

## پیش بینی قیمت گوشت مرغ در صنعت طیور ایران و مقایسه آن با چشم انداز جهانی

صدیقه بهادری<sup>۱</sup>، حسن مهربانی یگانه<sup>۲\*</sup>، مجتبی زاغری<sup>۳</sup> و حامد رفیعی<sup>۴</sup>

۱ و ۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشیار و استاد، گروه علوم دامی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، کرج

۳. استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، کرج

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۷/۱۱ - تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۸)

### چکیده

در این مطالعه با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی تک متغیره و چند متغیره روش‌های دوره زمانی، قیمت‌های سالانه از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۹ برای ایران و از سال ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۰ برای جهان پیش‌بینی شد. داده‌های مربوط به قیمت گوشت مرغ، ذرت، کنجاله سویا و میزان تولید کشور ایران از سال ۱۳۶۹-۱۳۹۳ از وزارت جهاد کشاورزی، شرکت امور پشتیبانی دام و بانک مرکزی جمهوری اسلامی تهیه و داده‌های جهانی از FAO STAT برای سال ۱۹۶۱-۲۰۱۳ تهیه شدند. مناسب‌ترین مدل برای برازش و پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران مدل خودتوضیح میانگین متحرک (3,5) ARMAX با خطای پیش‌بینی درون و برون نمونه‌ای ۲/۱۲ و ۴/۷ درصد و در جهان، مدل خودتوضیح میانگین متحرک (1,13) ARMA با خطای پیش‌بینی درون و برون نمونه‌ای ۴/۳۴ و ۳/۹۱ درصد بر پایه معیار میانگین درصد قدر مطلق خطاست. همچنین نتایج برآورد الگوهای تصحیح خطای چند معادله‌ای (VECM) نشان داده است، یک واحد افزایش در نسبت قیمت ذرت به سویا و میزان تولید گوشت در ایران به ترتیب باعث افزایشی ۷/۵۹ و ۳/۲۹ درصدی در قیمت گوشت مرغ ایران و یک واحد افزایش در قیمت جهانی ذرت، سویا و میزان تولید جهانی گوشت مرغ به ترتیب باعث افزایشی ۰/۳۱، ۰/۴۶ و ۰/۶۴ درصدی در قیمت جهانی گوشت مرغ می‌شود.

واژه‌های کلیدی: الگوهای تک متغیره و چند متغیره، روش‌های دوره زمانی، معیار خطای پیش‌بینی.

## Predicting chicken meat price in Iranian poultry industry and comparing it with global outlook

Sedigheh Bahadori<sup>1</sup>, Hassan Mehrabani-Yeganeh<sup>2\*</sup>, Mojtaba Zaghari<sup>3</sup> and Hamed Rafiee<sup>4</sup>

1, 2, 3. M.Sc. Student, Associate Professor and Professor, Department of Animal Science, University College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran

4. Assistant Professor, Department of Agriculture Economics, University College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran

(Received: Oct. 3, 2017 - Accepted: Jan. 28, 2018)

### ABSTRACT

At this study, with using from univariate and multivariate Econometrics Models of time series techniques, the annual prices from 2015 to 2020 for Iran and from 2014 to 2020 for world was predicted. The Iran data related to the chicken price, corn price, soybean meal price and chicken production rate from 1990 to 2014 were provided from Ministry of Agriculture Iran, State Livestock Affairs Logistics (S.L.A.L) Inc. and Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the world data were provided from FAO STAT for the year 1961-2013. The most appropriate model for fitness and prediction of chicken meat in Iran is the autoregressive moving average model (ARMAX (3,5)), with the in-sample and out of sample of predicting error are 2.12 and 4.7 percent and in world, autoregressive moving average model (ARMA (1,13)) with the in-sample and out of sample of predicting error are 4.34 and 3.91 percent, according to mean absolute percent error criterion. Also the results of vector error correction models (VECM) estimation have shown one unit increasing in the ratio of the price of corn to soy and the amount of meat production in Iran, can increase 7.59 and 3.29 percent in Iran chicken meat and one unit increasing in world price of corn and the amount of world production of chicken meat can cause increase equal 0.31, 0.46 and 0.64 percent in chicken meat world price.

**Keywords:** Prediction Error Correction, Time Series Techniques, Univariate and Multivariate Patterns.

\* Corresponding author E-mail: hmy1956@gmail.com

### مقدمه

از آنجایی که در بین منابع پروتئینی، گوشت مرغ هم به لحاظ نقشی که در تغذیه انسان‌ها دارد و هم به لحاظ رشد تولیدی که نسبت به رشد تولید دیگر محصولات دامی داشته، اهمیت ویژه‌ای دارد. همچنین صنعت طیور اهمیت زیادی در اقتصاد ملی بسیاری از کشورها و نیز ایران دارد؛ از سویی حساسیت‌های موجود در بازار مواد پروتئینی ایران موجب شده تا دولت همواره در بازار این محصولات دخالت داشته باشد؛ بدین‌جهت، برای ایجاد تعادل و ادامه یک الگوی بلندمدت ضروری است تا با استفاده از پیش‌بینی قیمت که می‌تواند نقش مهمی در تنظیم سیاست‌گذاری‌ها و درنهایت کاهش ریسک داشته باشد، از نوسان‌های بیشتر قیمت این محصول پیشگیری شود (Azizi & Torkamani, 2000; Dashti & Mohammadi, 2009). Bessler & Wang (2003) با استفاده از پنج روش تقاضا، توانایی پیش‌بینی کوتاه‌مدت مصرف گوشت گاو، مرغ و خوک آمریکا را دو مرحله مقایسه کردند. داده‌های مورد استفاده آن‌ها از ژانویه سال ۱۹۷۵ تا آوریل ۱۹۹۷ بوده است. معیار آن‌ها، برای مقایسه میانگین مجذور خطای پیش‌بینی (MSFC)<sup>۱</sup> بوده که کمترین میزان محاسبه شده آن برای گوشت گاو، خوک و مرغ به ترتیب ۰/۲۸۴، ۰/۱۸ و ۰/۳۴۱ با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) بوده است. بنابراین، بهترین روش برای پیش‌بینی مصرف گوشت آمریکا، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) برای همه گوشت‌ها در هر دو مرحله بوده است. Moghadasi & Feizabadi (2006) به‌منظور برآورد الگوی پیش‌بینی قیمت‌های هفتگی گوشت مرغ، از روش Box-Jenkins (1976) و داده سال‌های ۱۳۸۱، ۱۳۸۲ و دو ماه نخست سال ۱۳۸۳ استفاده کردند. آنگاه به دنبال برآزش ترکیب‌های مختلفی از مدل‌های خود رگرسیونی و میانگین متحرک، درنهایت مدل مناسب شامل اجزای خود رگرسیونی مرتبه اول (AR(1))<sup>۲</sup> و خود رگرسیونی

فصلی مرتبه ۱۲ (SAR(12))<sup>۳</sup> برای پیش‌بینی انتخاب شدند. در مطالعه Dashti & Mohammadi (2009) هدف پیش‌بینی قیمت اسمی و واقعی گوشت مرغ و تخم‌مرغ طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۴ بود و الگوهای مورد استفاده برای پیش‌بینی شامل ARIMA و شبکه عصبی مصنوعی بودند. نتایج مطالعه، با استفاده از ریشه میانگین مجذور خطای پیش‌بینی (RMSE) و میانگین درصد قدر مطلق خطا (MAPE)، برتری کامل الگوی ARIMA را در پیش‌بینی قیمت اسمی محصولات منتخب و روش شبکه عصبی مصنوعی را درزمینه قیمت‌های واقعی محصولات نشان می‌دهد. مطالعه Ayyub *et al.* (2011)، مدل تجربی و پیش‌بینی تولید گوشت و شاخص قیمت گوشت را برای دسترسی به پیامدهای آن تا سال ۲۰۲۰ نشان می‌دهد. در این مطالعه نتایج نشان داد (ARIMA(4,2,4)) یک مدل مناسب برای دوره‌های زمانی تولید گوشت و شاخص قیمت آن در سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۸ است. همچنین، بیشتر معیارهای تشخیصی با استفاده از آزمون NPAR<sup>۴</sup> نشان دادند که تا حدود سال ۲۰۲۰، افزایش قابل توجهی در شاخص قیمت گوشت وجود خواهد داشت. در مطالعه Ghahremanzadeh & Rashidghalam (2014) هدف الگوسازی و پیش‌بینی قیمت سه ماهه انواع گوشت در کشور بود؛ برای این منظور از داده‌های فصلی قیمت‌های گوشت مرغ، گاو و گوسفند برای سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۰ استفاده شد. نتایج نشان دادند، الگوی خود توضیح دوره‌ای از مرتبه یک (PAR(1))<sup>۵</sup>، برای الگوسازی و پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ و الگوی خود توضیح میانگین متحرک برای پیش‌بینی قیمت گوشت گاو و گوسفند در کشور مناسب هستند. Agnieszka Tluczak (2016) به پیش‌بینی قیمت گوشت خوک با استفاده از مدل تطبیقی زمستانی پرداخت. هدف مطالعه وی، پیش‌بینی قیمت خوک در اروپا، رومانی و لهستان برای نیمه اول سال ۲۰۱۶ بود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در مطالعه وی، مدل‌های تطبیقی

3. Seasonal Auto-regressive  
4. Normalily Probability Auto-Regressive  
5. Period Auto-Regressive

1. Mean Square Forecast Error  
2. Auto-regressive

### ایستایی<sup>۱</sup>

پیش از هرگونه عملیاتی روی داده‌ها بایستی ایستایی آن‌ها بررسی شود؛ بنا به تعریف، یک فرآیند تصادفی هنگامی ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن در فرآیند زمان ثابت باشد و میزان کواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کواریانس نداشته باشد.

### الگوهای دوره زمانی تک متغیره<sup>۲</sup>

در الگوهای دوره زمانی تک متغیره، رفتار آتی متغیر بر پایه رفتار گذشته آن الگوبندی می‌شود و فرض بر این است که برای پیش‌بینی رفتار متغیر مورد نظر نیاز به اطلاعاتی به‌غیر از اطلاعات موجود در خود این دوره نیست. در این الگوها متغیر  $Y$  با استفاده از مقادیر گذشته خود و جمله اخلاص (باقی‌مانده)، توضیح داده می‌شود (Nelson, 1973).

### الگوی خود توضیحی (AR)<sup>۳</sup>

الگوی خود توضیح بر این فرض استوار است که میزان جاری یک متغیر توسط مقادیر گذشته خود و تکانه‌های وارد در زمان حال توضیح داده می‌شود و اگر متغیری از یک الگوی  $AR(p)$  تبعیت کند، چنین رابطه خطی به‌صورت زیر بیان می‌شود (Tsay, 2002):

$$y_t = \mu + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

در رابطه بالا بیانگر جمله اخلاص یا باقی‌مانده رابطه است (دارای فروض کلاسیک و دارای میانگین و واریانس ثابت) و مقادیر  $\beta$ ، درواقع فراسنجه‌های مربوط به وقفه‌های دوره  $y_t$  است که به‌عنوان متغیرهای توضیحی وارد الگو شده‌اند.

### الگوی میانگین متحرک (MA)<sup>۴</sup>

الگوی میانگین متحرک، بر پایه این نظریه است که یک متغیر تنها متأثر از تکانه‌هایی است که در زمان حال و گذشته بر آن وارد می‌شود. از نظر ریاضی،

برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت قیمت‌های کشاورزی و توصیف قیمت‌های ماهانه گوشت خوک مناسب بودند. در این مطالعه نیز به پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران و جهان با استفاده از مدل‌های تک متغیره و چند متغیره پرداخته شده است و سعی شده اثرگذاری‌های عامل‌هایی مانند تولید داخلی و سیاست هدفمندی یارانه‌ها در تغییرپذیری‌های این قیمت مشخص شود؛ همچنین به‌عنوان نوآوری در این مطالعه به پیش‌بینی قیمت‌های جهانی و تعیین تأثیر عامل‌های همسان خارجی در قیمت‌های جهانی پرداخت شده تا توان مقایسه وضعیت ایران را با وضعیت جهانی میسر سازد؛ افزون بر این اثرگذاری‌های تکانه (شوک)‌های وارده به قیمت‌های داخلی با اثرگذاری‌های تکانه‌های وارده به قیمت‌های جهانی ارزیابی و مقایسه شده است.

### مواد و روش‌ها

با توجه به ماهیت تشکیل قیمت‌های متعادل در اقتصاد و باور کارشناسان که در صنعت طیور، ۶۰ تا ۷۰ درصد از هزینه‌های تولید را خوراک مصرفی تشکیل می‌دهد و به دلیل آنکه تحلیل تارکنجوتی قیمت‌ها یک تحلیل پویاست، از الگوهای دوره زمانی برای پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ استفاده شد (Iran poultry industry, 2013; Koopahi, 2009). در این تحقیق، برای پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ، در الگوهای چند متغیره ایران و جهان از متغیرهای قیمت ذرت، قیمت کنجاله سویا و میزان تولید استفاده شده است. داده‌های مربوط به قیمت گوشت مرغ، ذرت، کنجاله سویا و میزان تولید (قیمت برحسب ریال به کیلوگرم و میزان تولید برحسب هزار تن) برای کشور ایران از سال ۱۳۶۹-۱۳۹۳ از وزارت جهاد کشاورزی، شرکت امور پشتیبانی دام و بانک مرکزی جمهوری اسلامی تهیه شدند و داده‌های جهانی (قیمت برحسب دلار به کیلوگرم و میزان تولید برحسب هزار تن) از STAT،FAO از سال ۱۹۶۱-۲۰۱۳ تهیه شدند و از نرم‌افزار EViews8 برای برآورد و پیش‌بینی مدل‌های این تحقیق استفاده شده است.

1. Stationary  
2. Univariate Models  
3. Auto-Regressive  
4. Moving Average

۱۹۸۰ با فرض درون‌زایی همه متغیرها، الگوی خود توضیح یا VAR را به صورت زیر ارائه کرده است:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t \quad (۴)$$

در رابطه بالا  $y_t$  برداری  $(n \times 1)$  از  $n$  متغیر موجود در الگو،  $A_0$  بردار  $(n \times 1)$  از جزء عرض از مبدأ،  $A_p$  بردار  $(n \times n)$  از ضرایب برآوردشده الگو و  $e_t$  بردار  $(n \times 1)$  از جمله‌های خطای الگو است.

الگوی تصحیح خطای چند معادله‌ای/بردار (VECM)<sup>۵</sup> در الگوی تصحیح خطای برداری چند معادله‌ای فرض بر درون‌زایی همه متغیرهای الگو است. در این الگو، واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیر وابسته به متغیرهای مستقل و پیوند رابطه‌های کوتاه‌مدت به بلندمدت قابل بررسی است (Enders, 2004; Wolters & Kirchgässner, 2007). در واقع الگوی تصحیح خطای برداری به‌طور عمده در قالب یک الگوی VAR ارائه می‌شود. اگر یک الگوی VAR را که  $k$  متغیر درون‌زای انباشته از مرتبه  $(1) I$  با  $P$  وقفه داشته باشد، در قالب ماتریسی در نظر گرفته شود، داریم:

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (۵)$$

در رابطه بالا  $\pi = \alpha \beta'$  است که در آن  $\beta$  ماتریس بردارهای رابطه‌های بلندمدت و  $\alpha$  ماتریس ضرایب‌های تعدیل کوتاه‌مدت به بلندمدت است.  $\Gamma$  بیانگر عملگر وقفه بوده و  $u_t$  بیانگر جمله‌های خطاست.

الگوی خود توضیح با وقفه توزیعی (ARDL)<sup>۶</sup> اگر متغیری افزون بر اینکه تابعی از مقادیر خودش در گذشته باشد، تحت تأثیر عامل‌های دیگری نیز باشد؛ در چنین حالتی رفتار متغیر مورد نظر توسط الگوی دوره زمانی ARDL منعکس می‌شود که به صورت زیر است:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{ki} x_{kt-i} + u_t \quad (۵)$$

متغیری که از یک فرآیند  $MA(q)$  تبعیت کند به صورت زیر است:

$$y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \dots + \beta_q u_{t-q} \quad (۲)$$

مقادیر  $\beta_0, \dots, \beta_q$  فراسنجه‌های مربوط به اجزای  $u_t, \dots, u_{t-q}$  است که در واقع جمله‌های اخلال مربوط به دوره‌های جاری و گذشته تا  $q$  دوره پیش است که برای توضیح میزان جاری  $y_t$  در الگو وارد شده‌اند (Tsay, 2002).

الگوی خود توضیح میانگین متحرک (ARMA)<sup>۱</sup> یک دوره زمانی ممکن است، ویژگی‌های هر دو فرآیند  $AR$  و  $MA$  داشته باشد و استفاده از هر یک از این الگوها به تنهایی نمی‌تواند ساختار پویای دوره مورد نظر را نشان دهد. در چنین مواردی از الگوی  $ARMA$  استفاده می‌شود که ترکیبی از الگوهای خود توضیح و میانگین متحرک است. شکل عمومی یک فرآیند  $ARMA(p,q)$  به صورت زیر است:

$$y_t = \mu + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_q u_{t-q} + u_t \quad (۳)$$

به طوری که  $P$  مرتبه جمله وقفه خود متغیر و  $q$  مرتبه جمله اخلال بوده و  $u_t$  جمله باقی‌مانده تصادفی است.

الگوهای دوره زمانی چند متغیره<sup>۲</sup> در الگوهای دوره زمانی چند متغیره، فرض بر این است که یک متغیر نمی‌تواند تنها توسط گذشته خود توضیح داده شود و اطلاعات دیگری نیز وجود دارد که در توضیح رفتار متغیر مورد نظر مؤثر است و هر کدام از این الگوها بیانگر رفتار ویژه‌ای از متغیرها است (Jahangard, 2008).

الگوی خود توضیح برداری (VAR)<sup>۳</sup> الگوی خود توضیح برداری یک روش غیر سودمند است و در آن بردار متغیرها، تابعی از وقفه‌های خود و دیگر متغیرهای درون‌زاست. در این راستا سیمز<sup>۴</sup> در سال

1. Auto-Regressive Moving Average
2. Multivariate Models
3. Vector Auto-Regressive
4. Sims

5. Vector Error correction Model  
6. Auto-Regressive Distributed Lag

هستند، VECM است. همچنین برای برآورد الگوهای تک متغیره، در آغاز نمودارهای خودهمبستگی<sup>۱</sup> و خودهمبستگی جزئی<sup>۲</sup> بررسی شد، آنگاه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)<sup>۳</sup> الگوهای مختلفی برآورد و پس از بررسی آنها، بهترین الگو انتخاب شد. نتیجه مقایسه دقت ارزیابی بهترین الگوهای تک متغیره و چند متغیره برآوردی برای ایران و جهان به صورت جدول ۲ است.

جدول ۲ مقایسه بین دقت ارزیابی الگوهای مختلف برآوردی را بر پایه معیار میانگین درصد مطلق خطا (MAPE)<sup>۴</sup> برای افق زمانی سه ساله در ایران و جهان نشان می‌دهد؛ دلیل انتخاب این معیار آن است که تحت تأثیر واحد اندازه‌گیری قرار ندارد و تنها درصد خطا را بیان می‌کند، بنابراین امکان مقایسه بین ایران و جهان وجود خواهد داشت. بر این پایه بهترین الگوی برآوردی برای پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ ایران ARMAX(3,5) با خطای پیش‌بینی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای ۲/۱۲ و ۴/۷ درصد است و بهترین الگوی برآوردی برای پیش‌بینی قیمت جهانی گوشت مرغ ARMA(1,13) با خطای پیش‌بینی درون و برون نمونه‌ای ۴/۳۴ و ۳/۹۱ درصد است. قابل بیان است، این نتایج در قیاس با نتایج بررسی‌های دیگری مانند Dashti & Mohammadi (2009) و همچنین Ghahremanzadeh & Rashidghalam (2014) در پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ ایران همسو است. در ادامه نتیجه برآورد بهترین الگوهای این تحقیق، به صورت جدول ۳ و شکل ۱ است.

بنابر جدول ۳، در مدل قیمت گوشت مرغ ایران، ضریب‌های برآورد شده برای همه متغیرها به جز عرض از مبدأ معنی‌دار بوده و میزان  $R^2$  برابر ۹۸/۱۰ بوده است. در این الگو فرض شده، قیمت گوشت مرغ امروزه (در سال ۱۳۹۳) تابعی از قیمت سه سال پیش خود و تکانه‌های وارد بر آن در پنج سال پیش و در زمان حال بوده است. متغیر مجازی X در این الگو، مؤثر بودن شکست و تغییر ساختاری در روند قیمت گوشت مرغ از

به طوری که  $\alpha_i$  ضریب‌های وقفه‌های متغیر وابسته است که برای توضیح میزان جاری آن، وارد الگو شده است. همچنین  $\beta_i$  ضریب مقادیر جاری و گذشته متغیرهای مستقل الگوست که برای توضیح میزان جاری متغیر وابسته، وارد الگو شده‌اند. در این الگو این فرض وجود دارد که متغیرهای مستقل معادله هیچ تأثیری از متغیر وابسته نمی‌گیرند.

## نتایج و بحث

انتخاب الگوی مناسب برای پیش‌بینی یک دوره زمانی وابسته به ماهیت و ویژگی‌های آن دوره زمانی دارد. در جدول ۱ نتایج ایستایی متغیرهای ایران و جهان، نشان داده شده است. برابر با این جدول، متغیرهای قیمت گوشت مرغ، قیمت کنجاله سویا و میزان تولید گوشت مرغ در ایران چون همگی  $D(\log(...))$  دارند یعنی لگاریتم آنها یکبار تفاضل گرفته شده است، Constant یعنی همراه با عرض از مبدأ هستند و چون آماره t (t-Statistic) بزرگ‌تر از آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller test) statistic است و احتمال آنها نیز در سطح ۱ درصد معنادار است، بنابراین همه این متغیرها در سطح ۱ درصد با لگاریتم و یکبار تفاضل گیری، همراه با عرض از مبدأ ایستا شدند اما متغیر قیمت ذرت با یکبار تفاضل گیری  $(D(...))$  و بدون لگاریتم‌گیری همراه با عرض از مبدأ در سطح ۵ درصد (ستاره روی احتمال آن بیانگر معنادار بودن در سطح ۵ درصد) ایستا شده است. متغیرهای جهانی نیز به جز تولید جهانی گوشت مرغ در سطح ۱ درصد با یکبار تفاضل گیری همراه با عرض از مبدأ ایستا شده‌اند و میزان تولید جهانی گوشت مرغ، در سطح ۱ درصد با یکبار تفاضل گیری همراه با عرض از مبدأ روند ایستا (constant, Linear Trend) شده است. میزان محاسباتی آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته در همه متغیرها بزرگ‌تر از میزان محاسباتی آن بوده و معنی‌دار هستند.

بنابر نتایج ایستایی جدول ۱، الگوی چند متغیره برآوردی برای هر دو قیمت گوشت مرغ ایران و جهان، به دلیل آنکه همه متغیرها انباشته از مرتبه یک

1. Auto Correlation Function= ACF  
2. Partial Auto Correlation Function= PACF  
3. Ordinary Least Squares Error  
4. Mean Absolute Percent Error

نمودار برای پیش‌بینی، به‌ویژه در سال‌های آخر، اهمیت بالایی دارد. درنهایت نتایج پیش‌بینی قیمت‌های گوشت مرغ ایران و جهان برای سال‌های آتی با الگوهای یادشده، به‌صورت جدول ۴ است.

بر پایه جدول ۴ قیمت گوشت مرغ به‌طور میانگین تا سال ۱۳۹۹ در هر سال ۲/۸۱ درصد افزایش می‌یابد و درنهایت به ۷۴۷۴۲ ریال در کیلوگرم خواهد رسید؛ این در حالی است که بر پایه جدول ۵ نرخ رشد قیمت جهانی گوشت مرغ به‌طور میانگین در هر سال ۰/۹۶ درصد کاهش می‌یابد و در سال ۲۰۲۰ به ۱/۶۶ دلار در کیلوگرم می‌رسد.

در الگوهای چند متغیره، بنابر نتایج ایستایی، الگوی VECM، الگوی منتخب برای پیش‌بینی هردو قیمت گوشت مرغ ایران جهان بود. در آغاز برای برآورد مدل، وقفه بهینه با استفاده از معیارهای مختلفی نظیر معیار نسبت راست نمایی (LR)<sup>۳</sup>، معیار خطای نهایی پیش‌بینی (FPE)<sup>۴</sup>، آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و حنان کوپین (HQC)<sup>۵</sup> بررسی شدند.

سال ۱۳۹۱ به بعد را نشان داده است که به نظر می‌رسد دلیل آن، اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها باشد. در این الگو، معیار شوارتز<sup>۱</sup> برابر ۱۹/۰۱ و معیار آکائیک<sup>۲</sup> برابر ۱۸/۸۱ بوده است (این معیارها، به انتخاب بهترین الگو کمک کرده‌اند). بررسی باقی‌مانده‌های این الگو نیز، تصادفی بودن آن‌ها را تأیید می‌کند. در مدل قیمت جهانی گوشت مرغ نیز ضریب‌های برآوردشده، برای همه متغیرها به‌جز عرض از مبدأ معنی‌دار و میزان  $R^2$  برابر ۹۲/۲۳ درصد بوده است. در این الگو، فرض شده است که قیمت جهانی گوشت مرغ تابعی از قیمت یک سال پیش خود و تکانه‌های وارد بر آن در چهار سال پیش خود، سیزده سال پیش خود و زمان حال بوده است. معیارهای شوارتز و آکائیک به ترتیب برابر ۱/۶۷- و ۱/۸۳- بوده و باقی‌مانده‌ها به‌صورت تصادفی توزیع شدند. شکل ۱ نیز میزان سازگاری نمودار واقعی و نمودار برآوردی را در هر یک از الگوهای برآورد شده برای ایران و جهان نشان داده است؛ در این شکل میزان سازگاری این دو

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای ایران و جهان

Table 1. Results of stationary test for Iran and World variables

IRAN			
Null Hypothesis, Exogenous	Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.
D(log(chicken meat price)), Constant	-3.752	-4.343	0.0026
D(corn price), Constant	-2.998	-3.092	0.0413*
D(log(soy price)), Constant	-3.769	-4.322	0.0029
D((log(chicken meat production)), Constant	-3.752	-3.803	0.0089
WORLD			
D(chicken meat price), Constant	-3.565	-6.058	0.0000
D(corn price), Constant	-3.568	-7.602	0.0000
D(soy price), Constant	-3.565	-7.304	0.0000
D(chicken meat production), Constant, Linear Trend	-4.148	-6.299	0.0000
Test critical values: 1% level without *, 5% level with *			

جدول ۲. مقایسه دقت ارزیابی الگوهای تک متغیره

Table 2. Univariate models Evaluate accuracy Comparing

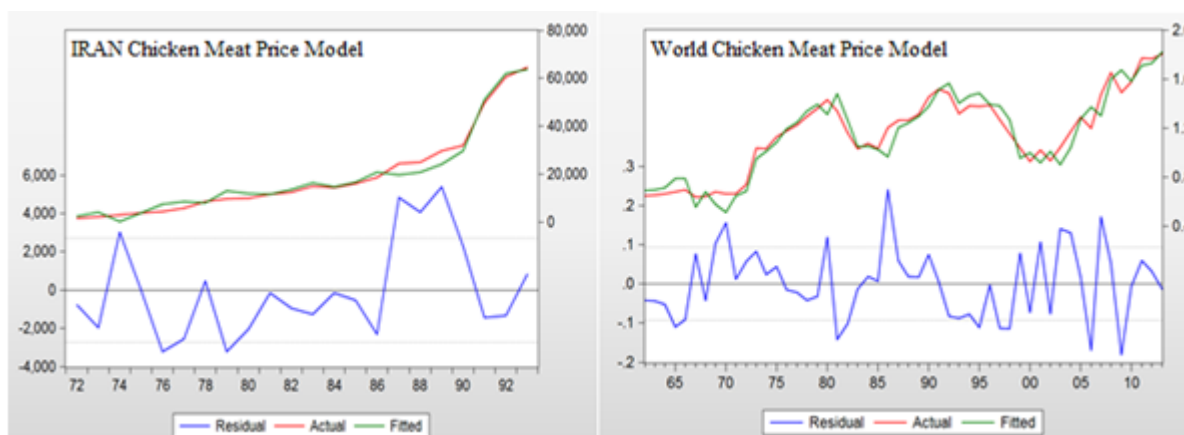
Model	% In sample MAPE	% Out of sample MAPE
IRAN		
ARX(1)	5.88	7.39
ARMAX(1,2)	2.36	7.40
ARMAX(3,5)	2.12	4.70
VECM	10.29	11.04
WORLD		
ARMA(1,8)	9.97	10.45
ARMA(1,4)	5.43	5.01
ARMA(1,13)	4.34	3.91
VECM	5.82	4.65

- Schwarz Information Criterion
- Akaike information Criterion
- Likelihood Ratio
- Final prediction Error
- Hannan-Quin Criterion

جدول ۳. نتایج بهترین الگوهای برآورد شده برای قیمت گوشت مرغ ایران و جهان

Table 3. Results of the best model estimates for Iran and world chicken meat prices

	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistics	Prob.
IRAN Chicken Meat Price Model	C	740201.1	12383081	0.05	0.95
	X	22373.42	2800.62	7.98	0.00
	AR(1)	0.99	0.13	7.12	0.00
	MA(5)	0.89	0.04	20.08	0.00
	R-Squared	98.10		Akaike info criterion	18.81
	F-Statistic	311.27		Schwarz info criterion	19.01
WORLD Chicken Meat Price Model	C	-371.93	43823.1	-0.0008	0.99
	AR(1)	1.00	0.05	18.43	0.00
	MA(4)	0.13	0.06	2.18	0.03
	MA(13)	-0.84	0.04	-21.91	0.00
	R-Squared	92.23		Akaike info criterion	-1.82
	F-Statistic	189.94		Schwarz info criterion	-1.67



شکل ۱. نمودار مدل‌های برآوردی برای قیمت گوشت مرغ ایران و جهان

Figure 1. Iran and World meat prices models Patterns

جدول ۴. نتیجه پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ برای ایران با استفاده از بهترین الگوی تک متغیره

Table 4. Result of Iran meat price out of sample forecasting by the best univariate model

IRAN (Solar Year)	1394	1395	1396	1397	1398	1399
Rials/Kg	60283.53	60843.08	69070.42	64862.99	74845.36	74742.26

جدول ۵. نتیجه پیش‌بینی قیمت جهانی گوشت مرغ با استفاده از بهترین الگوی تک متغیره

Table 5. Result of World meat price out of sample forecasting by the best univariate model

WORLD (Year)	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Dollar/Kg	1.73	1.82	1.72	1.63	1.63	1.79	1.66

جدول ۶. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه

Table 6. Results of VAR lag order selection Criteria

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
IRAN					
0	NA	0.312	7.350	7.646	7.424
1	241.316*	1.05e-06*	-5.273*	-4.532*	-5.087*
2	10.047	1.26e-06	-5.160	-3.975	-4.862
WORLD					
0	NA	4.93e-07	-3.173	-2.555	-2.938
1	352.915	1.75e-10	-11.127	-9.892*	-10.659*
2	24.947	1.76e-10	-11.149	-9.295	-10.445
3	15.944	2.21e-10	-10.979	-8.508	-10.041
4	28.781*	1.75e-10*	-11.318*	-8.229	-10.146

\* Indicated Optimal Lag

این است که متغیرهای در نظر گرفته‌شده، یک رابطه بلندمدت با یکدیگر دارند. در الگوی قیمت جهانی گوشت مرغ نیز، طبق هردو آماره اثر و بیشینه میزان ویژه یک رابطه بلندمدت در بین متغیرهای الگو وجود دارد. پس از تعیین وقفه بهینه و آزمون همگرایی، برآورد مدل صورت می‌گیرد و دقت پیش‌بینی الگو بررسی می‌شود که نتایج آن در جدول ۸ آمده است.

بنابر جدول ۸، با توجه به عکس شدن ضریب‌های بخش اول، نتایج الگوی VECM برای قیمت گوشت مرغ ایران بیان می‌کند، یک واحد افزایش (کاهش) در نسبت قیمت ذرت به کنجاله سویا باعث افزایش (کاهش) ۷/۵۹ درصدی در قیمت گوشت مرغ می‌شود و یک واحد افزایش (کاهش) در میزان تولید گوشت مرغ نیز باعث افزایشی ۳/۲۹ درصدی در قیمت گوشت مرغ می‌شود. ضریب تصحیح خطا عددی منفی و بین ۰ و ۱ بوده و نشان می‌دهد، اگر تکانه‌ای به‌طور ناگهانی به قیمت گوشت مرغ وارد شود، در هر دوره ۲/۷۰ درصد از اثر آن تعدیل می‌شود. در واقع از بین رفتن تکانه به مدت‌زمانی دراز نیاز دارد. در بخش کوتاه‌مدت نیز اثر هردو برنامه سوم چهارم توسعه بر تغییرات قیمت گوشت مرغ مؤثر بوده است. در قسمت نهایی هم مشاهده می‌شود، F معنی‌دار است و آماره‌های آکائیک و شوارتز به ترتیب برابر ۴/۵۵- و ۵/۲۸- هستند. نتایج به‌دست‌آمده از الگوی VECM قیمت جهانی گوشت مرغ بیان می‌کند. یک واحد افزایش (کاهش) در قیمت جهانی ذرت باعث افزایش (کاهش) ۰/۳۱ درصدی در قیمت جهانی گوشت مرغ می‌شود. یک واحد افزایش (کاهش) در قیمت جهانی کنجاله سویا باعث افزایشی (کاهش) ۰/۴۶ درصدی در قیمت جهانی گوشت مرغ می‌شود و یک واحد افزایش (کاهش) در میزان تولید جهانی گوشت مرغ باعث افزایشی (کاهش) ۰/۶۴ درصدی در قیمت جهانی گوشت مرغ خواهد شد. در صورتی که تکانه‌ای به‌طور ناگهانی به قیمت جهانی گوشت مرغ وارد شود، در هر دوره ۲۵/۳ درصد از اثر آن تعدیل می‌شود و نزدیک به ۴ دوره طول می‌کشد تا اثرگذاری تکانه از بین برود.

در جدول ۶، وقفه مناسب هر معیار با علامت ستاره مشخص شده است. چون حجم نمونه در بررسی مربوطه کم بود، معیار SC، معیار مدنظر قرار گرفت. همچنین به دلیل آنکه الگوی مربوطه در اینجا VECM بود یک وقفه از آن کاسته شد؛ زیرا الگوی VECM در واقع متناظر با یک الگوی VAR با یک وقفه بیشتر است. بنابراین بهترین وقفه برای هردو الگوی قیمت گوشت مرغ بنا بر جدول بالا، وقفه صفر است. پس از تعیین وقفه بهینه، با استفاده از آزمون جوهانسن<sup>۱</sup> شمار رابطه‌های بلندمدت بین متغیرها در حالت‌های مختلف آزمون توسط آماره‌های اثر<sup>۲</sup> و بیشینه میزان ویژه<sup>۳</sup> تعیین شد. در جدول ۷، برای الگوی قیمت گوشت مرغ باز شده حالت سوم و برای الگوی قیمت جهانی گوشت مرغ باز شده حالت چهارم آمده است.

ستون اول جدول، فرضیه شمار رابطه بلندمدت موجود در مدل را نشان می‌دهد که شامل نبود رابطه بلندمدت، بیشینه یک رابطه بلندمدت و بیشینه دو رابطه بلندمدت است. در بخش مربوط به ایران، ستاره روی هیچ رابطه بلندمدت بیانگر رد فرضیه نبود رابطه بلندمدت است. آماره اثر نیز برابر ۳۵/۰۶ است که از میزان بحرانی آن در سطح ۵ درصد یعنی ۲۹/۷۹ بیشتر است. در نتیجه فرضیه ۰ نبود رابطه بلندمدت رد می‌شود. افزون بر آن معنی‌دار بودن احتمال هم تأیید دیگری بر رد فرضیه ۰ است. در رابطه با فرضیه وجود بیشینه یک رابطه بلندمدت، آماره اثر کوچک‌تر از میزان بحرانی‌اش در سطح ۵ درصد است و میزان احتمال آن نیز معنی‌دار نیست. این بدان معناست که بیشینه یک رابطه بلندمدت در میان متغیرهای مدل وجود دارد. بنابراین، برابر آزمون آماره اثر وجود یک رابطه بلندمدت در بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود. آزمون بیشینه میزان ویژه نیز نتیجه‌ای همسان با آزمون آماره اثر دارد و وجود یک رابطه بلندمدت را تأیید می‌کند. بنابراین، برای الگوی قیمت گوشت مرغ ایران، آزمون آماره‌های اثر و بیشینه میزان ویژه بیانگر

1. Johanson Test
2. Trace
3. Maximum Eigenvalue



جدول ۷. آزمون تعیین مرتبه همگرایی جوهانسن در الگوی قیمت گوشت مرغ ایران و جهان

	Hypothesized No. of CE(s)	UCRT (Trace)*			UCRT (Maximum Eigen Value)*				
		Eigen Value	Trace Statistics	0.05 critical Value	Prob.	Eigen Value	Max-Eigen Statistics	0.05 critical Value	Prob.
IRAN	None*	0.711	35.065	35.065	0.011	0.711	29.815	21.131	0.002
	At most 11	0.159	5.250	5.250	0.761	0.159	4.182	14.264	0.839
	At most 12	0.043	1.058	1.058	0.301	0.043	1.058	3.841	0.301
WORLD	None*	0.568	83.385	63.876	0.0005	0.568	43.647	32.118	0.001
	At most 11	0.370	39.738	42.915	0.100	0.370	24.057	25.823	0.034
	At most 12	0.172	15.680	25.872	0.518	0.172	9.844	19.387	0.633
	At most 13	0.106	5.836	12.517	0.481	0.106	5.836	12.517	0.481

UCRT= Unrestricted Cointegration Rank Test

\*Indicated Number of Cointegration

جدول ۸. نتایج برآورد الگوی VECM برای قیمت گوشت مرغ ایران و جهان

WORLD Chicken Meat Price VECM		IRAN Chicken Meat Price VECM	
CoInt Eq1:	Cointegrating Eq:	CoInt Eq1:	Cointegrating Eq:
Log(Meat(-1))	1	Log(Meat(-1))	1
Log(Corn(-1)/Soy(-1))	-7.599,(1.298),[-5.852]	Log(Corn(-1))	-0.318,(0.138),[-2.299]
Log(Meat Pro.(-1))	-3.291,(0.714),[-4.607]	Log(Soy(-1))	-0.467,(0.136),[-3.417]
C	11.244	Log(Meat Pro.(-1))	-0.645,(0.259),[-2.492]
Error Correction:	D(Log(Meat)):	@Trend	0.041,(0.012),[3.306]
CoInt Eq1	-0.027,(0.013),[-2.028]	C	-0.421
C	0.242,(0.029),[8.218]	Error Correction:	D(Log(Meat)):
DT3	-0.130,(0.057),[-2.278]	CoInt Eq1	-0.253,(0.114),[-2.207]
DT4	-0.120,(0.058),[-2.058]	C	-0.015,(0.022),[-0.657]
R-Squared	0.4041	D1	0.652,(0.0233),[2.788]
F-Statistic	4.520	D2	-0.128,(0.029),[-4.331]
Akaike AIC	-1.431	D3	0.065,(0.032),[1.995]
Schwarz SC	-1.235	R-Squared	0.4331
Numbers without parenthesis and bracket= coefficient		F-Statistic	8.979
Numbers with parenthesis= Standard deviation		Akaike AIC	-2.363
Numbers with bracket= t-Statistics		Schwarz SC	-2.175

در قیمت گوشت مرغ ایران، یکی از مهم‌ترین ابزار ایجاد کارایی در بازار این محصول خواهد بود. چراکه یک تغییر ناگهانی در قیمت این محصول، برای تعدیل نیازمند مدت‌زمانی دراز خواهد بود که منجر به ماندگاری اثرگذاری‌های تکانه در بازار و افزایش ریسک تولیدکننده خواهد شد. افت‌وخیز ناگهانی قیمت‌ها در بازار گوشت مرغ، قدرت پیش‌بینی تولیدکننده را کاسته و ریسک بازار را برای تولیدکننده به بیشینه می‌رساند. نتیجه این رخداد تضعیف تولیدکننده در بلندمدت بوده و این پیامد در مرحله رکودی کشور، نمی‌تواند مطلوب باشد. ضمن این پیامدهای تضعیف تولیدکننده در بلندمدت، مصرف‌کننده را نیز متضرر خواهد نمود. افزون بر آن، توجه به جلوگیری از نوسان قیمت‌های ذرت و کنجاله سویا می‌تواند در بلندمدت به مهار و مدیریت (کنترل) نوسان‌های قیمتی منجر شود. لذا توجه به ثبات قیمت نهاده‌های تولیدی،

در بخش کوتاه‌مدت، متغیر مجازی اول شکست در سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۰، ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۱ و ۲۰۰۶ تا ۲۰۰۸ را نشان می‌دهد. متغیر مجازی دوم شکست سال‌های ۱۹۸۱ تا ۱۹۸۳ و ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۰ را نمایش می‌دهد و متغیر مجازی سوم شکست از سال ۱۹۸۶ به بعد را نشان می‌دهد که اثر همه این شکست‌ها روی تغییرپذیری‌های قیمت جهانی گوشت مرغ معنادار است. در انتهای جدول هم مشاهده می‌شود که F معنی‌دار است و آماره‌های آکائیک و شوارتز به ترتیب برابر ۲/۳۶- و ۲/۱۷- هستند. ارزیابی الگوهای برآوردی نشان می‌دهد، الگوها ثبات داشته و خودهمبستگی و ناهمسانی در میان باقی‌مانده‌های آن‌ها مشاهده نشده؛ همچنین باقی‌مانده‌ها در هردو الگو نرمال بودند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، سرعت تعدیل قیمت گوشت مرغ در ایران کمتر از میانگین جهانی است بنابراین جلوگیری از تکانه‌های کوتاه‌مدت

بدون فشار بر قیمت‌های داخلی با بهبود فضای صادراتی، منافع تولیدکنندگان تضمین خواهد شد. هرچند لازم است تا حمایت‌های بودجه‌ای و بازاری دولت از فرایند تولید به‌گونه‌ای باشد تا کیفیت تولید داخلی بر مبنای نیاز خارجی و صادرات این محصول تنظیم شود.

#### نتیجه‌گیری کلی

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، جلوگیری از تکانه‌های کوتاه‌مدت در قیمت گوشت مرغ ایران، یکی از مهم‌ترین ابزار ایجاد کارایی در بازار این محصول خواهد بود. همچنین، توجه به ثبات قیمت نهاده‌های تولیدی، تأمین به‌هنگام از طریق تولید داخل و یا واردات نهاده‌های مورد نظر، نتایج اثربخشی بر مهار قیمت گوشت مرغ در بازار خواهد داشت. چنانچه بر مبنای اصول هدفمندی یارانه‌ها رفتار شود، لازم است تا عواید هدفمندی در بهبود فرایند تولید هزینه شود. درنهایت، الگوهای تک متغیره نسبت به الگوهای چند متغیره در پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ برای سال‌های آتی اولویت دارند.

تأمین به‌موقع از طریق تولید داخل و یا واردات نهاده‌های مورد نظر، نتایج اثربخشی بر مهار قیمت گوشت مرغ در بازار خواهد داشت. هرچند هدفمندی یارانه‌های و اجرای آن در مرحله‌های سوم و چهارم نیز می‌تواند این تکانه‌های وارده به بازار گوشت مرغ را افزایش دهد، اما چنانچه بر مبنای اصول هدفمندی یارانه‌ها رفتار شود، لازم است تا عواید هدفمندی در بهبود فرایند تولید هزینه شود. این در حالی است که تاکنون این عواید صرفه‌جویی شده در بخش تولیدی کمترین ورود را داشته و بیشتر در بخش مصرف‌کننده به‌طور مستقیم هزینه شده است. لذا توجه به مفاد اصل هدفمندی یارانه‌ها مهم‌ترین پیش‌شرط اجرای مرحله‌های سوم و چهارم در سال‌های آتی خواهد بود. همچنین با توجه به ضریب‌های بلندمدت به‌دست‌آمده، یک واحد افزایش در میزان تولید ایران نسبت به جهان سبب کاهش بیشتری در قیمت گوشت مرغ می‌شود؛ بنابراین به‌منظور جلوگیری از افت منافع تولیدکنندگان در ایران، حمایت از صادرات این محصول می‌تواند بسیار اثربخش باشد. به‌طوری‌که

#### REFERENCES

1. Ayyub, R. M., Bilal, M. & Ahmed, M. (2011). Meat price hikes and its forecasting in Pakistan. *The Journal of Animal and Plant Science*, 21(2), 256-259.
2. Azizi, J. & Torkamani, J. (2000). Estimate of different kinds of meat demand functions in Iran. (2000). *Agriculture Economics and Development*, 9(34), 217-237. (in Farsi)
3. Dashty, E. & Mohammadi, H. (2009). Chick meat and table-egg prices forecasting by artificial neural network in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 18(55), 87-106. (in Farsi)
4. Enders, W. (2004). *Applied Econometrics Time Series*. Wiley University publication (3ed Edition).
5. Ghahremanzadeh, M. & Rashidghalam, M. (2014). Develop of forecasting season kinds of meat prices model in Iran: Application of Periodic Auto-Regressive Model (PAR). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 46(3), 469-480. (in Farsi)
6. Jahangard, H. (2008). *Demand projection for major food commodities in Iran*. M.Sc. thesis, Faculty of Agricultures Economics and Development, Tehran University. Iran. (in Farsi)
7. Koopahi, M. (2009). *Principles of Agricultures Economics*. Tehran University Publication (13<sup>th</sup> Ed). (in Farsi)
8. Moghaddasi, R. & Feizabadi, Y. (2006). Estimate of forecasting chicken meat price model by Box-Jenkins Method. *Iranian Journal of Agriculture Science*, 13(1), 1-10. (in Farsi)
9. Nelson, C. R. & Plosser, C. I. (1982). Trend and random walk in macroeconomic time series: some evidence and implication. *Journal of Monetary*, 10, 139-162.
10. TŁUCZAK, A. (2016). The forecast of pig meat prices in the EU-The use of adaptive Winter's model. *Scientific Papers Series Management, Economic Engineering in Agriculture and Rural Development*, 16(2), 307-311.
11. Tsay, R. S. (2002). *Analysis of financial time series*. A Wiley-Interscience Publication. (3<sup>rd</sup> Ed).
12. Wang, Z. & Bessler, D. A. (2003). Forecast Evaluations in Meat Demand Analysis. *Journal of Forecasting*, 21, 191-206.
13. Wolters, J. & Kirchgässner, G. (2007). *Introduction to modern time series analysis*. Springer. 271.