می‌شود. این تابع نیز، همانند تابع عکس العمل آنی، در تحلیل پویایی کوتاه‌مدت، کاربرد دارد. در این روش، سهم نوسانات متغیرهای مختلف الگو، بر متغیرهای الگو تقسیم می‌شود و می‌توان اهمیت نسبی یک متغیر را در رفتار سایر متغیرها مشاهده نمود. (عباسی نژاد و شفیعی، ۱۳۸۴) به این ترتیب، می‌توان سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه گیری نمود که نتایج آن در جدول ۸ آورده شده است:

جدول ۸- تجزیه واریانس قیمت گوشت مرغ

طول دوره	P	E
۱	۸۲/۵۸۵۶	۱۷/۴۱۴۳
۲	۸۲/۹۶۱۶	۱۷/۰۳۸۳
۳	۸۱/۴۴۳۱	۱۸/۵۵۶۸
۴	۸۱/۴۱۰۷	۱۸/۵۸۹۲
۵	۸۱/۵۵۱۱	۱۸/۴۴۸۸
۶	۸۱/۷۰۳۹	۱۸/۲۹۶۱
۷	۸۱/۶۵۶۸	۱۸/۳۴۳۱
۸	۸۱/۶۲۴۸	۱۸/۳۷۵۱
۹	۸۱/۶۵۲۸	۱۸/۳۴۷۱
۱۰	۸۱/۶۹۳۸	۱۸/۳۰۶۱

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج نشان می‌دهند که درکوتاه‌مدت بیشترین سهم نوسانات را قیمت گوشت مرغ با حدود ۸۲٪ و بعداز آن نوسانات ناشی از قیمت با حدود ۱۷٪ دارند. در میان‌مدت این میزان سهم به حدود ۸۱٪ توسط قیمت گوشت

و۱۸/۴۴٪ نوسانات قیمت، می‌رسد. همچنین در بلندمدت نتایج نشان می‌دهند که حدود ۸۱/۶۹٪ از نوسانات قیمت محصولات کشاورزی توسط شوک قیمت گوشت و ۱۸/۳۰٪ توسط نوسانات قیمت، توضیح داده می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج بدست آمده از این تحقیق به صورت خلاصه به شرح زیر است :

به منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر استفاده شد و نتایج نشان داد که متغیر در حالت سطح ایستا نبوده و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا گردید. پس از بررسی ایستایی متغیرها، اقدام به برآورد متغیر نااطمینانی تورمی با استفاده از مدل GARCH شد. متغیر مربوطه بارعایت شروط لازم و کافی، با استفاده از فرآیند گارچ و روش باکس جنکینز در حالت GARCH (۱و۰) برآورد گردید. پس از برآورد متغیر نوسانات قیمتی، ایستایی متغیر در سطح بررسی و تصدیق شد. سپس الگوی مورد نظر بوسیله‌ی روش VAR برآورد گردید. نتایج بدست آمده از خود الگوی VAR تفسیر نمی‌شوند بلکه از آن برای بررسی همگرایی و یا پویایی الگو استفاده می‌شود. نتایج آزمون همگرایی نشان دهنده‌ی رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مدل در سطح یک می باشد. یافته های مطالعه حاضراز روش تجزیه واریانس نشان داد که متغیر نوسانات ناشی از قیمت گوشت مرغ به صورت نسبتاً پایدار سهم ۱۸٪ در افزایش قیمت گوشت دارا می باشد و این در حالی است که خود متغیر قیمت از سهم ۸۱٪ در تمام دوره ها برخوردار بوده است. همچنین نتایج حاصل از توابع عکس العمل آنی نشان دادند که شوک وارده از طرف قیمت گوشت مرغ به قیمت ،خود باعث افزایش چشمگیر قیمت گوشت مرغ می شود اما موجب کاهش نوسانات قیمتی می شود. با توجه به نتایج بدست آمده، پیشنهادات زیر ارائه می شوند:

- با توجه اهمیت گوشت مرغ به عنوان ماده غذایی به علت اینکه بیشتر شوکهای قیمتی ناشی از تغییرات شدید قیمتی کاهش عرضه مواد اولیه از جمله کنجاله و دان مرغ می باشد، می توان با ساز کار ذخیره سازی و عرضه در مواقع کمبود به بازار از ایجاد شوک های قیمتی ناشی از افزایش قیمت نهاده در بازار خرده فروشی گوشت مرغ جلوگیری کرد.
- با توجه اثر شوک های قیمتی گوشت مرغ به نوسانات قیمت در آینده می توان با سازکاری مشخص برای شرکت پشتیبانی گوشت مرغ با ذخیره سازی و خرید با قیمت متعادل از تولید کنندگان از بوجود آمدن نوسانات شدید قیمتی مثبت و منفی جلوگیری نمود.

منابع و مأخذ:

۱. ابریشمی، حمید. و مهرآرا، محسن.،(۱۳۸۸)، «اقتصادسنجی کاربردی: رویکردهای نوین»، انتشارات دانشگاه تهران.

۲. ابونوری،اسماعیل.، خانعلی پور، اسماعیل.، عباسی، جلال.، (۱۳۸۸)، «اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH» ، *فصلنامه پژوهش نامه بازرگانی*، (۵۰)،۱۲۰-۱۰۱.

۳. پیرایی، خسرو و دادور، بهاره،(۱۳۹۰)،« تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر نااطمینانی»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی* ، سال یازدهم، (اول).

۴. حاجیان، محمدهادی.،خلیلیان، صادق.، سام دلیری، احمد.، (۱۳۸۶)،« تأثیر سیاست های پولی و مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی ایران»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، سال هفتم، (چهارم)، ۴۷-۲۷.

۵. حیدری، حسن.، پروین، سهیلا.، شاکری، عباس.، فیضی ینگجه، سلیمان.، (۱۳۸۹)،« اثر نااطمینانی رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران (مشاهداتی بر پایه مدلهای GARCH)»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، سال چهاردهم، (۴۳).

۶. زوار،نیکو. دوراندیش،آرش،(۱۳۹۲)، «بررسی عوامل موثر بر نوسانات قیمت گوشت مرغ در ایران توسط روش شبکه عصبی و مدل GARCH» ،اولین همایش کابرد سیستم های هوشمند در علوم و صنایع، قوچان.

۷. سلامی،حبیب اله.، جهانگرد،حلیمه.، (۱۳۸۸)، «الگوهای سری زمانی برای پیش بینی مصرف سیب و پرتقال در ایران»، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال هفدهم،(۶۷).

۸. شرکت پشتیبانی اموردام و طیور(۱۳۹۲)، *آمارنامه ماهانه قیمت*.

۹. صباغ کرمانی،مجید.، شقاقی شهری، وحید.، (۱۳۸۴)، «عوامل موثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خودرگرسیون برداری)»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، سال پنجم، (۱۶)، ۷۶-۳۷.

۱۰. صدیقی، اچ.آر، لاولر، کی.ا، (۲۰۰۰)، «اقتصادسنجی رهیافت کاربردی، ترجمه: شمس اله.، شیرین بخش، انتشارات آوای نور»، ۱۳۸۶.

۱۱. عباسی نژاد، حسین.، شفیعی، افسانه.، (۱۳۸۴)، «آیا در اقتصاد ایران پول واقعاً خنثی است» ، *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۶۸)، ۱۵۴-۱۱۵.

۱۲. قهرمان زاده، محمد.، سلامی، حسین.، (۱۳۸۷)، «الگوی پیشبینی قیمت گوشت مرغ در ایران، مطالعه موردی استان تهران»، مجله علوم کشاورزی ایران،(۳۹)،۱-۱۷.

۱۳. قهرمان زاده، محمد. عارف عشقی،طراوت.(۱۳۹۲)، «الگوی الگوسازی نوسانات نامتقارن قیمت ها در بازار گوشت مرغ استان تهران»، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی،(۲۷)،۱۴۳-۱۳۷.

۱۴. گجراتی، دامور.، (۱۹۹۵)، «مبانی اقتصادسنجی»، ح.، ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۵.

۱۵. محمدی، تیمور.، طالبلو،رضا.،(۱۳۸۹)، «پوياييهای تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH»، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، سال دهم، (اول)، ۱۷۰-۱۳۷.

۱۶. مقدسی، رضا.، باغستانی، علی اکبر.، (۱۳۸۹)«، مطالعه رابطه میان تورم و تغییر پذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی در ایران»، *مجله ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد ۲، (۲).

۱۷. نقدی، یزدان، (۱۳۸۷)، «بررسی میزان اثرات ضدتورمی افزایش تولید در بخش های مختلف صنعت، خدمات، و کشاورزی»، *فصلنامه مدیریت*، سال پنجم، (۱۱).

18. Prakash.A (2011), «Safeguarding food security in volatile global market.»
19. Rezitis.A & Stavropoulos. K (2010), «Modeling beef supply & price volatility under cap reformsFood Policy», 35:163-174.

20. Huchet, bourdon, M. (2011) «Agriculturral commodity price volatility, OECD food, agriculture ficheries» working papers, (52), 1-52.
ditional Heteroskedasticity (GARCH), food security.