اقتصادکشاورزی و توسعه، سال نوزدهم، شماره ۷۵، پاییز ۱۳۹۰

تحلیل رفتار قیمت جوجه یکروزه گوشتی در ایران

مرتضی تهامی‌پور*

تاریخ دریافت: ۸۹/۸/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱/۱۷

چکیده

یکی از نهاده‌های مهم در تولید گوشت مرغ، جوجه یکروزه است. نوسانات قیمت جوجه یکروزه گوشتی در بازار همواره نقش مؤثری در عدم تعادل عرضه و تقاضای گوشت مرغ داشته و بر این اساس قیمت جوجه یکروزه به عنوان یکی از منابع ریسک تولید کنندگان مرغ کشور مطرح بوده است. بر همین اساس مطالعه حاضر با هدف ارائه الگویی مناسب برای پیش‌بینی قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه در ایران انجام شده است. به این منظور مدل تصحیح خطا(ECM) و همچنین الگوی خودتوضیح میانگین متحرک انباشته(ARIMA) برای پیش‌بینی قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج مطالعه نشان داد که قیمت جوجه گوشتی یکروزه دارای نوسانات زیادی بوده و این نوسانات عمدتاً همراه با نوسانات قیمت گوشت مرغ بوده است. نتایج آزمون علیت و

* دانشجوی دوره دکترای اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران
e-mail:mortezatahamipour@yahoo.com

آزمون همجمعی نیز این نتیجه را تأیید می‌کنند و نشان می‌دهند که یک رابطه بلندمدت بین قیمت جوجه یکروزه و قیمت گوشت مرغ وجود دارد و جهت علیت از قیمت گوشت مرغ به قیمت جوجه یکروزه است. همچنین نتایج مدل ECM نشان می‌دهد ۵۸ درصد از شوکی که به قیمت جوجه یکروزه از ناحیه قیمت گوشت مرغ وارد می‌شود، در هر فصل تعدیل می‌گردد. خطای پیش‌بینی الگوی ARIMA کمتر از مدلECM است ولی مقایسه خطاها و نتایج پیش‌بینی نشان می‌دهد که هر دو الگو جهت پیش‌بینی قیمت جوجه یکروزه در آینده مناسب هستند.

طبقه‌بندی JEl: C53

کلیدواژه‌ها:

جوجه یکروزه گوشتی، پیش‌بینی قیمت، مدل تصحیح خطای برداری، الگوی ARIMA، ایران

مقدمه

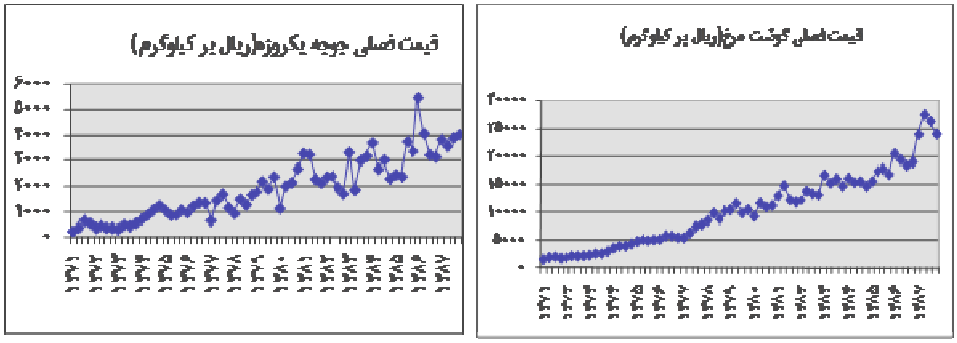
پیش‌بینی آینده قیمتها به عنوان یکی از متغیرهای مهم اقتصادی، می‌تواند بنگاههای اقتصادی را در ارزیابی اثربخشی تصمیمات یاری رساند. در بخش کشاورزی همواره نااطمینانی در قیمت محصولات و نهاده‌ها وجود داشته و در واقع به‌دلیل اینکه کشاورزان توانایی کنترل شرایط آب و هوایی، سازمان بازار و محیط نهادی را که در آن تولید می‌کنند ندارند، معمولاً با ریسک تولید و قیمت مواجهند (Dillon & Hardakcr, 1993). این خصوصیات باعث شده است که بخش کشاورزی نسبت به سایر بخشهای اقتصادی با ریسک و عدم اطمینان بیشتری مواجه باشد (Goodwrh & Smith, 1995). تولید در بخش کشاورزی با شوکهای تصادفی و غیرقابل پیش‌بینی ناشی از شرایط آب و هوایی، آفات و سایر بلایای طبیعی همچون آتش‌سوزی روبه‌روست. این عاملها باعث ایجاد نوسانات زیاد در عملکرد

محصولات کشاورزی می‌شوند. از سوی دیگر، وجود وقفه بین تصمیم به تولید و عرضه محصول و ماهیت تصادفی بودن عرضه محصولات کشاورزی همراه با کشش‌ناپذیری تقاضا برای اکثر محصولات کشاورزی، باعث ایجاد نوسانات زیاد در قیمت محصولات می‌شود و لذا پیش‌بینی قیمتها در آینده می‌تواند از جمله عناصر کلیدی در تصمیم‌گیری‌های تولیدکنندگان باشد.

صنعت تولید جوجه گوشتی یکروزه همراه با گسترش صنعت تولید گوشت مرغ در کشور رشد زیادی در طول سالهای اخیر داشته و درصد بالایی از سرمایه‌گذاری و اشتغال در بخش کشاورزی را به خود اختصاص داده است. صنعت تولید گوشت مرغ و تولید جوجه یکروزه گوشتی در طول زمان شاهد تحولات زیادی بوده و این تحولات (که از مهمترین آنها اعمال سیاست آزادسازی در صنعت مرغ در سال ۱۳۷۷ و سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ و تعیین قیمت سقف و کف در سال ۱۳۸۱بوده است) باعث نوسانات قیمتی تولیدات این صنایع شده و مشکلات زیادی از جمله عدم تعادلهای شدید عرضه و تقاضا در بازار مرغ را در پی داشته است (قهرمانزاده و سلامی،۱۳۸۷). بنابراین پیش‌بینی قیمت جوجه گوشتی یکروزه که از نهاده‌های مهم تولید گوشت مرغ می‌باشد، بسیار مهم است و شناخت رفتار آینده قیمت آن می‌تواند به برنامه‌ریزان این صنعت کمک زیادی کند.

پیش‌بینی قیمت جوجه گوشتی این امکان را برای سیاستگذاران این بخش و همچنین برنامه‌ریزان صنعت تولید گوشت مرغ فراهم می‌کند تا قدرت براورد تقاضای آینده را داشته باشند و تصمیمات مناسبی در این زمینه اتخاذ نمایند. بر این اساس ریسک تصمیم‌گیری در برنامه‌های حمایتی این صنعت که ممکن است توسط دولت اعمال شود، کاهش می‌یابد و باعث افزایش سودآوری خواهد شد.

نمودارهای زیر روند قیمت فصلی جوجه یکروزه گوشتی و گوشت مرغ را برای دوره ۱۳۸۷:۴-۱۳۷۱:۱ نشان می‌دهد.



نمودار ۱. روند قیمت فصلی جوجه یکروزه گوشتی و گوشت مرغ در ایران طی ۱۳۸۷:٤-۱۳۷۱:۱

نمودار فوق نشان می‌دهد که قیمت گوشت مرغ در طول زمان رشد به مراتب بالاتری نسبت به قیمت جوجه یکروزه داشته ولی نوسانات قیمتی یا ریسک قیمت آنها در طول زمان تقریباً به یک اندازه بوده است. نتایج محاسبه ضریب تغییرات[1] به عنوان یکی از روشهای اندازه‌گیری‌ریسک قیمت (Ray & et al., 1998) نشان می‌دهد که این‌ضریب‌برای سری زمانی قیمتهای گوشت مرغ و جوجه یکروزه به ترتیب ۰/۶۲۶ و ۰/۶۲۵ است که این مقادیر نمایان می‌سازد نوسانات قیمتی جوجه یکروزه تقریباً به اندازه نوسانات قیمت گوشت مرغ است.

همچنین بررسی روند داده‌های این دو متغیر نشان می‌دهد که جهت نوسانات قیمت جوجه گوشتی و گوشت مرغ همسوست که این مسئله ناشی از آن است که جوجه یکروزه یکی از مهمترین نهاده‌های تولید گوشت مرغ است و نوسانات قیمتی آن می‌تواند روی نوسانات گوشت مرغ تأثیرگذار باشد. بنابراین، بررسی ارتباط دقیق و اندازه‌گیری کمی آثار بین این دو متغیر برای متولیان این بخش اهمیت دارد که در این مطالعه به آن پرداخته شده است.

در زمینه بررسی تحولات آینده قیمت محصولات کشاورزی و پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل قیمت محصولات دامی از جمله طیور، مطالعات زیادی در داخل و خارج کشور

1. Coefficient of Variation

صورت گرفته است. برند و بسلر (Brandt Bessler, 1981) با هدف مقایسه قدرت پیش‌بینی روشهای انفرادی و ترکیبی، قیمت سرمزرعه خوک پرواری در آمریکا را براساس داده‌های فصلی دوره ۱۹۶۱-۷۵ و با استفاده از روشهای مختلف پیش‌بینی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که روش ARIMA در مقایسه با سایر روشهای انفرادی یا تک‌متغیره دارای کمترین خطاست. کهزادی و همکارانش (Kohzad & et al., 1995) قیمت سلف ذرت را با استفاده از روشهای شبکه عصبی و فرایند ARIMA پیش‌بینی کردند و نتیجه گرفتند که خطای مدل شبکه عصبی بین ۱۸ تا ۴۰ درصد کمتر از فرایند ARIMA است. پارتوگال (Partugal, 1995) در مطالعه‌ای پیش‌بینی تولید ناخالص بخش صنعت در برزیل را با استفاده از روشهای شبکه عصبی و ARIMA مورد مقایسه قرار داد. این محقق در مطالعه خود از داده‌های ماهانه دوره ژانویه ۱۹۸۱ تا دسامبر ۱۹۹۲ استفاده نمود و در نهایت داده‌های هفت ماه بعد را پیش‌بینی کرد. نتایج مطالعه نشان داد که فرایند ARIMA عملکرد بهتری در مقایسه با مدل شبکه عصبی دارد.

از جمله مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه قهرمانزاده و سلامی (۱۳۸۷) اشاره کرد که قیمت گوشت مرغ را در استان تهران پیش‌بینی کرده و الگوی مناسب پیش‌بینی در این زمینه را تدوین نموده‌اند. به این منظور از تکنیکهای سری زمانی در قالب الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای(PAR)، پایه رگرسیونی بر پایه آزمونهای ریشه واحد فصلی و باکس- جنکینز (SARIMA) استفاده شده است. نتایج نشان داد که قیمت گوشت مرغ دارای تغییرات دوره‌ای منظم نبوده و نمی‌توان از مدل PAR جهت پیش‌بینی قیمتها استفاده کرد؛ ولی نتایج آزمون ریشه واحد فصلی بیانگر آن است که قیمت ماهانه گوشت مرغ از فرایند تصادفی نا ایستای فصلی تبعیت کرده و بر این اساس به‌کارگیری مدل پایه رگرسیونی برای تدوین الگوی پیش‌بینی مناسب است. همچنین عباسیان و کرباسی(۱۳۸۲) میزان تولید و قیمت عمده فروشی تخم مرغ را پیش‌بینی کردند. این محققان در مطالعه خود از قیمتهای فصلی بهار ۱۳۷۳ تا زمستان ۱۳۸۱ و همچنین داده‌های سالانه تولید این محصول برای دوره زمانی ۱۳۶۹-۸۲ جهت پیش‌بینی با استفاده از روشهای رگرسیونی و غیررگرسیونی استفاده کردند. نتایج نشان داد که

مدل تعدیل نمایی دارای کمترین خطا در مقایسه با سایر روشهای پیش‌بینی است. گیلانپور و کهزادی(۱۳۸۶) قیمت فوب برنج تایلندی را با استفاده از فرایند ARIMA، براساس داده‌های ماهانه دوره ژانویه ۱۹۷۵ تا دسامبر ۱۹۸۹ پیش‌بینی کردند و نشان دادند که قیمت برنج در بازار بین المللی ایستا نیست و وقوع هر تکانه در بازار، آثار بلندمدتی به دنبال دارد.

مجاوریان و امجدی(۱۳۷۸) قیمت مرکبات را با استفاده از سه روش ARIMA بدون ملاحظات فصلی، ARIMA با درنظر گرفتن آثار فصلی و تابع مثلثاتی سینوسی پیش‌بینی کردند و نشان دادند که توابع مثلثاتی نسبت به روشهای سری زمانی کارایی بیشتری در پیش‌بینی خارج از نمونه دارند. عبدالهی عزت آبادی(۱۳۸۱) با استفاده از مدلهای میانگین ساده، میانگین متحرک، تعدیل نمایی یگانه و دوگانه، ARIMA، هارمونیک و ARCH، قیمت اسمی و واقعی پسته را پیش‌بینی نمود. در این مطالعه الگوی ARCH در مقایسه با سایر الگوها کمترین خطای پیش‌بینی را داشت. از جمله مطالعات دیگر در زمینه پیش‌بینی قیمتها در بخش کشاورزی می‌توان به مطالعه کشاورز حداد (۱۳۸۵) در پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در استان تهران با استفاده از الگوی خود توضیح میانگین متحرک (ARMA) اشاره کرد.

بنابراین با توجه به اهمیت قیمت جوجه یکروزه گوشتی در هزینه تولید مرغ گوشتی و با توجه به اینکه در مطالعات انجام شده به پیش‌بینی این نهاده کمتر توجه شده است، در این مطالعه به پیش‌بینی قیمت آن پرداخته می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

روش تحقیق

برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی روشهای مختلفی وجود دارد که یکی از مرسومترین آنها، تکنیکهای سری زمانی است (Clemenfs & Hendry, 2004). در یک تقسیم‌بندی کلی می‌توان تکنیکهای سری زمانی برای پیش‌بینی را به دو دسته مدلهای تک متغیره[1] و مدلهای

1. Univariate Model

چندمتغیره[1] تقسیم کرد. در مدلهای تک متغیره با استفاده از رفتار گذشته سری زمانی و اطلاعات درون آن، آینده متغیر پیش‌بینی می‌شود ولی در الگوی چندمتغیره، اطلاعات خود متغیر کافی نیست و برای پیش‌بینی و سیاستگذاری، متغیرهای اثرگذار دیگر نیز وارد الگو می‌شود. از جمله مدلهای تک متغیره می‌توان به الگوی میانگین متحرک(MA)، الگوی خودتوضیح (AR)، الگوی خودتوضیح میانگین متحرک(ARMA) اشاره کرد و از جمله مدلهای چندمتغیره می‌توان الگوی خودتوضیح برداری (VAR)، الگوی تصحیح خطا(ECM) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) را نام برد.

برای مدلسازی سری زمانی با استفاده از تکنیکهای سری زمانی و سپس پیش‌بینی مقادیر آینده آن، ابتدا ایستایی سری زمانی با استفاده از روشهای متعارف مانند آماره دیکی فولر مورد بررسی قرار می‌گیرد. اگر سریها ایستا بودند، علیت بین سری زمانی موردنظر با متغیرهای اثرگذار بر آن از طریق آزمونهای مربوطه مانند آزمون علیت انگل-گرنجر بررسی می‌شود. در صورت نبود روابط علّی بین متغیرها، الگوهای پیش‌بینی تک متغیره مانند خودتوضیح میانگین متحرک(ARMA) مورد استفاده قرار می‌گیرد، ولی اگر متغیرها ارتباط علّی یکطرفه نشان دهند، از مدلهای انتقال[2] مانند مدلهای تقاضای کلاسیک استفاده می‌شود و اگر متغیرها ارتباط علّی دوطرفه نشان دهند، با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری (VAR) پیش‌بینی انجام می‌گردد. چنانچه بعد از آزمون ایستایی مشخص شود که سریهای زمانی ایستا نبوده و از مرتبه یک انباشته[3] هستند(I(1) هستند)، آنگاه با آزمون همجمعی[4] با استفاده از روشهای متعارف مانند آماره یوهانسون[5]، ارتباط بلندمدت بین آنها مورد بررسی قرار می‌گیرد. چنانچه سریها همجمع نباشند، باید علیت بین آنها بررسی شود و مسیر گفته شده قبلی طی گردد. اما اگر متغیرها همجمع باشند، آنگاه می‌توان با استفاده از الگوی تصحیح خطا(ECM)، سری زمانی

1. Multivariate Model
2. Transfer Model
3. Integrate
4. Co-Integration
5. Johanson

موردنظر را مدلسازی و پیش‌بینی کرد. اگر متغیرها همجمع باشند ولی ارتباط علی دوطرفه بین آنها وجود دارد، آنگاه الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) مناسبترین الگو برای پیش‌بینی آنها خواهد بود (Fomby, 1998).

بنابراین با توجه به شیوه مدلسازی فوق، برای پیش‌بینی قیمت جوجه یکروزه گوشتی مدل تصحیح خطا(ECM) به عنوان مناسبترین الگو انتخاب شد و همچنین الگوی خودتوضیح میانگین متحرک انباشته(ARIMA) نیز مقایسه با الگوی تصحیح خطا برای پیش‌بینی قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه مورد استفاده قرار گرفت که در ادامه به توضیح الگوهای نامبرده و آزمونهای اشاره شده پرداخته می‌شود.

الگوی ECM

این الگو زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد که متغیرها ایستا نبوده و بین آنها علیت دو طرفه وجود نداشته باشد و در عین حال وجود رابطه بلندمدت بین آنها تأیید شده باشد. این الگو قادر است آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت یک متغیر بر متغیر دیگر را نشان دهد و یکی از الگوهای مهم در پیش‌بینی سریهای زمانی به حساب می‌آید. در مطالعه حاضر این الگو به صورت زیر درنظر گرفته شد:

$$\Delta PCH_t = \gamma_1 + \gamma_2 \Delta PHE_t + \gamma_3 Z_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$Z_t = PCH_t - \pi PHE_t \quad (۲)$$

که در این رابطه ΔPCH تفاضل مرتبه اول قیمت جوجه یکروزه، ΔPHE تفاضل مرتبه اول قیمت گوشت مرغ و Z وقفه اول باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون قیمت جوجه یکروزه روی قیمت گوشت مرغ است. گفتنی است که جوجه یکروزه گوشتی به عنوان یکی از نهاده‌های مورد استفاده در تولید گوشت مرغ مطرح است و لذا نهاده‌های مکمل و رقیب در فرایند تولید مانند قیمت انواع ترکیبات دان(مانند ذرت، سویا و پودر ماهی) و سوخت و همچنین نوسانات قیمت محصول در روی آن اثر می‌گذارد ولی بررسی آزمونهای علیت فقط

رابطه معنی‌دار بین جوجه یکروزه و گوشت مرغ را نشان داد که براساس آن الگوسازی صورت گرفت.

قابل ذکر است که این الگو را می‌توان به دو صورت براورد کرد؛ در روش اول که روش دو مرحله‌ای است با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی(OLS) ابتدا رابطه ۲ براورد می‌شود و سپس در رابطه ۱ جایگذاری شده و رابطه ۱ براورد می‌شود و در روش دوم که روش تک‌مرحله است، با استفاده از روش حداکثر درستنمایی(MLE) به‌صورت غیرخطی یک الگو براورد می‌شود که در آن الگو رابطه ۲ در ۱ قرار می‌گیرد. در این مطالعه از روش دو مرحله‌ای استفاده شد.

الگوی ARIMA

اگر متغیری به وسیله مقادیر p دوره از گذشته خود و شوکهای وارد بر آن در زمان جاری تا q دوره قبل توضیح داده شود، از یک فرایند ARMA(p,q) تبعیت می‌کند که شکل عمومی آن به صورت زیر است:

$$Y_t = \mu + \beta_1 Y_{t-1} + ... + \beta_p Y_{t-p} + \alpha_1 u_{t-1} + ... + \alpha_q u_{t-q} + u_t \qquad (۳)$$

که در آن p مرتبهٔ جمله وقفه خود متغیر و q مرتبه جمله اخلال و u_t جمله باقیمانده تصادفی می‌باشد. این الگو بر این فرض استوار است که سری زمانی متغیر مورد مطالعه ایستاست. اگر سری زمانی پس از d مرتبه تفاضل‌گیری، ساکن شود و سپس توسط فرایند ARMA(p,q) الگوسازی گردد، در این صورت سری زمانی از یک فرایند ARIMA(p,d,q) تبعیت می‌کند که در آن d نمایانگر درجهٔ انباشتگی می‌باشد. معمولاً براورد الگوی ARIMA با استفاده از روش باکس – جنکینز[1] دارای سه مرحله تشخیص[2]، تخمین[3]و کنترل تشخیصی[4] است. در

1. Box-Jenkins
2. Identification
3. Estimation
4. Control Diagnostic

مرحله تشخیص، ایستایی سری زمانی و طول وقفه اولیه مشخص می‌گردد و سپس الگو تخمین زده می‌شود و در مرحله کنترل تشخیصی وقفه بهینه مشخص و مدل نهایی انتخاب می‌گردد و باقیمانده‌های مدل از جهت تصادفی بودن مورد آزمون قرار می‌گیرند. استفاده از روش ARIMA برای‌پیش‌بینی‌متغیرهای اقتصادی سابقه طولانی دارد که از جمله مطالعات انجام شده در این‌زمینه‌می‌توان‌به‌مجاوریان‌و امجدی(۱۳۷۸)وگیلانپور و کهزادی(۱۳۸۱)و ازجمله‌مطالعات خارجی می‌توان به اینگو (Ingco, 1983)، میر و یانگیدا (Myer and Yanagida, 1984) و شانوی و تالپاز (Shunway and Talpaz, 1980) اشاره کرد.

برای آزمون ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و برای تعیین تعداد وقفه بهینه در مدل ECM و مدل ARIMA از معیارهای آکائیک و شوارتز- بیزین استفاده گردید. آزمون تعیین علیت بین متغیرها با استفاده از آزمون علیت انگل – گرنجر و الگوی خودتوضیح برداری VAR صورت گرفت و مرتبه همجمعی بین متغیرها با استفاده از آزمون یوهانسون بررسی شد.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل سری زمانی قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه و سری زمانی قیمت فصلی گوشت مرغ برای کل کشور طی دوره ۱۳۷۱:۱-۱۳۸۷:۴ می‌باشد که از گزارشهای قیمت شرکت پشتیبانی امور دام وزارت جهاد کشاورزی گرفته شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتایج و بحث

با توجه به مباحث مطرح شده ابتدا نتایج ایستایی متغیرها بیان می‌گردد. جدول ۱ وضعیت ایستای سطح و تفاضل اول سریهای زمانی را در سطح معنیداری ۵ درصد نشان می‌دهد.

جدول ۱. وضعیت ایستایی سریهای زمانی در سطح معنیداری ۵ درصد

متغیر		درجهٔ انباشتگی	آمارهٔدیکی فولر	مقدار بحرانی
قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه(بدون درنظر گرفتن روند)	PCH	I(1)	-۱/۰۱	-۲/۹۰
قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه(با درنظر گرفتن روند)	PCH	I(0)	-۵/۳۳	-۳/۴۷
قیمت فصلی گوشت مرغ	PHE	I(1)	-۲/۵۳	-۳/۴۷
تفاضل اول قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه	D(PCH)	I(0)	-۶/۷۴	-۳/۴۸
تفاضل اول قیمت فصلی گوشت مرغ	D(PHE)	I(0)	-۸/۲۵	-۳/۴۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که جدول ۱ نشان می‌دهد، متغیرهای قیمت جوجه یکروزه و گوشت مرغ هر دو در سطح غیرایستا هستند با این تفاوت که متغیر قیمت جوجه یکروزه روند ایستا[1] است. همچنین آماره دیکی فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول هر دو متغیر ایستا می‌باشد.

سپس آزمون علیت انگل گرنجر بین قیمت جوجه یکروزه و قیمت گوشت مرغ صورت گرفت و در هر حالت فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه علّی یکطرفه بین دو متغیر مورد آزمون قرار گرفت که جدول ۲ نتایج آن را نشان می‌دهد.

1. Trend Stationary

جدول ۲. نتایج آزمون علیت بین متغیر قیمت جوجه یکروزه و قیمت گوشت مرغ

متغیر		فرضیه صفر	آماره F	سطح معنیداری
قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه	PCH	قیمت مرغ علت قیمت جوجه نیست	۸/۶۳	۰/۰۰۰۵
قیمت فصلی گوشت مرغ	PHE	قیمت جوجه علت قیمت مرغ نیست	۱/۸۴	۰/۱۶۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان داد که فرضیه صفر مبنی بر اینکه قیمت مرغ علت قیمت جوجه نیست در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد می‌شود و رابطه علیت از قیمت گوشت مرغ به قیمت جوجه یکروزه وجود دارد، ولی فرضیه صفر مبنی بر اینکه قیمت جوجه علت قیمت مرغ نیست حتی در سطح ۱۰ درصد نیز رد نمی‌شود و بنابراین بین قیمت گوشت مرغ و قیمت جوجه یکروزه علیت دو طرفه وجود ندارد.

از آنجا که در مدل خودتوضیح برداری (VAR) می‌توان علیت کوتاه‌مدت را نیز بین متغیرها بررسی کرد، این آزمون بین قیمت جوجه یکروزه و قیمت گوشت مرغ صورت گرفت که جدول ۳ نتایج آن را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون علیت کوتاه‌مدت بین متغیر قیمت جوجه یکروزه و قیمت گوشت مرغ

متغیر		فرضیه صفر	آماره X^2	سطح معنیداری
قیمت فصلی جوجه گوشتی یکروزه	PCH	قیمت مرغ علت قیمت جوجه نیست	۱۸/۶۷	۰/۰۰۰۱
قیمت فصلی گوشت مرغ	PHE	قیمت جوجه علت قیمت مرغ نیست	۳/۹۸	۰/۱۳۶۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون علیت با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری نیز نشان می‌دهد که علیت یکطرفه از قیمت گوشت مرغ به قیمت جوجه یکروزه وجود دارد، یعنی قیمت گوشت مرغ تعیین کننده قیمت جوجه یکروزه است.

برای تعیین مرتبه همجمعی بین متغیرها از آزمون یوهانسون استفاده و مقادیر آماره‌های $\lambda_{\max}$ و λ_{trace} در این آزمون محاسبه شد و فرضیه صفر برای بررسی وجود روابط بلندمدت مورد آزمون قرار گرفت (جدول ۴).

جدول ٤. مقادیر آماره‌های $\lambda_{\max}$ و λ_{trace} آزمون یوهانسون برای تعیین مرتبه همجمعی بین متغیرها

فرضیه‌ها		آزمون اول		آزمون دوم	
H_0	H_1	آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	آماره $\lambda_{\max}$	مقدار بحرانی در سطح ۵٪
$r=0$	$r=1$	۲۶/۰۱	۲۰/۲۶	۱۶/۹۷	۱۵/۸۹
$r\leq 1$	$r=2$	۹/۰۳	۹/۱۶	۹/۰۴	۹/۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج مقادیر آماره‌های $\lambda_{\max}$ و λ_{trace} هر دو حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت بین قیمت جوجه گوشتی یکروزه و قیمت گوشت مرغ می‌باشند.

از آنجا که متغیرها در سطح ایستا نیستند و بین آنها علیت دوطرفه وجود ندارد و همچنین از مرتبه اول همجمع هستند، بنابراین نمی‌توان از الگوهای خودتوضیح برداری (VAR) و الگوی خودتصحیح برداری (VECM) استفاده کرد و لذا الگوی تصحیح خطا (ECM) مناسبترین الگو برای پیش‌بینی قیمت جوجه یکروزه می‌باشد.

برای براورد الگوی تصحیح خطا ابتدا قیمت جوجه گوشتی در سطح روی قیمت گوشت مرغ رگرس گردید و باقیمانده‌های حاصل از این رگرسیون به‌دست آمد، سپس ایستایی این باقیمانده‌ها که با عنوان Z در الگو نامگذاری شد، مورد بررسی قرار گرفت که نتایج نشان داد این متغیر در سطح ایستاست. در مرحله بعد تفاضل مرتبه اول قیمت جوجه گوشتی روی تفاضل مرتبه اول قیمت گوشت مرغ، وقفه اول باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون

اولیه و وقفه‌های مختلف تفاضل مرتبه اول قیمت جوجه یکروزه و قیمت گوشت مرغ رگرس گردید.

برای تعیین تعداد وقفه بهینه، الگو با وقفه‌های مختلف براورد گردید و با توجه به حداقل معیارهای آکاییک و شوارتز- بیزین و کمترین خطای پیش‌بینی درون نمونه‌ای الگو، طول بهینه وقفه برای قیمت جوجه گوشتی و قیمت گوشت مرغ انتخاب شد و الگوی نهایی براورد گردید. نتایج براورد الگوی تصحیح خطا برای قیمت جوجه گوشتی یکروزه در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج براورد الگوی ECM

متغیر		ضریب براورد شده	خطای معیار	آماره t	سطح معنیداری
عرض از مبدأ	C	۲۷/۷۵	۳۹/۲۸	۰/۷۰	۰/۴۸
تفاضل مرتبه اول قیمت گوشت مرغ	ΔPHE	۰/۲۴	۰/۰۳	۶/۴۳	۰/۰۰۰
وقفه اول باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون اولیه	$Z(-1)$	-۰/۵۸	۰/۱۲	-۴/۹۱	۰/۰۰۰
وقفه اول تفاضل مرتبه اول قیمت گوشت مرغ	$\Delta PHE(-1)$	-۰/۱۴	۰/۰۴	-۳/۱۹	۰/۰۰۲
جزء خود توضیح از مرتبه چهار	$AR(4)$	-۰/۳۸	۰/۱۴	-۲/۷۱	۰/۰۰۸
$\overline{R}^2 = ۰/۵۹$					
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: F-statistic=0.37 Probability=0.54					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که الگو شامل مقادیر خودتوضیح می‌باشد، برای بررسی خودهمبستگی نمی‌توان از آزمون دوربین- واتسن استفاده کرد و بدین منظور از آزمون LM استفاده شده است که نتایج نشان می‌دهد مشکلی از نظر خودهمبستگی وجود ندارد و مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۵۹ می‌باشد.

نتایج براورد الگو نشان می‌دهد که همه متغیرها به غیر از عرض از مبدأ در سطح ۱ درصد معنی دار هستند. ضریب وقفه اول باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون اولیه $Z(-1)$ منفی بوده و قدرمطلق آن کوچکتر از ۱ است و نشاندهنده رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت گوشت مرغ و قیمت جوجه یکروزه می‌باشد و نشان می‌دهد ۵۸ درصد از شوکی که بر قیمت جوجه یکروزه از ناحیه قیمت گوشت مرغ وارد می‌شود، در هر دوره تعدیل می‌شود. ضریب تفاضل مرتبه اول قیمت گوشت مرغ نشاندهنده اثر کوتاه‌مدت قیمت گوشت مرغ بر قیمت جوجه یکروزه است که این اثر مثبت و برابر ۰/۲۴ می‌باشد. ضریب وقفه اول تفاضل مرتبه اول قیمت گوشت مرغ منفی شده است و شاید ناشی از این باشد که افزایش قیمت گوشت مرغ در یک دوره قبل باعث کاهش تقاضا در بازار شده و کاهش تولید را در پی داشته است که این کاهش تولید می‌تواند اثر منفی روی قیمت جوجه یکروزه بگذارد؛ ولی اثر همزمان و بدون وقفه قیمت گوشت مرغ روی قیمت جوجه یکروزه مثبت است زیرا افزایش قیمت گوشت مرغ در همان زمان انگیزه‌های تولید را بالا می‌برد و افزایش تقاضا برای نهاده‌های تولید گوشت مرغ از جمله جوجه یکروزه را در پی دارد که در نتیجه قیمت جوجه یکروزه در همان زمان بالا خواهد رفت.

یکی دیگر از الگوهای مورد استفاده در این مطالعه برای پیش‌بینی قیمت جوجه یکروزه، الگوی خود توضیح میانگین متحرک(ARMA) است که با استفاده از رفتار گذشته یک متغیر آینده آن را ترسیم می‌کند. از آنجا که متغیر قیمت جوجه یکروزه از مرتبه یک ایستا می‌باشد، این الگو به صورت ARIMA براورد گردید. برای تعیین طول بهینه وقفه از معیارهای آکائیک و شوارتز- بیزین استفاده گردید و وقفه‌ای که این معیارها در آن حداقل بودند انتخاب گردید که در نهایت الگوی ARIMA(3,1,1) بهترین نتایج را نشان داد. جدول ۶ نتایج براورد این الگو را نشان می‌دهد.

جدول ٦. نتایج براورد الگوی ARIMA

متغیر		ضریب براورد شده	خطای معیار	آماره t	سطح معنیداری
عرض از مبدا	C	۵۷/۵۸	۳/۰۵	۱۸/۸۷	۰/۰۰
وقفه اول تفاضل مرتبه اول قیمت جوجه گوشتی	$AR(1)$	۰/۲۱	۰/۱۳	۱/۶۳	۰/۱۰
وقفه دوم تفاضل مرتبه اول قیمت جوجه گوشتی	$AR(2)$	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۷۱	۰/۴۷
وقفه سوم تفاضل مرتبه اول قیمت جوجه گوشتی	$AR(3)$	-۰/۲۸	۰/۱۳	-۲/۰۹	۰/۰۴
وقفه اول جمله اخلال	$MA(1)$	-۰/۹۷	۰/۰۲	-۴۰/۳۶	۰/۰۰
$\overline{R}^2 = ۰/۴۰$					
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: F-statistic=0.23 Probability=0.62					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان داد که الگو با سه وقفه برای جزء خود توضیح و یک وقفه برای جزء میانگین متحرک بهترین الگو با کمترین خطای پیش‌بینی است. در ضمن باقیمانده‌های الگوی فوق مورد بررسی قرار گرفت و نتایج نشان داد که باقیمانده‌های الگو نوفه سفید[1] هستند. همچنین الگو از نظر خودهمبستگی مشکلی نداشته و ضریب تعیین تعدیل شده رگرسیون ۰/۴۰ می‌باشد.

مقایسه الگوهای ARIMA و ECM

یکی از معیارهای تعیین وقفه بهینه و انتخاب الگوی برتر در این مطالعه، همان‌طور که اشاره شد، توجه به خطای پیش‌بینی بوده که نتایج نشان داد هر دو مدل ECM و ARIMA

1. White Noise

خطای پیش‌بینی نسبتاً پایینی دارند و از بین این دو مدل، همان‌طور که در جدول ۷ نشان داده شده است، مدل ARIMA خطای کمتری در پیش‌بینی دارد.

جدول ۷. مقایسه صحت پیش‌بینی مدلهای ECM و ARIMA

نوع خطای پیش‌بینی		خطای پیش‌بینی الگوی ARIMA	خطای پیش‌بینی الگوی ECM
ریشه میانگین مربع خطا	*RMSE*	۲۵۹/۴۱	۳۱۵/۱۰
میانگین مطلق خطا	*MAE*	۲۱۰/۵۴	۲۶۲/۹۳
میانگین مطلق درصد خطا	*MAPE*	٪۵/۶۵	٪۷/۴۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین برای اینکه قدرت این مدلها و درستی نتایج آنها در پیش‌بینی مورد آزمون قرار گیرد، چهار فصل سال ۱۳۸۷ که داده‌های واقعی آن موجود است، با هرکدام از این مدلها پیش‌بینی گردید و نتایج با داده‌های واقعی مقایسه شد. جدول ۸ نتایج این مقایسه را نشان می‌دهد.

جدول ۸. مقایسه داده‌های پیش‌بینی شده توسط مدل ECM و مدلARIMA با داده‌های واقعی

شرح	مقادیر حقیقی سال ۱۳۸۷	پیش‌بینی سال ۱۳۸۷ مدل ECM	پیش‌بینی سال ۱۳۸۷ مدل ARIMA
فصل اول	۳۸۲۵	۳۹۶۴	۳۳۵۶
فصل دوم	۳۵۷۷	۴۰۹۸	۳۸۰۱
فصل سوم	۳۸۹۰	۳۷۸۷	۳۹۰۴
فصل چهارم	۴۰۲۹	۳۹۰۰	۳۸۰۰
میانگین سال	۳۸۳۰	۳۹۳۷	۳۷۱۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول فوق نشان می‌دهد که پیش‌بینی هر دو مدل به خوبی داده واقعی را تعقیب می‌کند و اختلاف ناچیزی دارد به نحوی که میانگین مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل ECM و مدلARIMA به ترتیب به اندازه ۱۰۷ و ۱۱۵ ریال از میانگین داده واقعی اختلاف دارد.

همچنین جدول ۹ داده‌های پیش‌بینی شده سال ۱۳۸۸ توسط الگوی ARIMA را با داده‌های واقعی سال۱۳۸۷ مورد مقایسه قرار داده است و نتایج نشان می‌دهد که قیمت جوجه یکروزه در سال ۱۳۸۸ افزایش ناچیزی نسبت به سال قبل خواهد داشت با این تفاوت که میزان کاهش قیمت در تابستان نسبت به سال قبل کمتر خواهد بود.

جدول ۹. مقایسه داده‌های پیش‌بینی شده سال ۱۳۸۸ توسط الگوی ARIMA با داده‌های واقعی سال۱۳۸۷

شرح	مقادیر حقیقی سال ۱۳۸۷	پیش‌بینی سال ۱۳۸۸
فصل اول	۳۸۲۵	۳۹۲۹
فصل دوم	۳۵۷۷	۳۹۱۲
فصل سوم	۳۸۹۰	۴۰۱۰
فصل چهارم	۴۰۲۹	۴۰۴۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت که هر دو مدل برای پیش‌بینی قیمت جوجه یکروزه گوشتی مناسب هستند. مدل ARIMA فقط با استفاده از رفتار گذشته خودِ داده‌های جوجه یکروزه پیش‌بینی را انجام می‌دهد و مدل ECM در پیش‌بینی رفتار آینده قیمت جوجه یکروزه گوشتی به رفتار داده‌های قیمت گوشت مرغ نیز توجه دارد و براساس این ارتباط، رفتار آینده را پیش‌بینی می‌کند که البته مقداری خطای پیش‌بینی آن بالاتر از مدل قبلی است، ولی الگوی آن ضریب تعیین بالاتری نسبت به الگوی ARIMA دارد. بنابراین هر دو الگو برای

پیش‌بینی قیمت جوجه گوشتی یکروزه مناسب هستند و نتایجی که این مدلها از رفتار آینده جوجه یکروزه می‌دهند حداقل با ۹۲ درصد اطمینان قابل قبول است.

با توجه به نتایج مطالعه و براساس مطالعات انجام شده در زمینه موضوع مقاله، پیشنهاد می‌شود کارشناسان مربوطه در وزارت جهاد کشاورزی و متولیان تنظیم بازار عرضه و تقاضای گوشت مرغ، از طریق روشهای پیش‌بینی معرفی شده در این مقاله، نوسانات قیمت جوجه یکروزه را مورد بررسی قرار دهند و از این طریق به کاهش ریسک قیمتی تولیدکنندگان گوشت مرغ کمک نمایند.

همچنین از آنجا که پیش‌بینی دقیق قیمت جوجه یکروزه می‌تواند در تخمین تقاضای آینده آن مؤثر باشد، لذا این موضوع به سیاستگذاران و برنامه ریزان کمک خواهد کرد تا سطح حمایت از مرغداران را در این زمینه مشخص نمایند، ضمن اینکه دولت می‌تواند با استفاده از نتایج حاصل از مطالعات پیش‌بینی، اقدامات پیشگیرانه جهت ایجاد و حفظ تعادل در بازار محصولات را از طریق واردات یا اعطای مجوز صادرات انجام دهد.

در نهایت توصیه می‌شود بنگاه‌های اقتصادی که در زمینه تولید و عرضه جوجه گوشتی فعالیت دارند، از طریق استخدام و آموزش کارشناسان مجرب، تکنیکهای پیش‌بینی را در براورد روند قیمتها در آینده به کار گیرند تا باعث افزایش اثربخشی تصمیمات و افزایش سود اقتصادی آنها شوند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. قهرمانزاده، م. و ح. سلامی (۱۳۸۷)، الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران، مطالعه موردی استان تهران، مجله *علوم کشاورزی ایران*، دوره ۲-۳۹، شماره ۱.

۲. کشاورز حداد، غ. (۱۳۸۵)، تحلیل آثار تقویمی نوسانات قیمتی برخی محصولات اساسی، مطالعه موردی داده‌های فصلی قیمتهای تخم مرغ، گوشت قرمز و گوشت مرغ، مجله *تحقیقات اقتصادی ایران*، ۷۳: ۲۹۵-۳۲۸.

۳. گیلانپور. ا. و ن. کهزادی(۱۳۷۶)، پیش‌بینی قیمت برنج در بازارهای بین‌المللی با استفاده از الگوی خودتوضیح میانگین‌متحرک، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۸: ۱۸۹-۲۰۰.

۴. مجاوریان، م. و ا. امجدی(۱۳۷۸)، مقایسه روش‌های معمول با تابع مثلثاتی در قدرت پیش‌بینی سری زمانی قیمت محصولات کشاورزی همراه با آثار فصلی: مطالعه موردی مرکبات، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۵: ۴۳-۶۲.

۵. نوفرستی، م.(۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

۶. عباسیان، م. و ع. کرباسی(۱۳۸۲)، کاربرد روشهای کمی در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی، مطالعه موردی تولید و قیمت عمده فروشی تخم‌مرغ، مجموعه مقالات چهارمین کنفرانس دوسالانه انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.

۷. عبدالهی عزت آبادی، م. (۱۳۸۱)، مطالعه نوسانات درآمدی پسته‌کاران ایران: به سوی سیستمی از بیمه محصول و ایجاد بازار آتی و اختیار معامله، پایان‌نامه دوره دکتری، دانشگاه شیراز.

۸. وزارت جهاد کشاورزی، شرکت پشتیبانی امور دام، قیمت نهاده‌ها و محصولات دامی، برای سالهای مختلف.

9. Brandt, J.A. and D.A. Bessler (1981), Composite forecasting: an application with US hog prices, *American Journal of Agricultural Economics*, 63: 135-140.

10. Clements, M.P. and D.F. Hendry (2004), A comparison to economic forecasting, Blackwell Publishing.

11. Dillon, J.L. and J.B. Hardaker (1993), Farm management research for small farmer development, FAO, Rome.

12.Engle, R.F. (1982), Autoregressive conditionally heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrics*, 50: 987-1007.

13. Fomby, T. (1998), How to model multivariate time series, SMU.

14. Goodwin, B.K. and V.H. Smith (1995), The economics of crop insurance and disaster aid, The AEI Press, Washington D.C.

15. Ingco, M.D. (1983), Econometric and ARIMA models in predicting cattle and hog prices: an evaluation, A Researcher paper (Plan B), Michigan State University.

16. Kohzadi, N., S. Boyd, M. I. Kaastra, S. Kermanshahi, B. and D. Scuse (1995), Neural networks for forecasting: an introduction, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 43: 463-474.

17. Myer, G. L. and J. F. Yanagida (1984), Combining annual econometric forecasts with quarterly ARIMA forecasts, *Western Journal of Agricultural Economics*, 9(1): 200-206.

18. Partugal, N.S. (1995), Neutral networks versus time series methods: a forecasting exercises, 14th International Symposium on Forecasting, Sweden.

19. Ray Daryll, E., James W. Richardson, Daniel G. De La Terre Ugarte and Kelly H. Tiller(1998), Estimating price variability in

agriculture: implications for decision makers, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 30,1(July 1998):21–33.

20. Shunway , C.R. and H. Talpaz (1980), U.S. aggregate agricultural production elasticities estimated by an ARIMA factor share adjustment model, *Southern Journal of Agricultural Economics*, 15:119-125.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی