

# پیش‌بینی قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی

1

تاریخ پذیرش 1390/10/21

تاریخ دریافت: 1389/9/4

## چکیده

داری گوشتی یکی از مجموعه بخش کشاورزی ایران است. فعالیت در پرورش مرغ گوشتی همراه با مخاطرات زیادی است. مخاطراتی هم‌چون خطرپذیری تولید و خطرپذیری بازار باعث ایجاد نوسان در درآمد تولیدکنندگان مرغ گوشتی می‌شود. در این میان یکی از عوامل اصلی ایجاد خطر بازار، نوسان‌های قیمت گوشتی است. هدف اصلی مطالعه حاضر، الگوسازی و پیش‌بینی قیمت ماهانه گوشتی در استان آذربایجان شرقی است. بدین منظور، رفتار قیمت گوشتی با توجه به خصوصیات آن، به ویژه خصوصیت تغییر فصلی در قالب الگوهای پایه یونی متکی بر آزمون ریشه واحد فصلی و باکس-جنکینز فصلی با استفاده از داده‌های قیمت ماهانه ی یک‌روزه طی سال 1377-88 الگوسازی گردید. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد فصلی بیان‌گر آن است که قیمت ماهانه ی گوشتی از فرآیند تصادفی نالیستا فصلی تبعیت می‌نماید، و بر این اساس به‌کارگیری مدل پایه‌ی رگرسیونی برای تدوین الگوی پیش‌بینی قیمت مناسب است. مقایسه میزان درستی پیش‌بینی مدل‌های پایه‌ی رگرسیونی و خودتوضیحی هم میانگین متحرک فصلی بر اساس معیار RMSE. حاکی از برتری مدل پایه‌ی رگرسیونی به عنوان الگوی برتر برای پیش‌بینی مقادیر قیمت گوشتی در نهایت قیمت ماهانه ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی برای سال 1389-90 پیش‌بینی گردید.

Q14 C53 C22 :JEL

های کلیدی: تغییر فصلی، آزمون ریشه واحد فصلی، SARIMA، پیش‌بینی قیمت ی یک ی گوشتی

ستادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

E-mail: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

داری گوشتی یکی از فعالیت‌های عمده بخش کشاورزی ایران محسوب می‌شود. این صنعت با تولید بیش از 1565 هزار تن گوشت مرغ نقش مهمی در تامین پروتئین مورد نیاز کشور به عهده دارد (وزارت جهاد کشا 1388). اما فعالیت در پرورش مرغ گوشتی چه در ایران و چه در دیگر نقاط دنیا سرشار از مخاطرات است. مخاطراتی هم خطرپذیری تولید<sup>1</sup> و خطرپذیری بازار<sup>2</sup> باعث ایجاد نوسان در درآمد تولیدکنندگان مرغ گوشتی می‌شود. این بی‌اطمینانی از درآمدهای آینده، تولید را در کمدت مشکل و برنامه‌ریزی درازمدت را پیچیده می‌کند (سلامی و همکاران، 1388).

در چند سال اخیر، نوسان‌های قیمتی به یکی از مشکلات اصلی صنعت مرغ‌داری گوشتی کشور تبدیل شده است، به طوری که شرکت پشتیبانی امور دام کشور، موسسه ریزی و اقتصاد کشاورزی، معاونت امور دام وزارت جهاد کشاورزی و اتحادیه داری گوشتی کشور اذعان دارند که یکی از مشکلات اصلی و بحران گوشتی، وجود نوسان‌های قیمتی زیاد در بازار گوشت مرغ است (1387). در این میان، یکی از دلایل اصلی نوسان‌های تولید گوشت مرغ و به تبع آن قیمت گوشت مرغ در کشور، نوسان‌های قیمت جوجه‌ی یک‌گوشتی است. به طوری که این نوسان‌های قیمتی همراه تولیدکنندگان جوجه‌ی یک‌روزه گوشتی و پرورش‌دهندگان مرغ گوشتی را آزار داده و ریزی تولید را برای آن‌ها پیچیده و مشکل نموده است ( ). در این راستا، هدف اصلی تحقیق حاضر آن است تا رفتار قیمت جوجه‌ی یک‌گوشتی را در استان آذربایجان شرقی الگوسازی نماید. نتایج این مطالعه می‌تواند ابزار مفیدی در اختیار تولیدکنندگان جوجه‌های گوشتی این استان و هم‌پیشانی‌ها قرار دهد تا بتوانند با پیش‌بینی قیمت‌های آینده یک ریزی تولید خود را بهبود

<sup>1</sup>. Production risk

<sup>2</sup>. Market risk

ین، با استفاده از نتایج این مطالعه، بخش های اجرای دولت می تواند قیمت یک گوشتی را برای سال آینده پیش بینی کند و در این خصوص ریزی و سیاست گذاری کند. این مساله به نوبه خود می تواند موجبات کاهش های قیمت گوشت مرغ و در نتیجه افزایش رفاه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان مرغ گوشتی را فراهم آورد.

یکی از کاربردی ترین روش های پیش بینی متغیرهای اقتصادی به ویژه قیمت، استف زمانه است. کارگیری هر یک از تکنیک های سری زمانی بستگی به ماهیت متغیر سری زمانی مورد مطالعه دارد. بررسی صورت گرفته در خصوص مطالعات داخل کشور (قهرمانزاده و سلامی، 1387) نشان می دهد که کم تر به بررسی ماهیت تغییرات فصلی قیمت کالاهای کشاور ی یک ی گوشتی و الگوسازی رفتار این قیمت

توجه به این ماهیت برای پیش بینی مقادیر آینده . این در حالی است که شناسایی و تحلیل ماهیت واقعی رفتار فصلی قیمت جوجه ی یک ی گوشتی، به قابل انتظاری می تواند پیش بینی مقادیر آینده این سری را در مطالعات تجربی بهبود ببخشد. از این رو، انتظار می رود بررسی این جنبه از رفتار قیمت جوجه ی یک ی گوشتی و الگوهای پیش بینی متناسب با آن به توسعه ادبیات موضوع در کشور کمک نماید که این امر مهم یکی از اهداف اصلی تحقیق حاضر است .

برخی از محققان نیز تلاش نموده اند تا مقادیر آینده قیمت ها را در بازار مرغ پیش بینی نمایند. برای نمونه، کشاورز حداد (1385) قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و ماهی در استان های شاخص قیمت خرده فروشی ماهانه در دوره 84:02 -

1369:01 پیش بینی نموده است. در این مطالعه، با استفاده از آزمون ریشه واحد فصلی خصوصیات ایستایی سری قیمت یادشده مورد آزمون قرار گرفت و با توجه به ایستابودن قیمت یادشده در سطح داده ها، برای پیش بینی قیمت ها از روش خودتوضیحی

میانگین متحرک<sup>1</sup> (ARMA) معمولی استفاده شده است و در مورد دیگر الگوهای پیش‌بینی های زمانی فصلی مانند الگوهای خودتوضیحی دوره‌یی<sup>2</sup>، پایه‌ی رگرسیون<sup>3</sup> و متغیرهای مجازی فصلی بحثی صورت نگرفته است.

قهرمانزاده و سلامی (1387)، اقدام به تدوین الگویی برای پیش‌بینی قیمت ماهانه . برای این منظور، از تکنیک‌های سری زمانی در قالب الگوهای خودتوضیحی دوره‌یی (PAR)، پایه‌ی رگرسیون بر پایه آزمون‌های ریشه‌ی واحد فصلی و باکس - جنکینز (SARIMA) . ی های این تحقیق نشان داد که قیمت گوشت مرغ دارای تغییرات د یی منظم نیست و نمی PAR(p) پیش‌بینی قیمت‌ها استفاده نمود و مقایسه میزان درستی پیش‌بینی‌ها حاکی از برتری مدل پایه‌ی رگرسیون به عنوان الگوی برتر برای پیش‌بینی مقادیر قیمت

### روش تحقیق

استفاده از تکنیک سری زمانی برای الگوسازی رفتار یک سری مستلزم شناسایی ماهیت آن سری زمانی است. معمولاً یک سری زمانی شامل مولفه‌های روند زمانی<sup>4</sup>، حرکت یی<sup>5</sup>، تغییرات فصلی و مولفه غیر منظم<sup>6</sup> (لیم و مک‌آلیر، 2000 و کوک و آلتینی، 2007). کاهش یا افزایش بلندمدت یک سری زمانی است. یی، مربوط به حرکت چرخه غیر منظم یک سری، یک جزء تصادفی است که ناشی از اتفاق‌های نامعمول و پیش‌بینی‌ناپذیر است.

<sup>1</sup>. Autoregressive Moving Average (ARMA)

<sup>2</sup>. Periodic Autoregressive Model

<sup>3</sup>. Regression - Based Model

<sup>4</sup>. Trend

<sup>5</sup>. Cyclical movements

<sup>6</sup>. Irregular

مهم دیگر یک سری زمانی، تغییرات فصلی آن است. برای یک سری زمانی همانند قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی، تغییر شرایط آب و هوا، تقاضای فصلی کنندگان گوشت مرغ، وجود مناسبت های مذهبی و اعیاد، عرضه فصلی جوجه یک ی گوشتی و کوتاه بودن دوره تولید مرغ گوشتی، از جمله عواملی است که باعث فصلی بودن این سری های قیمت می . الگوی پیش بینی این گونه سری های زمانی می بایست این مولفه (تغییرات فصلی)

اخیر، به ویژه بعد از مطالعه هیلبرگ و همکاران (1990)، ادبیات مربوط به این خصوص شیوه اعمال این مولفه در الگوسازی رفتار های زمانی توسعه زیادی یافته ( ) 1991؛ بولیو و مایرن، 1993؛ هیلبرگ، 1995؛ قیسلز و همکاران، 1994؛ کانوا و 1995؛ تیلور، 1998؛ رودریگز و ازبورن، 1999 2004 و رودریگز و فرانسس، 2005). رفتار فصلی یک سری زمانی مثلا سری قیمت ی یک ی گوشتی می تواند به صورت یک فرآیند فصلی قطعی<sup>1</sup> یا تصادفی<sup>2</sup> (دارن و دایبلت، 2002). یک مولفه فصلی تصادفی را، یک فرآیند ریشه واحد فصلی یا فرآیند فصلی تصادفی نایستا<sup>3</sup> می (قیسلز و آزبورن، 2001). پس از تشخیص وجود چنین فرآیندی، برای الگوسازی و پیش بینی رفتار سری زمانی ابتدا می بایست از فیلتر گیری فصلی یا معمولی و یا هر دو، برای ایجاد سری های زمانی ایستا استفاده نمود. سپس رفتار سری زمانی را توسط روش یی یافت باکس و جنکینز فصلی (1976) و الگوی پایه - رگرسیونی الگوسازی کرد و از این راه مقادیر آینده سری را پیش بینی نمود. یکی از راه های شناسایی وجود فرآیند فصلی تصادفی نایستا در سری زمانی انجام آزمون ریشه ی واحد فصلی<sup>4</sup> . هیلبرگ و همکاران (1990) برای اولین بار آزمون ریشه

<sup>1</sup>. Deterministic Seasonal Process

<sup>2</sup>. Stochastic Seasonal Process

<sup>3</sup>. Non-stationary stochastic seasonality

<sup>4</sup>. Seasonal unit root test

فصلی و غیرفصلی را برای سری مانی فصلی سه ماهه ارائه نمودند، که بعداً توسط بولیو و مایرن (1993) های زمانی ماهانه بسط داده شد. فرض کنید  $P_t$  یک سری زمانی ماهانه مانند سری قیمت ماهانه  $\mu_t$  یک  $\varepsilon_t$  ی گوشتی باشد که رفتاری منطبق با فرآیند خودتوضیحی ماهانه زیر :

$$\varphi(L)P_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t} \quad (1)$$

که  $\varphi(L)$  یک چند جمله‌یی  $L$   $[\varphi(L) = 1 - L^{12}]$  همان تعریف قبلی  $\varepsilon_t$  یک فرآیند نوفه سفید،  $\mu_t$  های قطعی عرض از مبداء ( $\alpha$ ) روند خطی ( $t$ ) و متغیرهای موهومی فصلی ماهانه ( $D_{s,t}$ ) .  
 بی  $\varphi(L) = 1 - L^{12}$  ریشه بر روی یک چرخه واحد است که این ریشه ( ) (تیلور، 1998):

$$\pm 1; \pm i; -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i); \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i) \quad (2)$$

$i^2 = -1$  است و هر یک از ریشه

$$\pm \frac{\pi}{6}, \mp \frac{5\pi}{6}, \pm \frac{\pi}{3}, \mp \frac{2\pi}{3}, \pm \frac{\pi}{2}, \pi, 0$$

ترتیب در فراوانی  $\pm \frac{\pi}{6}, \mp \frac{5\pi}{6}, \pm \frac{\pi}{3}, \mp \frac{2\pi}{3}, \pm \frac{\pi}{2}, \pi, 0$  می . از این مجموعه، اولین ریشه، یعنی  $+1$ ، ریشه‌ی واحد غیرفصلی است که در فراوانی صفر، یعنی بدون تکرار در طول یک سال اتفاق می افتد و به ریشه‌ی واحد فراوانی صفر<sup>1</sup> (تیلور، 1998). بقیه، ریشه‌های واحد فصلی است که به ترتیب در 6 3 9 8 4

2 10 7 5 1 11 چرخه در یک سال اتفاق می . پس سری زمانی  $P_t$  می تواند هر یک از ریشه‌های فوق و یا مجموعه‌یی ها را داشته باشد و نوع ریشه ( ) خواهد کرد که چگونه سری زمانی یادشده می بایست ایستا شود. بنابراین، باید ابتدا نوع ریشه‌ی واحد شناسایی شود. بولیو و مایرن (1993) گیری از تجزیه ریشه

<sup>1</sup>. Zero-frequency unit root

گیری فصلی<sup>1</sup> اند که برای آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی می  
رگرسیون (3)

$$(1 - L^{12})P_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12} \pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j (1 - L^{12})P_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که  $\alpha, D_{s,t}, t$ ، همان تعاریف قبلی خود را دارد،  $p$  تعمیم معادله (3) برای تامین  
خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلاص معادله  $(\varepsilon_t)$   $\delta_s, \beta, \pi_i, \phi_j$   
که باید برآورد گردند و  $y_{i,t}$  مطابق تعریف بولیو و مایرن (1993)، تبدیل‌های خطی از مقادیر  
 $P_t$  است که در هر کدام از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مربوط ننگه  
و بقیه ریشه‌های واحد در دیگر فراوانی شیوه متغیرهای  $y_{i,t}$   
مطابق تعریف بولیو و مایرن در زیر آمده است.



<sup>1</sup> برای این منظور می‌توان از رهیافت تجزیه ریشه‌های واحد تفاضل فصلی  $(1-L^{12})$  به شکل زیر استفاده نمود  
(رودریگز و آزون، 1999):

$$(1-L^{12}) = (1-L)(1+L)(1+iL)(1-iL) \left[ \frac{1}{2} \frac{1-(\sqrt{3}L)}{1+(\sqrt{3}L)} \right] \left[ \frac{1}{2} \frac{1+(\sqrt{3}L)}{1-(\sqrt{3}L)} \right] \left[ \frac{1}{2} \frac{1-(\sqrt{3}L)}{1+(\sqrt{3}L)} \right] \left[ \frac{1}{2} \frac{1+(\sqrt{3}L)}{1-(\sqrt{3}L)} \right]$$

$$\left[ \frac{1}{2} \frac{1-(\sqrt{3-i}L)}{1+(\sqrt{3-i}L)} \right] \left[ \frac{1}{2} \frac{1+(\sqrt{3-i}L)}{1-(\sqrt{3-i}L)} \right] \left[ \frac{1}{2} \frac{1-(\sqrt{3+i}L)}{1+(\sqrt{3+i}L)} \right] \left[ \frac{1}{2} \frac{1+(\sqrt{3+i}L)}{1-(\sqrt{3+i}L)} \right]$$

$$\begin{aligned}
y_{1t} &= (1 + L + L^2 + L^3 + L^4 + L^5 + L^6 + L^7 + L^8 + L^9 + L^{10} + L^{11})P_t, \\
y_{2t} &= -(1 - L + L^2 - L^3 + L^4 - L^5 + L^6 - L^7 + L^8 - L^9 + L^{10} - L^{11})P_t, \\
y_{3t} &= -(1 - L^3 + L^5 - L^7 + L^9 - L^{11})P_t, \\
y_{4t} &= -(1 - L^2 + L^4 - L^6 + L^8 - L^{10})P_t, \\
y_{5t} &= -\frac{1}{2}(1 + L - 2L^2 + L^3 + L^4 - 2L^5 + L^6 + L^7 - 2L^8 + L^9 + L^{10} - 2L^{11})P_t, \\
y_{6t} &= \frac{\sqrt{3}}{2}(1 - L + L^3 - L^4 + L^6 - L^7 + L^9 - L^{10})P_t, \\
y_{7t} &= \frac{1}{2}(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 - L^9 + L^{10} + 2L^{11})P_t, \\
y_{8t} &= -\frac{\sqrt{3}}{2}(1 + L - L^3 - L^4 + L^6 + L^7 - L^9 - L^{10})P_t, \\
y_{9t} &= -\frac{1}{2}(\sqrt{3} - L + L^3 - \sqrt{3}L^4 + 2L^5 - \sqrt{3}L^6 + L^7 - L^9 + \sqrt{3}L^{10} - 2L^{11})P_t, \\
y_{10t} &= \frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}L + 2L^2 - \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 + \sqrt{3}L^7 - 2L^8 + \sqrt{3}L^9 - L^{10})P_t, \\
y_{11t} &= \frac{1}{2}(\sqrt{3} + L - L^3 - \sqrt{3}L^4 - 2L^5 - \sqrt{3}L^6 - L^7 + L^9 + \sqrt{3}L^{10} + 2L^{11})P_t, \\
y_{12t} &= -\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}L + 2L^2 + \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 - \sqrt{3}L^7 - 2L^8 - \sqrt{3}L^9 - L^{10})P_t.
\end{aligned} \tag{4}$$

در هر یک از 12  $y_{i,t}$  به ترتیب براساس حفظ یکی از ریشه

( ) و حذف دیگر ریشه‌های واحد تولید می . به عنوان مثال، در ایجاد

$y_{1,t}$ ، ریشه‌ی واحد در فراوانی صفر (+1) در معادله باقی و بقیه ریشه‌های در دیگر

ی اند؛ در حالی که ایجاد سری  $y_{2,t}$ ، فقط بر پایه حفظ ریشه

فراوانی  $\pi$  ( ) و حذف بقیه ریشه‌ها در دیگر فراوانی است و بدین

ترتیب دیگر سری  $y_{i,t}$  نیز ایجاد شده . بنابراین، از لحاظ آماری، معنی

$\pi_i$ ، بیان‌گر وجود ریشه‌ی واحد در فراوانی مربوطه .

گیری از آزمون BM، ابتدا می‌بایست وقفه‌ی بهینه  $p$ ، یعنی تعداد

(4) تعیین گردد. برای این منظور، مطابق ره‌یافت  $(1 - L^{12})P_{t-j}$

(2004) (3) ی بیش  $(p_{max})$  (36 )

( برآورد می . سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی LM وجود خودهمبستگی

سریالی از درجه (LM(12))، یعنی خودهمبستگی فصلی، در اجزای



برآورد شده مورد سنجش قرار می گیرد، و اگر آماره‌ی این آزمون از لحاظ آماری معنی نباشد، یک عدد از تعداد وقفه‌ها کاسته و دوباره معادله برآورد می . این عمل تا جایی تکرار می شود که آماره‌ی آزمون معنی . به عبارت دیگر اگر آزمون آمار LM(12)

ک -1 k k عدد تعیین می .

که تعداد وقفه‌ی مناسب اولیه (k) تعیین شد، با به کارگیری آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلاص، اعتبار و خوبی برازش الگوی نهایی مورد سنجش واقع می .

های کنترل تشخیصی شامل آزمون خودهمبستگی سریالی LM

(LM(1))، آزمون واریانس ناهمسانی شرطی از درجه (ARCH(1))

(ARCH(12))<sup>1</sup>

پس از تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه، می بایست معادله (3) را با استفاده از روش کم‌ترین

مربعات معمولی (OLS) سپس باید آزمون معنی  $\pi_i$

سنجیده F t<sup>2</sup>. فرضیه‌ی عدم مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد در فراوانی

خاص در برابر فرضیه‌ی گزینه‌ی ایستا بودن در این فراوانی مورد آزمون قرار می گیرد.

ن وجود ریشه‌های واحد در فراوانی صفر و  $\pi$ ، فرضیه  $H_{k0} : \pi_k = 0$

برخی از مطالعات از جمله بسویچ و فرانسس (1995 1996) (1998)، رودریگز و آزبورن (1999)

همکاران (1999) (2004)، برای انجام آزمون خودهمبستگی سریالی LM F

کردند. به طور کلی، آزمون LM F به صورت زیر محاسبه می :

$$LM = \frac{N - k^* - l}{l} \times \frac{RSS_r - RSS_u}{RSS_u} \sim F(l, N - k^* - l)$$

که در آن، N، تعداد ضرایب برآورد شده در معادله‌ی رگرسیون مقید، l

کارگرفته شده در معادله‌ی رگرسیون نامقید،  $RSS_r$   $RSS_u$  به ترتیب مجموع

رگرسیون مقید و نامقید است (رودریگز و آزبورن، 1999). F محاسباتی دارای توزیع استاندارد F

ترتیب عدد  $F(l, N - k^* - l)$  است که l، برای آزمون خودهمبستگی سریالی از د

ی حاضر نیز همانند تحقیقات یادشده از آماره LM F

مقادیر بحرانی این آماره‌ها حالت استاندارد ندارد و توسط خود بولیو و مایرن (1993) ایجاد شده .

$k = 1, 2$        $H_{k1}: \pi_k < 0$        $k = 1, 2$        $H_{k0}: \pi_k = \pi_{k+1} = 0$        $k = 3, 5, 7, 9, 11$

ت یک طرفه سنجیده می . ای آزمون وجود ریشه های واحد فصلی مرکب<sup>1</sup>، فرضیه  
 مبنی بر وجود دست کم یک ریشه ی واحد فصلی مخالف صفر ( $H_{k0}: \pi_k = \pi_{k+1} \neq 0$ )  
 F       $(k = 3, 5, 7, 9, 11)$       ی      فرضیه .

$\pi_1 = \pi_2 = 0$        $\pi_9 = \pi_{10} = 0$  ,       $\pi_7 = \pi_8 = 0$  ,       $\pi_5 = \pi_6 = 0$  ,       $\pi_3 = \pi_4 = 0$

وجود ریشه ی واحد در فراوانی  $\pm \frac{\pi}{2}$  ( )  $\mp \frac{2\pi}{3}$  ( )  $\pm \frac{\pi}{3}$  ( )

$\pm \frac{5\pi}{6}$  (2) (دو و نیم ماهه)  $\pm \frac{\pi}{6}$  (12 ماهه یا سالانه<sup>3</sup>) . معنی آماری هر یک

اوانی  $F_{k,k+1}$   $t_k$  زمانی متغیر  $P_t$  بیان گر وجود ریشه

مربوط است که برای خارج نمودن این ریشه از سری باید فیلتر تفاضل گیری مرتبط با آن  
 . اگر بیش از یک ریشه ی واحد در سری زمانی ظاهر گردد، می بایست از

ضرب فیلترهای تفاضل گیری مربوط برای ایستاسازی استفاده شود.<sup>4</sup> در حقیقت، از این

باشستگی فصلی<sup>5</sup>  $P_t$  مشخص می . براساس تعریف انگل (1989)

$$P_t \sim I_\theta(d) \quad \theta \text{ در فراوانی } d$$

در فراوانی صفر باشد، هم انباشستگی استاندارد به می آید. علاوه بر این، یک سری می

در یک یا چند فراوانی هم (برنداستراپ و همکاران، 2004).

یافت BM، زمانی متغیر قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی بدون

ریشه ی واحد غیرفصلی و فصلی خواهد بود که  $\pi_2$   $\pi_1$  های فراوانی

<sup>1</sup>. Complex root

<sup>2</sup>. Semi-annual

<sup>3</sup>. Annual

برای مثال، اگر دو ریشه ی واحد در فراوانی  $\pi$  در مدل وجود داشته باشد از فیلتر تفاضل گیری

. استفاده می  $(1-L)(1+L)$

<sup>5</sup>. Seasonal Integration

فصلی  $\{3,4\}, \{5,6\}, \{7,8\}, \{9,10\}, \{11,12\}$  به عبارت دیگر،  
 تامین این شرایط نشان - ایستا<sup>1</sup> بودن متغیر قیمت ماهانه ی یک  
 گوشتی خواهد بود. اما اگر تمامی ریشه زمان در سری زمانی قیمت  
 ظاهر شود، متغیر دارای گام تصادفی فصلی<sup>2</sup> . این فرآیند به هم انباشتگی فصلی از  
 (SI(1) نیز معروف است (2004). بر این اساس، رد نشدن فرضیه  

$$H_0: \phi(L) = 1 - L^{12}$$
 (معنی) بیانگر تبعیت سری زمانی  
 قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی از فرآیند گام تصادفی فصلی است. در این حالت،  
 برای ایستا نمودن آن می بایست از تفاضل گیری فصلی  $(1 - L^{12} = \Delta_{12})$  .  
 نکته یی که در مورد آزمون BM می بایست مورد توجه قرار گیرد این است که بنا به نظر  
 دیکلی (1993)  $t_k$   $F_{k,k+1}$  نمی زمان وجود ریشه  
 واحد در تمام فراوانی ها و یا فراوانی های فصلی را بیازماید. از این رو، تیلور (1998)  
 مشکل آزمون یافت قیسلز و همکاران (1994)  
 F دیگر  $(F_{2...12} \quad F_{1...12})$  . مطابق این ره یافت، برای آزمون نبود ریشه  
 واحد در تمام فراوانی ها در سری زمانی مورد نظر مانند سری زمانی قیمت جوجه ی یک  
 گوشتی،  $P_t$ ، فرضیه  $H_0: \pi_1 = \pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$  از طریق آزمون  $F_{1...12}$  سنجیده  
 می .  $F_{1...12}$  محاسباتی کم تر از مقدار بحرانی<sup>3</sup> آن باشد، سری زمانی  
 قیمت جوجه ی یک ی گوشتی دارای ریشه ی واحد در تمامی فراوانی . در غیر این  
 کم یکی از ضرایب  $\pi_t$  . این امر بدین معنا است که سری  
 زمانی قیمت جوجه ی یک ی گوشتی دست کم دارای یک ریشه ی واحد فصلی یا  
 غیر فصلی است. در این صورت، فرضیه ی عدم مبنی بر وجود ریشه

<sup>1</sup>. Trend Stationary

<sup>2</sup>. Seasonal random walk

. مقادیر بحرانی این آماره ها حالت استاندارد ندارد و توسط خود تیلور (1998)

اوانی های فصلی  $\pi_2 = \pi_3 = \dots = \pi_{12} = 0$  از طریق آزمون  $F_{2...12}$  و فرضیه ریشه‌ی واحد غیرفصلی همانند روش BM از طریق آماره  $t_1$  سنجیده می‌شود. محاسباتی بیش‌تر از مقدار بحرانی آن باشد، سری قیمت جوجه یک‌گوشتی دارای ریشه‌ی واحد در فراوانی‌های فصلی نیست و طبیعتاً نبود معنی  $t_1$  بیان‌گر وجود تنها یک ریشه‌ی واحد غیرفصلی در سری قیمت است. کلی، اگر مطالعه‌ی به دنبال آزمون وجود ریشه می‌فراوانی‌ها و یا در تمامی فراوانی‌های فصلی به طور هم کارگیری ره‌یافت تیلور (1998) این امکان را فراهم می‌کند.

در نهایت، با بهره‌گیری از آزمون BM (مین تیلور)، نوع و تعداد ریشه‌های زمانی قیمت ماهانه یک‌گوشتی قابل شناسایی است و متناسب با آن نوع فیلتر تفاضل‌گیری نیز برای ایجاد سری‌های زمانی ایستا تعیین می‌شود. های ایستاشده  $(\Delta_s P_t)$  برای پیش‌بینی مقادیر آینده های قیمت کار می‌کنند. اگر نتایج آزمون انجام شده بر سری زمانی قیمت یک‌گوشتی بیان یک فرآیند تصادفی فصلی نایستا باشد، الگوی مناسب برای پیش‌بینی قیمت خودتوضیحی است که اصطلاحاً به الگوی پایه‌ی رگرسیون معروف است، و دارای شکل ریاضی به صورت معادله (5) می‌باشد.

$$\Delta_s P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta_s P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

که  $\Delta_s P_t$ ، سری قیمت ایستاشده،  $\alpha_0$  پارامترهای الگو است که باید برآورد گردد،  $\Delta_s P_{t-i}$  نام سری قیمت ایستاشده و  $\varepsilon_t$

یکی های پیش نهادی دیگر برای الگوسازی و پیش بینی یک سری زمانی فصلی مانند قیمت جوجه ی یک ی گوشتی، الگوی باکس و جنکینز فصلی (1976) . این محققان با استفاده از الگوی خودتوضیحی هم ی میانگین متحرک فصلی<sup>1</sup> (SARIMA) های زمانی فصلی که از فرآیند تصادفی فصلی نایستا تبعیت می نمایند الگوسازی و پیش بینی انجام دادند. مطابق این ره یافت، الگوی SARIMA دارای دو جزء فصلی و غیرفصلی . جزء فصلی خود به صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک از وقفه فصلی (در این مطالعه از وقفه 12) به ترتیب از در  $P$  و بخش غیرفصلی نیز همانند ARIMA استاندارد، به صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک از های غیرفصلی از درجه  $p$  و  $q$  وارد الگو می (2004). به طور عمومی، یک الگوی فصلی باکس - جنکینز به شکل  $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)$  می . در این  $d$  گیری معمولی  $(1-L)^d$  گیری فصلی، یعنی تفاضل مقدار متغیر از مقدار خود در ماه مشابه سال گذشته  $([1-L^{12}]^D)$ ، است که برای ایستاسازی متغیر اقتصادی مورد مطالعه به کار گرفته می . متغیرهای اقتصادی فصلی با یک مرتبه تفاضل گیری فصلی و غیرفصلی  $(D=d=1)$  ایستا می ( همکاران، 2004). طور کلی، در روش SARIMA، ابتدا ایستایی متغیر با استفاده از نمودار تابع خودهمبستگی نمونه بررسی می شود و متناسب با آن فیلتر تفاضل گیری فصلی و غیرفصلی برای ایجاد سری های زمانی ایستا به کار گرفته می . ی باکس - جنکینز، الگوی SARIMA مناسب برای پیش بینی این متغیر تعیین می ( 1998). در نهایت، با استفاده از پارامترهای الگوی برآورد شده، پیش بینی های آینده برای متغیر صورت می پذیرد.

<sup>1</sup>. Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average (SARIMA)

ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) در قالب دو نوع فرم تابعی جمع‌پذیر و حاصل

نشان داده می‌شود. در فرم تابعی جمع‌پذیر پارامتر فصلی به صورت متغیر میانگین متحرک یا خودتوضیحی به الگو اضافه می‌شود. ولی در فرم تابعی حاصل ضرب پارامتر فصلی به صورت متغیر میانگین متحرک یا خودتوضیحی در دیگر متغیرها ضرب می‌شود. به عبارت دیگر، های فصلی و غیرفصلی در الگو لحاظ می‌شود.

گونه که بیان شد، ممکن است الگوهای مختلفی برای پیش‌بینی مقادیر آینده متغیر قیمت ماهانه یک گیاه گوشتی، یا طور کلی یک متغیر اقتصادی، پیش‌بینی یک معیار عملی و کاربردی برای انتخاب الگوی برتر، محاسبه ی درستی پیش‌بینی این الگو. میزان خطای پیش‌بینی الگوهای مختلف، توسط معیارهای متفاوتی فرموله می‌شوند تا از این طریق بتوان دقت پیش‌بینی ها را مقایسه کرد. یکی از مرسوم‌ترین و پرکاربردترین معیارها، ریشه‌ی دوم میانگین مربعات خطاهای<sup>1</sup> (RMSE) پیش‌بینی است که به صورت زیر محاسبه می‌شود (دریچ، 2003):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2}, \quad e_t^f = P_t - P_t^f \quad (6)$$

که در آن، n، تعداد پیش‌بینی،  $e_t^f$ ، خطای پیش‌بینی در زمان t،  $P_t$  به ترتیب مقدار واقعی و پیش‌بینی

RMSE، انحراف معیار خطاهای پیش‌بینی است که نسبت به درجه‌ی آزادی تعدیل

(دریچ، 2003). هر اندازه که میزان RMSE کم

معیار خطاهای پیش‌بینی نیز کم. بنابراین، هر الگوی پیش‌بینی که دارای دست‌کم RMSE باشد، به عنوان الگوی برتر انتخاب می‌شود.

با توجه به این که در میان استان شمال غرب کشور، استان آذربایجان شرقی هم از نظر مصرف و هم از لحاظ تولید جوجه‌ی یک گیاه گوشتی رتبه

<sup>1</sup>. Root of Mean Square Error (RMSE)

دیگر، نقش مهمی در رهبری قیمت این محصول در منطقه دارد، این استان برای مطالعه موردی انتخاب گردید. های مورد نیاز در این مطالعه شامل قیمت ماهانه یک ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی است که به صورت ماهانه از بانک اطلاعات شرکت پشتیبانی امور دام و طیور کشور و موسسه داری کشور در 1377-88 تهیه گردیده است. جا که اطلاعات ارزشمند یادشده به تفکیک کشور عملاً بعد از اجرای طرح آزادسازی یور، یعنی سال 1377 ی زمانی متغیرهای مطالعه 1377-88 .

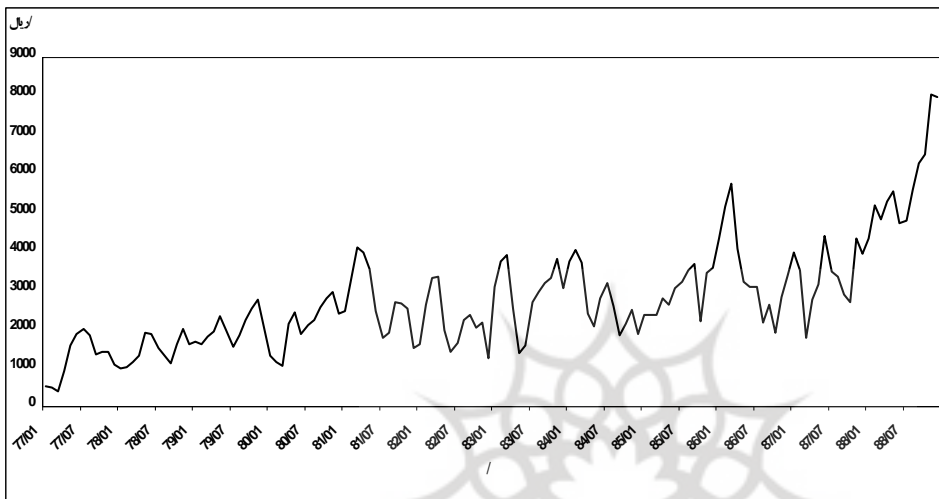
گفتنی است مجموعه های بیان شده در بسته افزاری به شکل آمده و تعریف شده از قبل وجود ندارد، و می باید توسط فرد برنامه نویسی شود. در این مطالعه از Shazam10.0

## نتایج و بحث

(1) روند تغییرات قیمت ی یک ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی را در سال 1377-88 نشان می . براساس این نگاره، بررسی ظاهری و اولیه روند تغییرات متغیرهای قیم یادشده در این سالها، بازگو کننده ی اساسی در مورد ماهیت ایجاد داده (DGP<sup>1</sup>) این متغیر است. ی اول این که، سری های قیمت ی یک ی گوشتی روند رو به رشد دارد، به نحوی که قیمت این محصول 1377-88، به طور میانگین سالانه با نرخ 17/5% افزایش یافته است. بنابراین، ی روند زمانی، یکی از مولفه های اصلی تشکیل ی ماهیت ایجاد داده قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی است. تغییر فصلی در ماهیت ایجاد سری قیم یک . بررسی قیمت ی این محصول

<sup>1</sup>. Data Generation Process (DGP)

در استان آذربایجان شرقی در نگاره (1) نشان می‌دهد که اولاً قیمت یک ی گوشتی دارای تغییرات فصلی است، به نحوی که در برخی از ماه ی بیش‌ترین خود و در برخی از ماه ی کم‌ترین خود قرار دارد. دوم این که الگوی تغییر فصلی قیمت‌های این محصول در طول این 12 سال، یعنی 1377-88



(1). میانگین قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی طی سال 1377-88

پیش‌بینی پایه‌ی رگرسیونی، ابتدا وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی در سری زمانی قیمت مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، از آزمون ریشه واحد فصلی BM . مطابق این آزمون، ابتدا معادله‌ی رگرسیونی (3) برای تبدیل لگاریتمی سری زمانی قیمت ماهانه ی گوشتی از روش OLS تخمین زده . سپس، معنی BM، یعنی آماره  $t_k$   $F_{k,k+1}$  سنجیده شد که



نتایج آن (1) . همان گونه که در جدول (1)

قیمت ی یک ی گوشتی، مقایسه

BM با مقادیر بحرانی آن‌ها، بیان گر نبود معنی  $t_k$

$F_{k,k+1}$  %5 . بر این اساس می توان نتیجه گرفت ک

زمانی قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی دارای ریشه های واحد در تمامی فراوانی

. این امر بدین معنی است که فرآیند ایجاد داده قیمت

یک ی گوشتی به صورت یک فرآیند گام تصادفی فصلی است و می بایست با به کارگیری

فیلتر تف گیری فصلی، یعنی  $\Delta_s = 1 - L^{12}$  این سری را ایستا نمود. به عبارت دیگر، این

قیمت هم انباشته فصلی از درجه  $SI(1)$  . برای اطمینان بیش

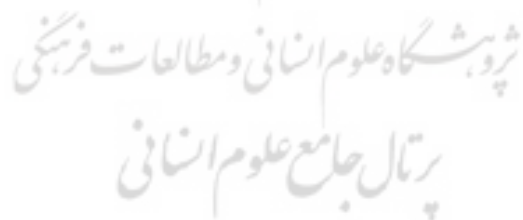
انباشته فصلی از درجه ی اول در سری قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی، آزمون

تیلو (1998) نیز انجام شد. نتایج آماره  $F_{1...12}$   $F_{2...12}$  این آزمون نیز همین

نتیجه را تایید می کند. (1)

%5 معنی دار نیست. این یافته نشان می دهد که سری قیمت ماهانه

ی ها ریشه



(1). نتایج آزمون ریشه‌ی واحد فصلی برای متغیر قیمت ی یک ی گوشتی

تیلور		$\frac{\pi}{6}$	$\frac{5\pi}{6}$	$\frac{\pi}{3}$	$\frac{2\pi}{3}$	$\frac{\pi}{2}$	$\pi$	0	فراوانی
$F_{2...12}$	$F_{1...12}$	$F_{11,12}$	$F_{9,10}$	$F_{7,8}$	$F_{5,6}$	$F_{3,4}$	$t_2$	$t_1$	
4/303	4/173	3/64	3/51	4/01	4/123	1/73	-2/019	-1/66	
25/214	24/354	17/57	17/38	17/73	19/39	25/48	-4/26	-5/27	گیری

\* سطح معنی 1%؛ مقادیر بحرانی در این سطح برابر با- $t_2$ ,  $F_{k,k+1}=7/86$ ,  $F_{1...12}=6/18$ ,  $F_{2...12}=6/17$   
 $t_1=-3/73$ ,  $t_1=3/21$ .  
 \*\* سطح معنی 5%؛ مقادیر بحرانی در این سطح  $t_2=-$ ,  $F_{k,k+1}=5/77$ ,  $F_{1...12}=5/09$ ,  $F_{2...12}=5/05$   
 $t_1=-3/19$ ,  $t_1=2/65$ .  
 \*\*\* سطح معنی 10%؛ مقادیر بحرانی در این سطح برابر با- $t_2$ ,  $F_{k,k+1}=4/86$ ,  $F_{1...12}=4/27$ ,  $F_{2...12}=4/07$   
 $t_1=-2/91$ ,  $t_1=2/36$  (فرانسس و هبایجن، 1997 و تیلور، 1998).  
 : یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از ایستا بودن سری گیری BM دوباره برای این داده

. نتایج در جدول (1) . براساس این جدول، همه  $t_k$   $F_{k,k+1}$  BM ی آزمون تیلور در سطح احتمال 5% معنی این

ی ایستابودن داده گیری شده است. پس از ایستاسازی سری زمانی

قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده با فیلتر تفاضل گیری فصلی ( $\Delta_s = 1 - L^{12}$ )، الگوی پایه

رگرسیون برای این سری برآورد گردید. ی بهینه در الگوی پایه

رگرسیونی به روشی که در فصل روش شناسی بازگو شده است، صورت گرفت. در نهایت

ی پایه‌ی رگرسیونی قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی با لحاظ نمودن یک

ی فصلی از درجه 12 ی غیرفصلی از درجه ی اول و دوم برآورد گردید. نتایج (2)

(2). برآورد ضرایب الگوی پایه ی رگرسیونی برای قیمت ماهانه یک روزه گوشتی

$(1 - L^{12})LnP_t = 0/095 + 0/782(1 - L^{12})LnP_{t-1} - 0/156(1 - L^{12})LnP_{t-2} - 0/353(1 - L^{12})LnP_{t-12}$	
$(3/77)^a$	$(10/13)$ $(-2/08)$ $(-6/99)$
$F_{ser} = 0/215 (0/415)^b$	ARCH(1)=0/102 (0/749)
$F_{12} = 0/845 (0/605)$	ARCH(12)=9/61 (0/65)

a: t محاسباتی برای هر یک از ضرایب برآورد شده در داخل پارانترز گزارش شده است. b: سطح معنی

: یافته های تحقیق

(2)، مقایسه ی مقادیر آماره t محاسباتی با مقدار بحرانی نشان می دهد که

ی ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری در سطح احتمال 1% معنی

معنی ( ) ARCH(q) LM(q)

های بالا به ترتیب بیان گر نبود خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی شرطی از

ی اول و دوازده در اجزای اخلاص این معادله در سطح احتمال 5% .

براساس الگوی پایه ی رگرسیونی برآورد شده برای قیمت گوشت مرغ زنده در جـ (2)

رفتار قیمت ی ی گوشتی متأثر از سه بخش از تغییرات قیمت

ی قیمت مربوط به ماه  $(1 - L^{12})LnP_{t-1}$  یعنی این تغییرات،

گذشته، بخش دوم این تغییرات،  $(1 - L^{12})LnP_{t-2}$  ی قیمـ

در  $(1 - L^{12})LnP_{t-12}$ ، مربوط به نرخ رشد قیمت ماه مورد نظر در

سال گذشته نسبت به همان ماه در سال پیش از آن است. به عبارت دیگر، نرخ رشد قیمت

ی گوشتی در هر ماه هم متأثر از نرخ رشد قیمت ی یک و دو ماه گذشته و

متأثر از نرخ رشد قیمت ماه مشابه سال گذشته است. تأثیرپذیری قیمت جوجه

ی گوشتی در هر ماه از قیمت ماه مشابه در سال گذشته، بدین معنی است که قیمت

ی یک ی گوشتی در طول سال تحت تاثیر رفتار تقاضای فصلی تولیدکنندگان است که این رفتار خود را به صورت ی فصلی از قیمت ( ) می . ی یک و دو در الگوی یادشده، بدین مفهوم است که قیمت جوجه ی گوشتی در هر ماه تحت تاثیر مقدار عرضه و تقاضای گوشت مرغ در یک و دو ماه گذشته، و در نتیجه قیمت آن در این یک و دو ماه قرار می گیرد. های یک، دو و ی قیمت ی یک ی گوشتی در الگوی پایه‌ی رگرسیونی (2)، مطابق انتظارات قبلی و قابل توجیه است. براساس ضرایب برآوردشده برای الگوی پایه‌ی رگرسیونی جوجه‌ی یک ی گوشتی در جدو (2) تاثیرپذیری قیمت هر ماه از سه بخش یادشده یکسان نیست، به طوری که تاثیر نرخ رشد قیمت (0/782) بیش از مجموع اثر رشد قیمت در دو ماه گذشته (0/157) (0/353) .

البته، برای الگوسازی و پیش بینی قیمت ی یک ی گوشتی پایه‌ی رگرسیونی یادشده، از الگوهای باکس - جنکینز فصلی (SARIMA) نیز استفاده شده، و دقت و توانایی دو الگوی یادشده در برابر هم سنجیده شده است. یافت باکس - جنکینز، سری قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی با استفاده از فیلتر گیر ی اول فصلی و غیر فصلی (D=d=1)، ایستاسازی گردید. PACF SACF، در الگوی اولیه SARIMA پذیر، های متغیرهای خودتوضیحی و میانگین متحرک تعیین شده، و یک بار به همراه متغیر خودتوضیحی فصلی از درجه‌ی یک [ARIMA(p,1,q)(1,1,0)<sub>12</sub>] و بار دیگر با لحاظ کردن متغیر میانگین متحرک فصلی از درجه [ARIMA(p,1,q)(0,1,1)<sub>12</sub>] . برای تمامی الگوهای برآورد شده، مقادیر آماره Q -باکس در برخی از های غیرفصلی مانند 6 های فصلی 12 24 . در حقیقت، در هر دو فرم تابعی، انتخاب الگوی مناسب براساس مراحل سه گانه‌ی باکس -جنکینز یعنی

شناسایی وقفه‌های پارامترهای خودتوضیحی (p) و میانگین متحرک (q) بر پایه‌ی بررسی نمودارهای خودهمبستگی‌های جزئی و نمونه، تخمین الگو با استفاده از روش بیش‌ترین نمایی و کنترل تشخیصی اجزای اخلاص توسط آماره‌ی باکس-پیرس (Q)

خودهمبستگی جزئی و هم  $q$   $p$  .  
 پس از انجام مراحل پیش‌گفته، الگوی نهایی فرم تابعی جمع‌پذیر با الگوی نهایی فرم تابعی ضرب مقایسه، و در نهایت الگوی برتر برای پیش‌بینی با توجه به نتایج آزمون Q -باکس، یعنی نبود خودهمبستگی سریالی و کم‌ترین مقادیر معیارهای SBC AIC

شناسایی گردید. بر این اساس، فرم تابعی حاصل ضرب به عنوان فرم برتر انتخاب شد. این الگو برای هر سری قیمت جوجه یک‌روزه دارای تصریح  $ARIMA(2,1,1)(0,1,1)_{12}$

نتایج تخمین آن در جدول (3) . (3)، سطح معنی ( )  
 آماره باکس-پیرس در وقفه (Q(p)) ی نبود خودهمبستگی سریالی در

5% . براساس اطلاعات این جدول، دیده می‌شود که اثر تغییرات فصلی به صورت یک متغیر میانگین متحرک فصلی الگوسازی شده است. عبارت دیگر، رفتار فصلی قیمت ماه جاری جوجه‌ی یک ی گوشتی تحت تاثیر مجموعه عوامل تصادفی شکل گرفته در همان ماه در سال گذشته است.

(3). برآورد ضرایب الگو SARIMA ضرب برای قیمت ماهانه یک ی گوشتی

$(1 - 1.011L + 0.517L^2)(1 - L)(1 - L^{12})LnPD_t = (1 + 0.871\epsilon_{t-1})(1 + 0.713\epsilon_{t-12})$				
(9/42)	(-5/08)	(12/57)	(21/84)	
Q(6)=3/22 (0/359)	Q(12)=10/85 (0/211)	Q(24)=31/6(0/51)	AIC=-2/491	SBC=-2/374

: یافته‌های تحقیق

برای انتخاب الگوی پیش‌بینی برتر برای سری قیمت جوجه یک‌گوشتی، معیارهای ریشه دوم میانگین مربعات خطاها (RMSE) برای هر یک از الگوهای پیش‌بینی در نظر گرفته‌های یک، دو، چهار، شش و هشت ماه به جلو محاسبه گردید. بدین منظور، الگوهای پیش‌بینی در نظر گرفته شده با استفاده از آمار و اطلاعات سال 1377-85 گردید و با استفاده از آن‌ها پیش‌بینی‌های یک، دو، چهار، شش و هشت ماه به جلو برای 1386-88 . سپس با مقایسه‌ی قیمت‌های واقعی جوجه‌ی یک‌گوشتی در سال 1386-88 با مقادیر پیش‌بینی شده، خطاهای پیش‌بینی به . با استفاده از این اطلاعات، معیارهای ریشه‌ی دوم میانگین مربعات خطاها (RMSE) هر یک از الگوهای پیش‌بینی در نظر گرفته شده محاسبه گردید. نتایج آن (4)

(4). میزان RMSE در پیش‌بینی های پایه‌ی رگرسیونی و SARIMA  
( : /ده ریال)

افق پیش‌بینی					سری قیمت
			یک ماه		
79	60	54	32	21	پایه‌ی رگرسیونی
979	890	867	216	231	ARIMA(2,1,1)(0,1,1) <sub>12</sub>

: یافته‌های تحقیق

(4)، در الگوی پایه‌ی رگرسیونی برآورد شده برای سری قیمت جوجه یک‌گوشتی، معیار RMSE یا انحراف معیار خطاهای پیش‌بینی برای نمونه برای پیش‌بینی‌های یک ماه بعد 210 ریال، دو ماه بعد 320 ریال و برای هشت ماه بعد 790 ریال . این در حالی است که مقدار معیار RMSE های یادشده به ترتیب 216 231 979 ریال است. بنابراین، ملاحظه می‌گردد معیار RMSE برای الگوی پایه‌ی رگرسیونی در مقایسه با الگوی SARIMA ضرب در تمامی گام ( ) دارای مقادیری به

مراتب کم . بر همین اساس می توان نتیجه گرفت که الگوی پایه ی رگرسیونی توانایی پیش بینی صحیح مقادیر آینده قیمت پیش بینی صحیح مقادیر آینده قیمت ی یک ی گوشتی . البته برای سنجش معنی دار بودن تفاوت میان خطاهای پیش بینی این دو گزینه از لحاظ آماری، از روش پیش دایبولد و ماریانو<sup>1</sup> (1995) . ی این آزمون  $Z$  -5/65 که در مقایسه با مقدار بحرانی جدول  $Z$  %1 (2/32) لحاظ آماری معنی دار است، و فرضیه ی عدم مبنی بر برابر با صفر بودن میانگین تفاضل خطاهای پیش بینی دو گزینه رد می . بنابراین، الگوی پایه ی رگرسیونی به عنوان الگوی برای پیش بینی قیمت ی یک ی گوشتی انتخاب گردید. در نهایت، مقادیر آینده ی قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی برای ماه 1389 1390 استان آذربایجان شرقی با استفاده از این الگوی پایه ی رگرسیونی پیش بینی گردید. نتایج آن (5)

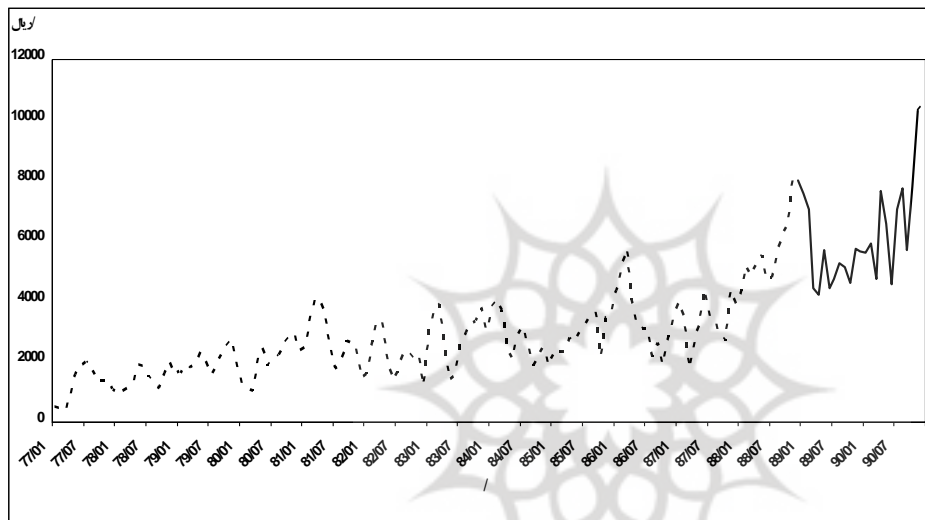
(5). پیش بینی قیمت ماهانه ی یک ی گوشتی استان آذربایجان شرقی ( : /ریال ) 1388-90

1	فروردین	اردیبهشت	تیر	شهریور								
1389	7551	7045	4456	4220	4336	4442	4745	5266	5111	4607	5738	5667
1390	5591	5912	4730	7658	6576	4567	7049	7758	5678	7782	10293	10529

: یافته های تحقیق

. در این روش، تفاضل خطاهای پیش بینی دو گزینه در افق های پیش بینی متفاوت محاسبه شده و میانگین این تفاضل ( $\bar{d}$ ) می . سپس فرضیه  $H_0: \bar{d} = 0$  دایبولد و ماریانو که دارای توزیع نرمال استاندارد است، سنجیده می ( ) 2004 91.

برای مقایسه‌ی روند قیمت‌های پیش‌بینی شده با روند قیمت‌های واقعی، روند تغییرات قیمت  
 ی یک ی گوشتی با استفاده از قیمت‌های واقعی در سال 1377-88  
 همراه قیمت ی پیش‌بینی شده برای سال 1389 1390 (2) ترسیم  
 چین منحنی، روند قیمت ی یک ی گوشتی را  
 1377-88 و قسمت خط متدد منحنی روند قیمت‌های پیش‌بینی شده  
 یک 1389 1390 نمایش می . بر اساس این نگاره می‌توان نتیجه  
 گرفت که روند قیمت ی پیش‌بینی شده برای دو سال آینده با روند قیمت‌های واقعی  
 ها پیش از آن هم‌خوانی دارد.



(2). میانگین قیمت ماهانه‌ی واقعی و پیش‌بینی شده ی یک ی گوشتی  
 استان آذربایجان شرقی در سال 1377-90

### نتیجه‌گیری و پیش

گونه که عنوان شد، الگوی پایه‌ی رگرسیونی در مقایسه با الگوهای SARIMA  
 مناسبی برای پیش‌بینی قیمت‌های آینده ی یک ی گوشتی است. با توجه به ماهیت



این الگو، بهره‌گیری های اجرایی دولت و بخش خصوصی به خوبی امکان‌پذیر است. از این رو، با استفاده از این الگو می‌توان قیمت ماهی یک ی گوشتی در سال آینده را پیش‌بینی نمود و بر اساس این اطلاعات قیمتی برنامه‌ریزی بهتری برای مدیریت بازار از طرف دیگر، تولیدکنندگان گوشت مرغ نیز می‌توانند از این الگو، قیمت ماهی یک ی گوشتی را برای ماه‌های آینده پیش‌بینی نمایند و برنامه‌ریزی را طوری تنظیم نمایند تا گوشت تولیدی را در زمان مناسب وارد بازار کنند، و از این طریق درآمد خود را افزایش دهند. این امر تا حدودی باعث ثبات قیمتی و در نوع خود باعث افزایش رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده خواهد شد.

با توجه به روند تغییرات قیمت ماهی یک ی گوشتی، انتظار می‌رود که نوسان‌های قیمت ماهانه ماهی یک ی گوشتی، آینده بیش

این مساله اهمیت بسیار دارد، زیرا با توجه به وضعیت نابسامان فعلی داری استان و کشور، افزایش قیمت جوجه‌های یک ی گوشتی موجب افزایش ناپایداری و خطر درآمد تولیدکنندگان جوجه‌های یک ی گوشتی، و به تبع آن درآمدندگان مرغ گوشتی را فراهم خواهد نمود. در نتیجه، این بی‌ثباتی در نوع خود در بخش مصرف، رفاه خانوارها را تحت تاثیر قرار خواهد داد. بر این اساس توصیه می‌گردد که های مربوط پیش‌بینی‌هایی را برای مدیریت بازار و مدیریت خطر قیمت جوجه یک ی گوشتی فراهم نمایند.

این مقاله از طرح پژوهشی دانشگاه تبریز استخراج شده است. بدین وسیله بر خود لازم می‌دانم که از معاونت محترم پژوهشی و فن‌آوری دانشگاه تبریز و تمامی افرادی که به نوعی در انجام آن همکاری نمودند، تشکر و قدردانی نمایم.

- سلامی، ح.، حسینی، س. و یزدانی، س. (1388). بیمه کاری برای کاهش خطر تولید و نوسان‌های قیمت در صنعت طیور کشور. کشاورزی 3(4): 1-30.
- شرکت پشتیبانی امور دام کشور. بانک اطلاعاتی قیمت برخی از فرآورده و طیور (1377-88) ریزی، بودجه و تشکیلات، وزارت جهاد کشاورزی. (1387). تدوین الگوی بیمه‌ی درآمد برای صنعت طیور گوشتی در ایران. پایان ی دکتر، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران.
- و سلامی، ح. (1387). الگوی پیش‌بینی قیمت در ایران: ی علوم کشاورزی ایران 39(2): 1-28.
- کشاورز حداد، غ. (1385). تحلیل اثرهای تقویمی در نوسان‌های قیمت برخی از کالاهای اساسی ( ) : های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ). ی تحقیقات اقتصادی 73: 295-328.
- Beaulieu, J. J. and Miron, J. A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. *Journal of Econometrics*, 55: 305-328.
- Boswijk, H. P. and Franses, P. H. (1996). Unit roots in periodic autoregressions. *Journal of Time Series*, 17: 221-245 .
- Boswijk, H. P. and Franses, P. H. (1995). Testing for periodic integration. *Economics Letters*, 48: 241-248.
- Brendstrup, B., Hylleberg, S., Nielsen, M., Skipper, L. and Stentoft, L. (2004). Seasonality in economic models. *Macroeconomic Dynamics*, 8: 362-394.
- Canova, F. and Hansen, B. E. (1995). Are seasonal patterns constant over time? A test for seasonal stability. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13: 237- 252.
- Darne, O. and Diebolt, C. (2002). A note on seasonal unit root tests. *Quality and Quantity*, 36: 305-310.
- Dickey, D. A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. *Journal of Econometrics*, 55: 329-331.

Enders, W.(2004 .)Applied econometrics time series. Second edition, John Wiley and Sons, Inc.

Franses, P. H. (1995). The effects of seasonally adjusting a periodic autoregressive process. *Computational Statistics and Data Analysis*, 19: 683–704 .

Franses, P.H. (1991). Seasonality, non-stationary and the forecasting of monthly time Series. *International Journal of Forecasting*, 7: 199-208.

Franses, P. H. and Hobijn, B. (1997). Critical values for unit root tests in seasonal time series. *Journal of Applied Statistics*, 24: 25- 47.

Franses, P. H. and Paap, R. (2004). *Periodic time series models: Advanced texts in Econometrics*. Oxford University Press.

Ghysels, E. and Osborn, D. R. (2001). *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*. Cambridge University Press.

Ghysels, E., Lee, H. S. and Noh, J. (1994). Testing for unit roots in seasonal time series: some theoretical and extensions and a Monte Carlo investigation. *Journal of Econometrics*, 62:415-442 .

Hylleberg, S. (1995). Tests for seasonal unit roots: General to specific or specific to general?. *Journal of Econometrics*, 69: 5-25.

Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 99: 215-238.

Koc, E. and Altinay, G. (2007). An analysis of seasonality in monthly per person tourist spending in Turkish inbound tourism from a market segmentation perspective. *Tourism Management*, 28: 227–237.

Lim, C. and McAleer, M. (2000). A Seasonal analysis of Asian tourist arrivals to Australia. *Applied Economics*, 32: 499-509.

Osborn, D. R. (2004). Unit root versus deterministic representations of seasonality for forecasting. 18<sup>th</sup> chapter. in: M. P. Clements and D. F. Hendry (eds). *A companion to economic forecasting*, Blackwell publishing.

Osborn, D. R., Heravi, S. and Birchenhall, C. R. (1999). Seasonal unit roots and forecasts of two-digit European industrial production. *International Journal of Forecasting*, 15: 27- 47.

Rodrigues, P. M. M. and Osborn, D. R. (1999). Performance of seasonal unit root tests for monthly data. *Journal of Applied Statistics*, 26(8): 985–1004.

Rodrigues, P.M.M. and Franses, H. P. (2005). A sequential approach to testing seasonal unit roots in high frequency data. *Journal of Applied Statistics*, 32(6): 555-569.

Taylor, A. M. (1998). Testing for unit roots in monthly time series. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3): 349-368 .

Wooldrige, J. M. (2003). *Introductory Econometrics, A Modern Approach*. Second edition, South-Western College Publishing.

