# ارائه الگوی پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا در ایران

مهرنوش عبداللهی، محمد نظری، رقیه زاهدیان تجنکی، نیلوفر قزوینی

## چکیده

هدف مقاله تدوین الگویی برای پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا به روش باکس و جنکینز با در نظر گرفتن اثرات فصلی قطعی و تصادفی می‌باشد. برای این منظور از داده‌های ماهیانه قیمت خرده‌فروشی این محصولات در سطح کشور برای سالهای ۱۳۸۶-۱۳۸۰ استفاده گردیده است. آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی بر مبنای تکنیک *HEGY* که توسط بولیو و مایرن (۱۹۹۳) برای داده‌های ماهیانه بسط داده شد، صورت گرفته است. براساس نتایج این آزمون، سری زمانی قیمت خرده‌فروشی میگو در کلیه فراوانیهای فصلی دارای ریشه واحد بوده ولی فاقد ریشه واحد غیرفصلی است. در عوض برای قیمت خرده‌فروشی ماهی قزل‌آلا، وجود ریشه واحد تنها در فراوانی صفر و $\mp\frac{2\pi}{3}$ تایید گردیده است. براین اساس، با تعقیب روش باکس- جنکینز بر روی داده‌های تبدیل شده، الگوی مناسب برای پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی میگو، استفاده از یک الگوی آریمای فصلی $SARIMA\ (1[8],\ 0,\ 2[10,11])(0,\ 1,\ 1)_{12}$ و برای قیمت خرده‌فروشی ماهی قزل‌آلا استفاده از یک الگوی $ARIMA\ (2,\ 1,\ 1)$ تشخیص داده شد.

**کلمات کلیدی: اثرات فصلی، آزمون ریشه واحد فصلی، آریمای فصلی، باکس و جنکینز.**

**مقدمه**

افزایش تقاضا برای محصولات شیلاتی منجر به افزایش صید، تلاش مضاعف صیادی و لذا آسیب‌دیدگی ذخایر آبزیان دریایی گردیده است. این عامل پویایی و رشد سریع آبزی‌پروری را بعنوان یک صنعت جایگزین در دنیا به همراه داشته است. در ایران نیز تلاش گسترده‌ای در جهت توسعه آبزی‌پروری صورت گرفته است بطوریکه در سال ۸۳ از کل تولید ۴۷۰ هزارتن محصولات شیلاتی در کشور حدود ۲۶/۵ درصد مربوط به آبزیان پرورشی بوده است (سازمان شیلات،۱۳۸۳). در این میان میگو و ماهی قزل‌آلا از محصولاتی هستند که تولید آنها در سایتهای پرورشی از رشد بالاتری نسبت به سایر آبزیان برخوردار می‌باشد.

قبل از برنامه اول توسعه، شرکت شیلات نقش زیادی در خرید و توزیع محصولات شیلاتی از جمله میگو داشت و کلیه فعالیتهای بازرگانی این محصول از جمله خرید، توزیع و صادرات توسط شرکت شیلات انجام می‌گرفت و قیمت‌های آن خارج از ساز وکار عرضه و تقاضا تعیین می‌شد. در راستای سیاست آزادسازی و واگذاری فعالیتهای تصدی به مردم در سال ۱۳۷۰، در جنوب خرید و فروش ماهیهای صنعتی و در سال ۱۳۷۱ خرید و فروش و صادرات میگو به تعاونیها و بخش خصوصی واگذار و آزاد گردید و فروش آن در بازار بر اساس قیمت‌های تعیین شده از سوی بازار و نه دولت انجام گرفت(رحیمی، ۱۳۷۹). اجرای این سیاست طبعا" نوسانات قیمتی این محصولات را تشدید کرده است. این موضوع بویژه برای میگو که علاوه بر ریسک قیمتی ناشی از تغییرات فصلی، نوسانات قیمت خوراک و سایر عوامل داخلی، به شدت تحت تاثیر شرایط بازارهای جهانی و سیاستهای تثبیت نرخ ارز قرار دارد، بیشتر نمایان است. بطوریکه قیمت میگوی دریافتی تولیدکنندگان در سال ۷۹ به ازای هر کیلوگرم ۴۵ هزار ریال بوده که پس از اجرای سیاست ثبات نرخ ارز این رقم به کیلویی ۲۵ هزار ریال کاهش یافته است. بررسی رفتار قیمت خرده‌فروشی آن در کشور نیز حاکی از ناپایداری و ریسک شدید قیمتی است بگونه‌ای که طی دوره ۸۶-۱۳۸۰حداکثر رشد ماهانه ۷۱ درصدی و حداقل رشد ۳۶/۵- درصدی را تجربه نموده است. ثبات بازار در مورد ماهی قزل‌آلا به مراتب بیشتر از میگو است هر چند که قیمت این محصول نیز متاثر از تغییرات فصلی، هزینه و تکنولوژی تولید است.

بررسی رفتار قیمت خرده‌فروشی قزل‌آلا حاکی از رشد متوسط سالانه ۷/۵ درصد، با حداکثر رشد ۷/۵ درصد و حداقل رشد ۱۳/۵- درصد و لذا دامنه تغییرات ۲۰ درصدی همراه بوده است. ضریب تغییرات ۳۱/۶ و ۱۷/۱ درصدی به ترتیب برای قیمت خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا بیانگر آن است که به ازای هر یک ریال قیمت میگو و قزل‌آلا حدود ۰/۳۱۶ و ۰/۱۷۱ ریال ریسک وجود دارد. در چنین شرایطی انجام پیش‌بینی‌های دقیق قیمت بویژه برای افق‌های کوتاه‌مدت می‌تواند از یک طرف اطلاعات مفیدی برای تولیدکنندگان در رابطه با تصمیم به تولید و تعیین حجم آن بدست دهد و از طرف دیگر توجه سیاستگذاران و برنامه‌ریزان این محصول را به شرایط آینده بازار جلب نماید تا با اطلاعات شفاف‌تری اقدام به تصمیم‌گیری در خصوص ذخیره‌سازی، و زمان ورود محصول به بازار برای جلوگیری از

بروز شوکهای قیمتی گردد. هدف اصلی مقاله حاضر الگوسازی رفتار قیمت خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا است تا از آن بعنوان ابزاری برای پیش‌بینی قیمت این محصولات در فصول مختلف استفاده شود. برای این منظور از متوسط قیمت‌های ماهانه خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا در سطح کشور استفاده گردیده است[1].

**پیشینه تحقیق**

در مطالعه ای توسط کوک و التینای[2] (۲۰۰۷) تغییرات ماهیانه فصلی در هزینه گردشگری به ازای هر نفر در ترکیه بررسی شد. در این بررسی از آزمون ریشه واحد فصلی و مدل *SARIMA* برای سری زمانی ماهیانه هزینه گردشگری استفاده شد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که رفتار فصلی قوی و تصادفی در داده های هزینه گردشگری به ازای هر نفر وجود دارد و همچنین الگوی فصلی در هزینه گردشگری به ازای هر نفر به طور قابل توجهی متفاوت از الگوی فصلی در جذب گردشگران می باشد. این نتایج برای تصمیم گیران در صنعت گردشگری ترکیه از نظر تخصیص مؤثر منابع و تقسیم بندی بازارها حائز اهمیت می باشد.

در مطالعه دیگری توسط کیم و موسی[3] (۲۰۰۵) دقت در دو روش پیش بینی مستقیم و غیر مستقیم جریان توریسم در استرالیا با استفاده از داده های ماهیانه و مدل *SARIMA* مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از مقایسه دو روش مستقیم و غیر مستقیم با استفاده از مدل *SARIMA* نشان داد که روش غیر مستقیم در جذب توریسم در استرالیا کارایی بیشتری دارد.

آکورت[4] (۲۰۱۰) در مقاله ای تحت عنوان« پیش بینی مصرف گاز طبیعی در ترکیه با استفاده از داده های سری زمانی » به مقایسه روش های مختلف پیش بینی پرداخت. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که در بین مدل های پیش بینی شامل هموارسازی نمایی، باکس جنکینز و مدل *SARIMA*، روش پیش بینی هموارسازی نمایی در داده های سری زمانی سالانه و روش *SARIMA* در داده های سری زمانی ماهیانه از عملکرد بهتری برخوردارند.

**فرضیه‌های تحقیق**

با توجه به ماهیت ماهیانه بودن سری های زمانی مورد بررسی، چه نوع تعدیلات فصلی در داده ها، کارایی مناسب در پیش بینی رفتار قیمتی محصولات را دارا است؟ آیا پیش بینی رفتار قیمتی سری های زمانی با استفاده از الگوی *SARIMA* به واقعیت نزدیک است؟

---

[1]- قیمت خرده‌فروشی میگو میانگینی از قیمت خرده‌فروشی انواع مختلف میگو اعم از پرورشی و صیادی می‌باشد که از دفتر بهبود و بازاریابی سازمان شیلات اخذ شده است.

[2] – koc & ELtinay
[3] – Kim & Moosa
[4] - Akkurt

## روش‌شناسی

آزمون ریشه واحد فصلی (HEGY)

مطالعات تجربی حاکی از آن است که اغلب سریهای زمانی اقتصادی دارای رفتار فصلی متغیر می‌باشند *(Brendstrup & et al, 2004)*. و بیشتر از فرآیند روند تصادفی و یا فرآیند فصلی تصادفی نامانا تعبیت می‌نمایند *(Beaulieu & Miron, 1993)*. شناسایی وجود فرآیند تصادفی نامانا در سری زمانی از دو طریق امکانپذیر است: بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه[1] *(SACF)* و انجام آزمون ریشه واحد فصلی. در روش اول در صورت تشخیص وجود چنین فرآیندی برای الگوسازی رفتار سری زمانی ابتدا می‌بایست از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی یعنی تفاضل مقدار متغیر در هر ماه از مقدار خود آن متغیر در ماه مشابه سال گذشته جهت ایستا نمودن سری استفاده نمود و سپس رفتار سری را بر اساس رهیافت باکس و جنکینز در قالب مدل *SARIMA* الگوسازی نمود *(Kim & Moosa, 2001)*.

با قضاوت ظاهری بر اساس رفتار *SACF* نمی‌توان بطور قاطع در مورد وضعیت ایستایی و درجه تفاضل‌گیری متغیرها اظهار نظر نمود زیرا استفاده از تفاضل‌گیری فصلی تلویحا" به معنی پذیرش فرض وجود تمام ریشه‌های واحد فصلی در سری زمانی بوده در حالی که ممکن است سری زمانی تنها دارای یک یا چند ریشه واحد فصلی باشد و استفاده از تفاضلگیری فصلی منجر به تفاضلگیری بیش از حد گردد *(Brendstrup & et al, 2004)*. برای رفع این مشکل هیلبرگ و همکاران[2] آزمون آماری را پیشنهاد نمودند و برای اولین بار از آن برای داده‌های فصلی سه‌ماهه استفاده کردند. این آزمون بعدا" توسط بولیو ومایرن (۱۹۹۳) برای سریهای زمانی ماهانه نیز بسط داده شد. بر اساس این رهیافت، اگر $X_t$ سری زمانی مورد نظر باشد که از طریق فرآیند اتورگرسیو ماهانه زیر ایجاد گردد:

$$\varphi(L)X_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در آن $\varphi(L)$ یک چند جمله‌ای از درجه ۱۲ $(\varphi(L)=1-L^{12})$، L عملگر وقفه‌ای، و $\varepsilon_t$ یک فرآیند نوفه سفید است. همچنین، $\mu_t$ به صورت $\mu_t=\alpha+\beta t+\sum_{s=1}^{12}\delta_s D_{s,t}$ تعریف می‌شود و شامل عرض از مبداء $(\alpha)$، روند خطی $(t)$ و متغیرهای موهومی ماهانه $(D_{s,t})$ می‌باشد. عبارت چند جمله‌ای $\varphi(L)$ دارای ۱۲ ریشه مشخصه می‌باشد که عبارتند از *(Beaulieu & Miron, 1993)*:

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

بولیو و مایرن [*BM*](۱۹۹۳) معادله رگرسیونی (۷) را جهت آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی ارائه نموده‌اند.

---

[1]- Sample autocorrelation function

[2] -Hyllbereg et.al

$$(1-L^{12})A_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11}\delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12}\pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p}\phi_j (1-L^{12})A_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که $\alpha, D_{s,t}, t$، همان تعاریف قبلی خود را داشته، $p$ درجه تعمیم معادله (۷) جهت تأمین خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلال معادله، و $y_{i,t}$ تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های $A_t$ هستند که در هر یک از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مورد نظر حفظ و بقیه ریشه‌های واحد در سایر فراوانی‌ها حذف شده‌اند. به منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی، ابتداء معادله (۷) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود؛ سپس معنی‌داری پارامترهای $\pi_i$ توسط آماره‌های آزمون $t$ و $F$ ارزیابی می‌شوند. جهت آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراوانی صفر و$\pi$، فرضیه‌های عدم $H_{k^0}: \pi_k=0 \text{ for } k=1,2$ ، به طور جداگانه در برابر فرضیه گزینه $H_{k^1}: \pi_k=0 \text{ for } k=1,2$ با استفاده از آماره $t$ یک طرفه سنجیده می‌شوند. برای آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی مرکب، فرضیه‌های عدم $H_{k^0}: \pi_k=\pi_{k+1}=0 \text{ for } k=3,5,7,9,11$ در برابر فرضیه گزینه مبنی بر وجود حداقل یک ریشه واحد فصلی مخالف صفر $H_{k^0}: \pi_k=\pi_{k+1} \neq 0 \text{ for } k=3,5,7,9,11$ ، با استفاده از آماره آزمون $F$ تست می‌شود. فرضیه‌های عدم $\pi_3=\pi_4=0,\ \pi_5=\pi_6=0,\ \pi_7=\pi_8=0,\ \pi_9=\pi_{10}=0$ و $\pi_{11}=\pi_{12}=0$ به ترتیب دلالت بر وجود ریشه واحد در فراوانی‌های $\mp\frac{\pi}{2}$ (چهارماهه)، $\mp\frac{2\pi}{3}$ (سه ماهه)، $\mp\frac{\pi}{3}$ (شش ماهه)، $\mp\frac{5\pi}{6}$ (دو و نیم ماهه) و $\mp\frac{\pi}{6}$ (۱۲ ماهه یا سالانه) دارند (جدول۱). عدم رد هر یک از آماره‌های $t_k$ و $F_{k,k+1}$ در سری زمانی $A_t$ به معنی وجود ریشه واحد در آن فراوانی خاص می‌باشد و لذا برای خارج نمودن این ریشه از سری بایستی از فیلتر تفاضلگیری متناظر آن از جدول (۱) استفاده نمود. در صورت ظاهر شدن ریشه واحد در بیش از یک فراوانی می‌بایست از حاصلضرب فیلترهای تفاضلگیری مربوطه استفاده کرد. پس از اطمینان از پایایی سری مورد نظر می‌توان بر اساس مراحل روش باکس و جنکینز به الگوسازی رفتار آن اقدام نمود.

جدول (۱)- فیلترهای تفاضل‌گیری و ریشه‌های واحد در فرآیند گام تصادفی فصلی در داده‌های ماهیانه

| فیلترها | ریشه‌ها | فراوانی‌ها | تعداد چرخه‌ها در یک سال | مدت زمان هر چرخه(ماه) |
|---|---|---|---|---|
| (1-L) | ۱ | ۰ | ۰ | -- |
| (1+L) | -۱ | | ۶ | ۲ |
| | | | ۳ | ۴ |
| | | | ۵ | ۲/۴ |
| | | | ۱ | ۱۲ |
| | | | ۴ | ۳ |
| | | | ۲ | ۶ |

ماخذ: رودریگز و آزبورن،۲۰۰۵

برآورد ضرایب فرآیند *SARIMA* و آزمونهای کنترل تشخیصی

الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک فصلی *(SARIMA)* که فرم توسعه‌یافته الگوی *ARIMA* است برای تبیین رفتار سریهای زمانی بکار می‌رود که علاوه بر مولفه روند زمانی دارای اثرات فصلی استوکاستیک نیز باشند. فرم کلی یک مدل *SARIMA* به صورت زیر می‌باشد:

$$\phi_p(L)\Phi_P(L^S)\Delta^d\Delta_S^D A_t = \mu + \theta_q(L)\Theta_Q(L^S)\varepsilon_t \qquad (۴)$$

که $\varepsilon_t$ یک فرآیند نوفه سفید و $\mu$ عرض از مبداء و یک مقدار ثابت است. همچنین $\Delta^d=(1-L)^d$ و $\Delta_s^D=(1-L^s)^D$ به ترتیب عملگرهایی برای $d$ مرتبه تفاضل‌گیری غیرفصلی و $D$ مرتبه تفاضل‌گیری فصلی و $\emptyset_p(L)$ ، $\theta_q(L)$، $\Phi_p(L^s)$ و $\Theta_Q(L^s)$چندجمله‌ایهایی از $L$ و $L^s$ است بطوریکه:

$$\phi_p(L) = 1 - \phi_1 L - .... \phi_p L^p$$
$$\theta_q(L) = 1 - \theta_1 L - ... - \theta_q L^q$$
$$\Phi_P(L) = 1 - \Phi_1 L - .... - \Phi_P L^{PS}$$

$$\Theta_Q(L) = 1 - \Theta_1 L - .... - \Theta_Q L^{QS}$$

$\emptyset$، $\theta$، $\Phi$ و $\Theta$ پارامترهای نامعینی هستند که بایستی برآورد شوند. دو چند جمله‌ای اول بـه ترتیـب اجـزاء *AR* و *MA* غیرفصلی را نشان داده و دو چند جمله‌ای دیگر به ترتیـب اجـزاء خـود رگرسـیون فصـلی *(SAR)* و میـانگین متحـرک فصلی *(SMA)* می‌باشند. ریشه‌های واحد چند جمله‌ایهای فوق بایستی خارج از دایره واحد قرار گرفته تا شرط ایسـتایی جملات خودرگرسیون و معکوس‌پذیری[1] جملات میانگین متحرک برقرار باشد *(Lim and Mcaleer, 2000)*.

برای برآورد ضرایب الگوی *SARIMA* از دو روش حداقل مربعات غیرخطی و روش حـداکثر راسـتنمایی اسـتفاده می‌گردد. پس از تخمین الگو، برای بدست آوردن یک پیش‌بینی دقیق لازم است آزمونهای کفایت مـدل انجـام شـود. یک روش مرسوم برای کنترل و بررسی کفایت یک مدل کلی در روش باکس و جنکینز، تحلیـل پسـماندهای بدسـت آمده از تخمین الگو می‌باشد. این تحلیل می‌تواند بر اساس توابـع خودهمبسـتگی جزئـی و خودهمبسـتگی نمونـه و یـا توابع آماری باکس و پیرس[2] *(Q)* و یونگ و باکس[3] *(Q′)* برای داده های فصلی با تعاریف زیر صورت پذیرد.

$$Q = n' \sum_{i=1}^{k} \hat{\rho}_i^2 \qquad (۸)$$

$$Q' = n'(n'+2) \sum_{i=1}^{k} (n'+1)^{-1} \hat{\rho}_i^2 \qquad (۹)$$

کـــه در آن $n' = n-(d+sD)$، $n$ تعـــداد مشاهدات در سری زمانی اصلی، $s$ تعداد فصل‌های سال (برای داده‌های ماهانه$s=12$)، $d$ و $D$ تعـداد دفعـات تفاضـل-گیری سالانه و فصلی از سری زمانی برای رسیدن به یـک فرآینـد مانـا و $\hat{\rho}_i^2$ تـوان دوم خودهمبسـتگی نمونـه وقفـه $i$ام مربوط به پسماندهای مدل برآورد شده است. هر چه مقدار $\hat{\rho}_i^2$ و به همین ترتیب $Q'$ بزرگتر باشد، پسماندهای الگـو بـا خودهمبستگی بیشتری مواجه خواهند بود، از اینرو $Q'$ بزرگتر نشـاندهنده عـدم کفایـت مـدل بخـاطر وجـود اطلاعـات منظم در$\varepsilon_t$ است که می تواند با وارد شدن در بخش خودرگرسـیونی یـا میـانگین متحـرک الگـو کـارکرد آن را بهبـود بخشد. این توابع دارای توزیع آماری کای‌دو *($\chi^2$)* بوده و فرضیه صفر مـورد آزمـون در آنهـا نوفـه سـفید بـودن[1] اجـزا اخلال است. عدم رد این فرضیه بیانگر عدم وجود اطلاعات منظم در جزء

[1]-Invertibility
[2] -Box-Pierce
[3] - Lung-Box
[1] - White noise

اخلال و لذا کفایت الگوی برآوردی است. انتخاب الگوی مناسب بایستی از بین الگوهای مختلف برآورد شده که همگی از کفایت لازم براساس تحلیل پسماندها برخوردار باشند، براساس معیارهای رایج انتخاب مدل مانند، معیار آکائیک *(AIC)*، شوارتز *(SC)* و مقایسه معیارهای خطای پیش‌بینی انجام گیرد. معمولا" الگوهای با حداقل معیار *AIC*، *SC* و حنان کوئین *HQ* نتایج رضایت بخش‌تری ارائه می کنند.

**تجزیه و تحلیل داده‌ها**

به منظور روشن شدن رفتار سریهای قیمت خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا در طول زمان، شناخت مولفه‌های آن و کشف روابط بین آنها ابتداء به تحلیل نموداری و ارائه خصوصیات آماری این سریها پرداخته می‌شود. نمودار (۱) روند تغییرات قیمت این محصولات را طی سالهای ۸۶-۱۳۸۰ نشان می‌دهد. بررسی ظاهری و اولیه روند تغییرات متغیرهای یاد شده بازگوکننده دو مشخصه اصلی در مورد ماهیت ایجاد داده‌های آنهاست. اول اینکه قیمت خرده‌فروشی ماهی قزل‌آلا در طول زمان دارای یک روند رو به رشد با نوسانات اندک بوده است. بر اساس نمودار ۱ در مورد قیمت خرده‌فروشی میگو دو دوره زمانی را می‌توان از همدیگر تفکیک نمود. دوره اول از فروردین سال ۱۳۸۰ شروع و تا تیرماه ۱۳۸۳ ادامه داشته و دوره دوم از مرداد ۸۳ تا اسفندماه ۱۳۸۶ می‌باشد.

نمودار( ۱)- روند تغییرات قیمت ماهانه میگو و ماهی قزل‌آلا در سطح خرده‌فروشی

بعبارت دیگر در تیرماه ۸۳ شاهد افزایش ناگهانی قیمت خرده‌فروشی این محصول بوده و بعد از آن قیمت میگو روند نوسانی شدید اما تقریبا" بدون افزایش در طول زمان را تجربه نموده است. این شرایط نوسانی برای دوره قبل از تیر ۸۳ نیز به طرز ملایم‌تری صادق است. میانگین رشد قیمت سالانه میگو در سطح خرده‌فروشی حدود ۲/۱ درصد، حداکثر آن ۷۱/۵ درصد و حداقل رشد آن نیز حدود ۳۶/۵- درصد می‌باشد. دامنه تغییرات ۱۰۸ درصدی قیمت این محصول حکایت از ناپایداری و ریسک شدید قیمتی آن دارد. بنابراین مولفه روند زمانی یکی از مشخصه‌های سری زمانی قیمت قزل‌آلا بوده در حالی که این مولفه در رفتار قیمتی میگو اهمیت کمتری دارد.

مشخصه دوم، وجود مولفه تغییرات فصلی در ماهیت ایجاد سری قیمت محصولات نامبرده است. همانطور که نمودار نشان می‌دهد قیمت این محصولات هر ساله عموما" در ماههای گرم سال نسبت به ماههای سرد کمتر است و این اغلب به دلیل افزایش تقاضا برای آبزیان در فصل زمستان نسبت به فصول گرمتر می‌باشد. مثلا" در سالهای ۸۲ و ۸۳ حداکثر قیمت میگو در اسفند ماه و برای سالهای ۸۴، ۸۵ و ۸۶ در بهمن ماه بوده است. این محصول حداقل قیمت خود را برای سالهای ۸۰، ۸۱ و ۸۲ در مهرماه، در سال ۸۳ در تیرماه و در سالهای ۸۴ و ۸۶ در شهریورماه تجربه کرده است. همچنین حداکثر قیمت ماهی قزل‌آلا برای سالهای ۸۱، ۸۵، ۸۶ و ۸۷ در اسفندماه و در سالهای ۸۲ و ۸۳ به ترتیب در آذر و بهمن قرار داشته است. حداقل قیمت این محصول نیز برای کلیه سالها در فصول بهار و تابستان بویژه در ماههای فروردین و تیرماه اتفاق افتاده است. نوسانات ماهیانه قیمت هر دو محصول میگو و قزل‌آلا عموما" تحت تاثیر نیروهای هر دو طرف عرضه و تقاضاست. افزایش تقاضا برای مصرف آبزیان با شروع شدن فصل سرما، افزایش قیمت آنها را به همراه داشته و برعکس کاهش تقاضا با شروع فصل گرما، کاهش قیمت آنها را به همراه دارد. علاوه بر این اعمال محدودیت صید و رفع این محدودیت در برخی فصول منجر به کاهش و افزایش عرضه سایر آبزیان گردیده و لذا تقاضا برای گونه‌های پرورشی مثل ماهی قزل‌آلا را افزایش می‌دهد.

به منظور شناسایی بیشتر وجود مولفه فصلی در سریهای قیمت میگو و قزل‌آلا مقدار شاخص فصلی[1] برای آنها از طریق میانگین متحرک مرکزی[2] محاسبه گردیده است که نتایج آن درجدول (۲) آمده است. مقدار شاخص فصلی برای هر ماه در واقع میزان اختلاف قیمت آن را از متوسط کل سال نشان می‌دهد. مقادیر شاخص فصلی محاسبه شده در جدول (۲) نشان‌دهنده اثرات فصلی قوی برای هر دو سری قیمت میگو و قزل‌آلا است. همچنین نتایج این جدول نشان می‌دهد که دامنه تغییرات فصلی در قیمت ماهانه میگو به مراتب بیشتر از دامنه تغییرات فصلی قیمت ماهانه ماهی قزل‌آلا می‌باشد. بالاترین مقدار شاخص فصلی برای هر دو سری در اسفندماه و کمترین مقدار آن برای قیمت میگو در مردادماه و برای قیمت قزل‌آلا در ماههای تیر و اردیبهشت بوده است.

[1] -Seasonal index
[2] -Centered moving average

جدول (۲)- مقادیر شاخص فصلی قیمت میگو و ماهی قزل‌آلا در سطح خرده‌فروشی

| ماه | میگو | ماهی قزل‌آلا |
|---|---|---|
| فروردین | ۰/۹۲ | ۰/۸۵ |
| اردیبهشت | ۰/۸۵ | ۰/۸۴ |
| خرداد | ۰/۷۸ | ۰/۸۵ |
| تیر | ۰/۸۵ | ۰/۸۴ |
| مرداد | ۰/۷۴ | ۰/۸۶ |
| شهریور | ۰/۷۸ | ۰/۸۶ |
| مهر | ۱/۰۲ | ۱/۰۱ |
| آبان | ۱/۰۴ | ۱/۰۲ |
| آذر | ۰/۹۳ | ۱/۰۶ |
| دی | ۱/۰۵ | ۱/۰۶ |
| بهمن | ۱/۲۱ | ۱/۱ |
| اسفند | ۱/۴۹ | ۱/۴ |
| دامنه تغییرات | ۰/۷۵ | ۰/۵۵ |

در جدول (۳) خصوصیات آماری و ضرایب تعیین بدست آمده از رگرسیون تفاضل لگاریتم قیمت هر یک از سریها بر روی متغیرهای موهومی ماهیانه را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌گردد علیرغم تایید وجود اثرات فصلی نسبتا" قوی در هر دو سری قیمت خرده‌فروشی میگو و قزل‌آلا از طریق تحلیل نموداری و مقادیر شاخص فصلی، مقدار $R^2$ حاصل از رگرسیون مذکور پایین می‌باشد. به این معنی که تنها ۲۳ و ۱۴ درصد از واریانس تغییرات قیمت میگو و ماهی قزل‌آلا توسط متغیرهای فصلی قطعی توضیح داده شده‌اند. این نتیجه نه تنها حاکی از عدم وجود مولفه فصلی در

سریهای مذکور نبوده بلکه تاییدی براین مطلب است که درک نادرست از ماهیت اثرات فصلی منتج به نتایج گمراه کننده‌ای خواهد گردید.

جدول ۳-خصوصیت آماری سریهای زمانی قیمت خرده‌فروشی ماهیانه میگو و ماهی قزل‌آلا

| عنوان سری | میانگین | انحراف معیار | ضریب تغییرات | کشیدگی | خمیدگی | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| قیمت خرده‌فروشی میگو | ۴۸۴۳۰ | ۱۵۳۲۴/۳ | ۳۱/۶ | ۰/۱۸ | ۱/۶۵ | ۰/۲۳ |
| قیمت خرده‌فروشی قزل‌آلا | ۲۳۶۱۱/۱ | ۴۰۴۰/۴ | ۱۷/۱ | ۰/۳۱۳ | ۲/۶۶ | ۰/۱۴ |

مطابق آنچه که در بخش مواد و روشها گفته شد، جهت استفاده از متدولوژی باکس و جنکینز برای تدوین الگوی پیش‌بینی ابتدا بایستی وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی در سریهای قیمت خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا مورد بررسی قرار گیرند. برای این منظور معادله (۷) برای هر یک از این سریها با استفاده از روش $OLS$ تخمین زده شد. در برآورد این الگو تعداد وقفه‌های مناسب از طریق استراتژی حرکت از کل به جزء (هیلبرگ، ۱۹۹۵) استفاده شد؛ بدین شکل که ابتدا معادله (۷) با ۲۴ وقفه برآورد گردید و سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی سریالی $LM$ بروچ-پاگان (۱۹۸۰) تعداد وقفه‌ها به تدریج کاهش داده شد بطوریکه آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلال دلالت بر خوبی برازش الگو داشت. پس از تعیین وقفه لازم برای اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در هر یک از سریهای قیمت، آزمون ریشه واحد $BM$ برای آن صورت گرفت که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

بر اساس نتایج جدول (۴) مقایسه آماره‌های محاسبه شده آزمون $BM$ برای سری قیمت میگو با مقادیر بحرانی آنها، بیانگر عدم معنی‌داری آماری کلیه آماره‌های $F_{k,k+1}$ و همچنین $t_2$ در سطح احتمال ۵ درصد است. بعبارت دیگر سری زمانی قیمت ماهانه میگو دارای ریشه واحد در تمام فراوانی‌های فصلی بوده و فاقد ریشه واحد غیرفصلی استاندارد است. لذا فرآیند ایجاد سری قیمت خرده‌فروشی میگو بصورت یک فرآیند تصادفی فصلی است و می‌بایست با بکارگیری فیلتر تفاضل‌گیری فصلی $\Delta_s=1-L^{12}$.

جدول (۴)- نتایج آزمون ریشه واحد $BM$ برای سری قیمت خرده‌فروشی ماهانه میگو و ماهی قزل‌آلا

| متغیر | $t_1$ | $t_2$ | $F_{3,4}$ | $F_{5,6}$ | $F_{7,8}$ | $F_{9,10}$ | $F_{11,12}$ | $F_{1,\dots,12}$ | $Lags$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| قیمت خرده‌فروشی میگو | -۵/۰۹* | -۲/۴۲ | ۲/۱۳ | ۲/۰۷ | ۳/۶ | ۲/۲۱ | ۲/۲۸ | ۶/۳۵ | ۹و۱۳و ۲۱ |
| قیمت خرده‌فروشی ماهی قزل-آلا | -۰/۳۷ | -۲/۷۴ | ۶/۹* | ۱/۱۵ | ۹/۴۱* | ۱۱/۳* | ۶/۱* | ۱۹/۸* | ۱-۴ |

مقادیر بحرانی در سطح ۰/۰۵ برابر است با $t_1$=-۲/۶، $t_2$=-۳/۱۹، $F_{k,k+1}$= ۵/۷۷، $F_{1,\dots,12}$ =۵/۰۹

ایستا شود. بعبارت دیگر این سری هم‌انباشته فصلی از درجه اول می‌باشد. همچنین نتایج این آزمون برای سری قیمت ماهانه خرده‌فروشی ماهی قزل‌آلا بیانگر عدم معنی‌داری آماره‌های $t_1$ و $F_{5,6}$ و $F_{7,8}$ دارد و لذا این سری در فراوانیهای صفر و $\frac{2\pi}{3}$ (۳ ماهه) دارای ریشه واحد است. بنابراین فیلتر تفاضلگیری مناسب برای ایستا شدن این سری بصورت $(1-L^3)$ خواهد بود که حاصلضرب دو فیلتر $(1-L)$ و $(1+L+L^2)$ می‌باشد.

نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که سری قیمت خرده‌فروشی میگو با یک مرتبه تفاضل‌گیری فصلی ایستا می‌شود و لذا می‌تواند توسط یک فرآیند $SARIMA(p,0,q)(P,1,Q)$ حاصلضربی مدل‌سازی شود. برای این منظور فرآیند انتخاب مدل بر اساس مراحل سه‌گانه باکس و جنکینز یعنی شناسایی وقفه‌های مناسب خودرگرسیونی و میانگین متحرک فصلی $(p$ و $q)$ و غیرفصلی $(P$ و $Q)$ بر اساس بررسی رفتار $ACF$ و $PACF$ داده‌های ایستا شده، تخمین مدل با استفاده از روش حداکثر راستنمایی و کنترل تشخیصی اجزاء اخلال توسط آماره یونگ و باکس و برآورد مدلهای آلترناتیو با درجات مختلف $p$ و $q$ صورت گرفت. پس از انجام مراحل فوق‌الذکر، مدل نهایی بر اساس حداقل معیارهای $AIC$،$BSC$ و معیارهای خطای پیش‌بینی، فرم تابعی برتر انتخاب شد. بررسی رفتار نمودارهای خودهمبستگی جزئی و نمونه سری زمانی قیمت خرده‌فروشی میگو نشان داد که $PACF$ بعد از وقفه ۱ و $ACF$ بعد از وقفه ۲، $cut-off$ می‌شود. بر این اساس به نظر می‌رسد بخش غیرفصلی فرآیند سری قیمت میگو در سطح خرده‌فروشی از یک الگوی خودهمبسته از درجه ۱، $AR(1)$ و میانگین متحرک ۲ $MA(2)$ تبعیت می‌نماید و لذا $p$=۱ و $q$=۲ است. همچنین بر اساس این نمودار مشخص است که فرآیند فصلی این سری دارای یک وقفه میانگین فصلی $SMA(1)$ می‌باشد. لذا برای پیش‌بینی قیمت میگو اولین الگوی کاندید برای تخمین الگوی $SARIMA(1,0,1)(2,0,1)$ انتخاب گردید. از آنجا که بر اساس نمودار $ACF$، علاوه بر وقفه‌های ۱ و ۲ وقفه‌های ۱۰ و ۱۱ نیز معنی‌دار بوده، الگوهای آلترناتیو دیگر نیز با منظور نمودن این وقفه‌ها برآورد گردیده‌اند. همچنین متغیرهای موهومی فصلی نیز برای تفکیک اثرات فصلی قطعی و یک متغیر موهومی برای محلوظ نمودن اثرات شکست ساختاری در سری زمانی قیمت خرده‌فروشی میگو ($D_{structural}$) در الگو لحاظ شده‌اند که در نهایت پس از برآورد الگو، مشاهده شد که هیچیک از متغیرهای موهومی فصلی معنی‌دار نبوده، لکن اثرات شکست ساختاری معنی‌دار است. آزمون نوفه سفید بودن اجزاء اخلال با استفاده از

آزمون یونگ و باکس نیز نشان داد که تمامی الگوهای برآورد شده دارای جزء اخلال بدون خودهمبستگی بوده و پسماندهای آنها فاقد اطلاعات منظم خاصی که بتوان از آنها در جهت بهبود بخشیدن به نتایج الگوی پیش‌بینی استفاده نمود، می‌باشند.

جدول ۵- نتایج الگوهای پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی ماهیانه میگو و ماهی قزل‌آلا

| | ضریب | آماره $t$ | AIC/BSC | آماره یونگ-باکس |
|---|---|---|---|---|
| الگوی پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی میگو<br>$SARIMA(۱و۱و۰)(۱و۱و۰)_{۱۲}$ | | | | |
| AR(1) | ۰/۸۲۷ | ۱۵/۲ | AIC =۲۰/۷۱ | Q(12) = ۳/۰۷* |
| AR(8) | -۰/۰۲۴ | -۴/۲۷ | BSC =۲۱/۰۵ | Q(24) = ۸/۷۶* |
| MA(1) | ۰/۳۰۸ | ۲/۸۵ | | |
| MA(2) | ۰/۲۲۲ | ۲/۹۱ | | |
| MA(10) | -۰/۱۲۴ | -۱/۴۶ | | |
| MA(11) | ۰/۶۲ | ۶/۳۴ | | |
| SMA(1) | -۰/۹۷۳ | -۲۳/۴ | | |
| | ۳۱۰۵/۲ | ۱/۱۷ | | |
| | ۱۸۸۲۷/۸ | ۷/۳۸ | | |
| Constant t | ۱۶۵۶ | ۱/۷۸ | | |
| الگوی پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی قزل‌آلا<br>$ARIMA(۱و۱و۲)$ | | | | |
| AR(1) | ۱/۳۱ | ۳۷/۷ | AIC = ۱۵/۵۱ | Q(6) = ۳/۶۸* |
| AR(2) | -۰/۹۲۵ | ۲۷/۹۵ | BSC = ۱۵/۶۳ | Q(12) = ۴/۰۴* |
| MA(1) | -۰/۵۷۵ | -۶/۱ | | Q(24) = ۷/۴۳* |
| Constant t | ۱۰۲۰/۲ | ۲/۴۱ | | |

منبع: یافته‌های تحقیق  * معنی‌دار در سطح ۵ درصد

همچنین بر مبنای آزمون$BM$ سری زمانی قیمت خرده‌فروشی ماهی قزل‌آلا می‌تواند توسط یک فرآیند$ARIMA(p, 1,q)$ مدلسازی گردد. بررسی رفتار نمودارهای خودهمبستگی جزئی و نمونه سری قیمت خرده-فروشی ماهی قزل‌آلا نشان می‌دهد که $PACF$ بعد از وقفه ۲ و $ACF$ بعد از وقفه ۱، $cut-off$ می‌شود. بر این اساس،

فرآیند سری زمانی قیمت ماهی قزل‌آلا در سطح خرده‌فروشی تنها دارای وقفه‌های غیرفصلی بوده که می‌تواند توسط یک الگوی *ARIMA(۲و۱و۱)* مدلسازی گردد. نتایج برآورد الگوهای نهایی پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا در جدول (۵) ارائه شده است.

**بحث و نتیجه‌گیری**

براساس الگوی برآور شده پیش بینی قیمت خرده فروشی ماهیانه میگو و ماهی قزل آلا در جدول (۵) مقادیر پیش بینی شده و واقعی برای دوره شش ماهه دوم سال ۱۳۸۶ در جدول (۶) مورد مقایسه قرار گرفته است. همانطور که ملاحظه می شود متوسط قیمت های قیمت های پیش بینی شده میگو برابر ۶۵۸۷۰/۵ ریال بوده که با میانگین واقعی قیمت در این دوره ۱۶۳۸ ریال اختلاف دارد. این اختلاف برای قیمت خرده فروشی ماهی قزل آلا ۱۶۶۸ ریال می باشد. بر اساس نتایج جدول (۵) قیمت میگو در هر ماه تابعی از قیمت یک و هشت ماه قبل خودش و همچنین تابعی از شوکهای وارده بر آن در ۱، ۲، ۱۰، ۱۱ و ۱۲ ماه قبل است. این نتایج نیز تاییدکننده حرکات نوسانی شدید قیمت این محصول می‌باشد که با نمودار(۱) روند تغییرات قیمت ماهانه میگو تطابق دارد. همچنین قیمت خرده‌فروشی ماهی قزل-آلا در هر ماه تابعی از قیمت آن در یک و دو ماه گذشته و همچنین تابعی از شوکهای قیمتی ماه گذشته است که حر کات نوسانی اندکی را برای این محصول پیش بینی می کند. بنابراین مدل$_{۱۲}$ (۱و ۱و ۰)([۱۱و ۱۰]۲و ۰و [۸]۱)*SARIMA* برای پیش بینی قیمت خرده فروشی میگو و مدل*ARIMA(۲و۱و۱)* برای پیش بینی قیمت خرده فروشی ماهی قزل آلا مناسب می باشد. براساس نتایج حاصله پیشنهاد می شود برای سری های زمانی ماهیانه دارای ریشه واحد فصلی در اکثر فراوانی های فصلی (فرآیند فصلی تصادفی) از مدل *SARIMA* و برای سری های زمانی ماهیانه که دارای ریشه واحد فصلی نمی باشد، می توان از مدل *ARIMA* استفاده نمود.

جدول ۶- مقادیر واقعی و پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی میگو و ماهی قزل‌آلا در شش ماهه دوم سال ۸۶ (کیلوگرم/ریال)

| ماه | قیمت واقعی میگو | قیمت پیش‌بینی میگو | قیمت واقعی قزل‌آلا | قیمت پیش‌بینی قزل‌آلا |
|---|---|---|---|---|
| مهر | ۷۰۸۸۹ | ۶۷۹۷۱ | ۲۹۸۸۹ | ۲۹۶۷۹/۴ |
| آبان | ۷۰۸۹۸ | ۷۲۹۸۱ | ۳۱۲۰۰ | ۲۹۸۷۴/۶ |
| آذر | ۵۸۴۴۵ | ۴۷۷۳۹ | ۳۱۶۸۴ | ۲۹۹۹۶/۷ |
| دی | ۶۳۷۰۰ | ۶۳۲۶۵ | ۳۱۱۵۴ | ۳۰۱۵۱/۴ |
| بهمن | ۷۱۵۰۰ | ۷۱۷۶۹ | ۳۲۳۳۳ | ۳۰۲۹۱/۵ |
| اسفند | ۶۹۶۳۳ | ۷۱۴۹۷ | ۳۴۱۸۱ | ۳۰۴۳۸/۲ |
| میانگین | ۶۷۵۰۹/۳ | ۶۵۸۷۰/۵ | ۳۱۷۴۰/۲ | ۳۰۰۷۲ |

## منابع


۱- دانشور عامری، ژ. یزدانی، س. «بررسی عوامل مؤثر بر حاشیه بازاریابی میگو»، مجله علوم کشاورزی، سال ۱۳، شماره

1. Akkurt, M. and O. Demirel (2010),« Forcasting turkey' s natural gas consumption by using time series methods», European journal of economic and political studies, vol:3, No:2

1. Beaulieu, J .J., and , J.A Miron., (1993). «Seasonal unit roots in aggregate U.S data», Journal of Econometrics, 55: 305-328.

2. Brendstrup, B., shylleberg, m., nielsen., (2004). «Seasonality in economic models». Journal of Macroeconomic Dynamics, 8 : 326-394.

3. Hylleberg, S., Jorgensen, C. & Sorensen, N. K., (1993). «Seasonal in macroeconomic time series». Empirical Economics 18: 321–335.

4. Kim, H., and I. Moosa, (2001), «Seasonal behavior of monthly international tourist flows: Specification and implications for forecasting models», Tourism Economics, 7: 81-396

5. Kim, J .H., and H. Moosa, (2005), «Forecasting international tourist flows to Australia :A comparison between the direct and indirect methods». Tourism Management, 26: 69-78

6. koc, E., and G. ELtinay,(2007), «Analysis of seasonality in monthly per person tourist spending in Turkish inbound tourism from a market segmentation perspective», Tourism Management, 28: 227-237

7. Lim, C., and M. Mcaleer., (2000). «A seasonal analysis of asian tourist arrivals to Australia». Applied Economics, 32, 499-5