اقتصاد کشاورزی/ جلد 5/ شماره‌ي 4/ صفحه‌هاي 210-183

پیش‌بینی قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی

محمد قهرمان‌زاده[1]

تاریخ دریافت: 1389/9/4 تاریخ پذیرش 1390/10/21

چکیده

صنعت مرغ‌داری گوشتی یکی از مجموعه‌هاي عمده‌ي 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 می‌گردد. در این میان یکی از عوامل اصلی ایجاد خطر بازار، نوسان‌های قیمت جوجه یک‌روزه‌ي گوشتی است. هدف اصلی مطالعه‌ي حاضر، الگوسازی و پیش‌بینی قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ي یک‌روزه‌ي گوشتی در استان آذربایجان شرقی است. بدین منظور، رفتار قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی با توجه به خصوصیات آن، به ویژه خصوصیت تغییر فصلی در قالب الگوهای پایه‌ي رگرسیونی متکی بر آزمون ریشه‌ي واحد فصلی و باکس-جنکینز فصلی با استفاده از داده‌های قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه طی سال‌هاي 88-1377 الگوسازی گردید. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد فصلی بیان‌گر آن است که قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی از فرآیند تصادفی ناایستاي فصلی تبعیت می‌نماید، و بر این اساس به‌کارگیری مدل پایه‌ی رگرسیونی برای تدوین الگوی پیش‌بینی قیمت مناسب است. مقایسه‌ي میزان درستی پیش‌بینی مدل‌های پایه‌ی رگرسیونی و خودتوضیحی هم‌انباشته‌ي میانگین متحرک فصلی بر اساس معیار RMSE، حاکی از برتری مدل پایه‌ی رگرسیونی به عنوان الگوی برتر برای پیش‌بینی مقادیر قیمت‌هاي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی است. در نهایت قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی برای سال‌هاي 90-1389 پیش‌بینی گردید.

طبقه‌بندي JEL: C22، C53، Q14

واژه‌های کلیدی: تغییر فصلی، آزمون ریشه‌ي واحد فصلی، SARIMA، پیش‌بینی قیمت، جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی

[1] استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ي کشاورزی، دانشگاه تبریز

E-mail: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

مقدمه

صنعت مرغداری گوشتی یکی از فعالیت‌های عمده بخش کشاورزی ایران محسوب می‌گردد. این صنعت با تولید بیش از 1565 هزارتن گوشت مرغ نقش مهمی در تامین پروتیین مورد نیاز کشور به عهده دارد (وزارت جهاد کشاورزي، 1388). اما فعالیت در پرورش مرغ گوشتی چه در ایران و چه در دیگر نقاط دنیا سرشار از مخاطرات است. مخاطراتی هم‌چون خطرپذیری تولید[1] و خطرپذیری بازار[2] باعث ایجاد نوسان در درآمد تولیدکنندگان مرغ گوشتی می‌گردد. این بی‌اطمینانی از درآمدهای آینده، تولید را در کوتاه‌مدت 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، به‌طوری که شرکت پشتیبانی امور دام کشور، موسسه‌ي پژوهش‌هاي برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، معاونت امور دام وزارت جهاد کشاورزی و اتحادیه‌هاي مرغداری گوشتی کشور اذعان دارند که یکی از مشکلات اصلی و بحران‌هاي صنعت مرغ‌داري گوشتی، وجود نوسان‌های قیمتی زیاد در بازار گوشت مرغ است (قهرمانزاده، 1387). در این میان، یکی از دلایل اصلی نوسان‌های تولید گوشت مرغ و به تبع آن قیمت گوشت مرغ در کشور، نوسان‌های قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی است. به طوری که این نوسان‌های قیمتی همراه تولیدکنندگان جوجه‌هاي یک‌روزه گوشتی و پرورش‌دهندگان مرغ گوشتی را آزار داده و برنامه‌ریزی تولید را برای آن‌ها پیچیده و مشکل نموده است (همان). در این راستا، هدف اصلی تحقیق حاضر آن است تا رفتار قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی را در استان آذربایجان شرقی الگوسازی نماید. نتایج این مطالعه می‌تواند ابزار مفیدی در اختیار تولیدکنندگان جوجه‌های گوشتی این استان و هم‌چونین پرورش‌دهندگان مرغ گوشتی قرار دهد تا بتوانند با پیش‌بینی قیمت‌های آینده‌ي جوجه‌ي یک‌روزه، برنامه‌ریزی‌تولید خود را بهبود

---

[1]. Production risk

[2]. Market risk

بخشند. هم‌چونین، با استفاده از نتایج این مطالعه، بخش‌های اجرای دولت می‌توانند قیمت‌هاي جوجه‌ي یک‌روزه‌ي گوشتی را برای سال‌هاي آینده پیش‌بینی کنند و در این خصوص مناسب‌تر برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری کنند. این مساله به نوبه‌ي خود می‌تواند موجبات کاهش نوسان‌های قیمت گوشت مرغ و در نتیجه افزایش رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان مرغ گوشتی را فراهم آورد.

یکی از کاربردی‌ترین روش‌های پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی به ویژه قیمت، استفاده از مدل‌هاي سري‌زمانی است. به‌کارگیری هر یک از تکنیک‌های سری زمانی بستگی به ماهیت متغیر سری زمانی مورد مطالعه دارد. بررسی صورت گرفته در خصوص مطالعات داخل کشور (قهرمانزاده و سلامی، 1387) نشان می‌دهد که کم‌تر به بررسی ماهیت تغییرات فصلی قیمت کالاهای کشاورزي هم‌چون جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی و الگوسازی رفتار این قیمت‌ها با توجه به این ماهیت برای پیش‌بینی مقادیر آینده‌ي آن‌ها پرداخته شده است. این در حالی است که شناسایی و تحلیل ماهیت واقعی رفتار فصلی قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، به‌طور قابل انتظاری می‌تواند پیش‌بینی مقادیر آینده‌ي این سری را در مطالعات تجربی بهبود ببخشد. از این رو، انتظار می‌رود بررسی این جنبه از رفتار قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی و الگوهای پیش‌بینی متناسب با آن به توسعه‌ي ادبیات موضوع در کشور کمک نماید که این امر مهم یکی از اهداف اصلی تحقیق حاضر است.

برخی از محققان نیز تلاش نموده‌اند تا مقادیر آینده‌ي قیمت‌ها را در بازار مرغ پیش‌بینی نمایند. برای نمونه، کشاورز حداد (1385) قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و ماهی در استان تهران را با استفاده از داده‌های شاخص قیمت خرده فروشی ماهانه در دوره‌ي 84:02 – 1369:01، پیش‌بینی نموده است. در این مطالعه، با استفاده از آزمون ریشه‌ي واحد فصلی خصوصیات ایستایی سری‌هاي قیمت یادشده مورد آزمون قرار گرفت و با توجه به ایستابودن سري‌هاي قیمت یادشده در سطح داده‌ها، برای پیش‌بینی قیمت‌ها از روش خودتوضیحی

میانگین متحرک[1] (ARMA) معمولی استفاده شده است و در مورد دیگر الگوهای پیش‌بینی سريهای زمانی فصلی مانند الگوهای خودتوضیحی دوره‌یی[2]، پایه‌ی رگرسیونی[3] و متغیرهای مجازی فصلی بحثی صورت نگرفته است.

قهرمانزاده و سلامی (1387)، اقدام به تدوین الگویی برای پیش‌بینی قیمت ماهانه‌ي گوشت مرغ در استان تهران نموده‌اند. برای این منظور، از تکنیک‌های سری زمانی در قالب الگوهای خودتوضیحی دوره‌یی (PAR)، پایه‌ی رگرسیونی بر پایه آزمون‌های ریشه‌ی واحد فصلی و باکس – جنکینز (SARIMA) بهره گرفته شده است. یافته‌های این تحقیق نشان داد که قیمت گوشت مرغ دارای تغییرات دوره‌یی منظم نیست و نمی‌توان از مدل PAR(p) براي پیش‌بینی قیمت‌ها استفاده نمود و مقایسه‌ي میزان درستی پیش‌بینی‌ها حاکی از برتری مدل پایه‌ی رگرسیونی به عنوان الگوی برتر برای پیش‌بینی مقادیر قیمت‌هاي ماهانه گوشت مرغ بوده است.

روش تحقیق

استفاده از تکنیک‌هاي سری زمانی برای الگوسازی رفتار یک سری مستلزم شناسایی ماهیت آن سری زمانی است. معمولا یک سری زمانی شامل مولفه‌های روند زمانی[4]، حرکت‌هاي چرخه‌یی[5]، تغییرات فصلی و مولفه‌ي غیر منظم[6] است (لیم و مک‌آلیر، 2000 و کوک و آلتینی، 2007). وجود مولفه‌ي روند، در واقع نشان‌دهنده‌ي کاهش یا افزایش بلندمدت یک سری زمانی است. مولفه‌ي چرخه‌یی، مربوط به حرکت چرخه‌ي تجاري اقتصاد و مولفه‌ي غیرمنظم یک سری، یک جزء تصادفی است که ناشی از اتفاق‌های نامعمول و پیش‌بینی‌ناپذیر است.

---

1. Autoregressive Moving Average (ARMA)
2. Periodic Autoregressive Model
3. Regression – Based Model
4. Trend
5. Cyclical movements
6. Irregular

مولفه‌ي مهم دیگر یک سری زمانی، تغییرات فصلی آن است. برای یک سری زمانی همانند قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، تغییر شرایط آب و هوا، تقاضای فصلی مصرف‌کنندگان گوشت مرغ، وجود مناسبت‌های مذهبی و اعیاد، عرضه‌ي فصلی جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی و کوتاه بودن دوره تولید مرغ گوشتی، از جمله عواملی است که باعث فصلی بودن این سری‌های قیمت می‌گردد. الگوی پیش‌بینی این گونه سری‌های زمانی می‌بایست این مولفه (تغییرات فصلی) را مورد توجه قرار دهد.

در سال‌هاي اخیر، به‌ویژه بعد از مطالعه‌ي هیلبرگ و همکاران (1990)، ادبیات مربوط به این موضوع به‌خصوص شیوه‌ي اعمال این مولفه در الگوسازی رفتارهاي سري‌های زمانی توسعه‌ي زیادی یافته است (فرانسس، 1991؛ بولیو و مایرن، 1993؛ هیلبرگ، 1995؛ قیسلز و همکاران، 1994؛ کانوا و هانسن، 1995؛ تیلور، 1998؛ رودریگز و ازبورن، 1999؛ فرانسس و پاپ، 2004 و رودریگز و فرانسس، 2005). رفتار فصلی یک سری زمانی مثلا سری قیمت‌ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی می‌تواند به صورت یک فرآیند فصلی‌قطعی[1] یا تصادفی[2] باشد (دارن و دایبلت، 2002). یک مولفه‌ي فصلی تصادفی را، یک فرآیند ریشه‌ي واحد فصلی یا فرآیند فصلی تصادفی ناایستا[3] می‌نامند (قیسلز و آزبورن، 2001). پس از تشخیص وجود چونین فرآیندی، برای الگوسازی و پیش‌بینی رفتار سری زمانی ابتدا می‌بایست از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی یا معمولی و یا هر دو، برای ایجاد سری‌های زمانی ایستا استفاده نمود. سپس رفتار سری زمانی را توسط روش‌هایی هم‌چون ره‌یافت باکس و جنکینز فصلی (1976) و الگوی پایه - رگرسیونی الگوسازی کرد و از این راه مقادیر آینده‌ي سری را پیش‌بینی نمود.

یکی از راه‌های شناسایی وجود فرآیند فصلی تصادفی ناایستا در سری زمانی انجام آزمون ریشه‌ی واحد فصلی[4] است. هیلبرگ و همکاران (1990) برای اولین بار آزمون ریشه‌هاي واحد

---

[1]. Deterministic Seasonal Process
[2]. Stochastic Seasonal Process
[3]. Non-stationary stochastic seasonality
[4]. Seasonal unit root test

فصلی و غیرفصلی را برای سری‌هاي زمانی فصلی سه ماهه ارائه نمودند، که بعداً توسط بولیو و مایرن (1993) براي سريهای زمانی ماهانه بسط داده شد. فرض کنید P_t یک سری زمانی ماهانه مانند سری قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی باشد که رفتاری منطبق با فرآیند خودتوضیحی ماهانه‌ي زیر داشته باشد:

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

که $\varphi(L)$ یک چند جمله‌یی از L از درجه‌ي 12 [$\varphi(L)=1-L^{12}$]، L همان تعریف قبلی خود را دارد، ε_t یک فرآیند نوفه سفید، μ_t ، شامل مولفه‌های قطعی عرض از مبداء (α)، روند خطی (t) و متغیرهای موهومی‌فصلی ماهانه ($D_{s,t}$) است.

عبارت چند جمله‌یی $\varphi(L)=1-L^{12}$ داراي 12 ریشه بر روی یک چرخه‌ي واحد است که این ریشه‌ها (واحد) عبارت است از (تیلور، 1998):

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

در معادله‌ي 2، i عدد مختلط است و برابر با $i=\sqrt{-1}$ است و هر یک از ریشه‌هاي فوق از چپ به راست، به‌ترتیب در فراوانی $0, \pi, \pm\frac{\pi}{2}, \mp\frac{2\pi}{3}, \pm\frac{\pi}{3}, \mp\frac{5\pi}{6}$ و $\pm\frac{\pi}{6}$ اتفاق می‌افتد. از این مجموعه، اولین ریشه، یعنی 1+، ریشه‌ی واحد غیرفصلی است که در فراوانی صفر، یعنی بدون تکرار در طول یک سال اتفاق می‌افتد و به ریشه‌ی واحد فراوانی صفر[1] معروف است (تیلور، 1998). بقیه، ریشه‌های واحد فصلی است که به ترتیب در 6، 3، 9، 8، 4، 2، 10، 7، 5، 1 و 11 چرخه در یک سال اتفاق می‌افتد. پس سری زمانی P_t می‌تواند هر یک از ریشه‌های فوق و یا مجموعه‌یی از آن‌ها را داشته باشد و نوع ریشه (هاي) واحد مشخص خواهد کرد که چگونه سری زمانی یادشده می‌بایست ایستا شود. بنابراین، باید ابتدا نوع ریشه‌ی واحد شناسایی شود. بولیو و مایرن (1993)، با بهره‌گیری از تجزیه‌ي ریشه‌هاي واحد

---
1. Zero-frequency unit root

تفاضلگیری فصلی[1]، **نشان داده** اند که برای آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی می‌**تـوان از معادله‌ي** رگرسیونی (3) **استفاده نمود.**

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

که $t,\ D_{s,t}, \alpha$، همان تعاریف قبلی خود را دارد، p **درجه‌ي** تعمیم معادله‌**ي** (3) برای تـامین خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلال معادله (ε_t)، π_i, β, δ_s **و** ϕ_j، **پارامترهاي الگو هـستند** که باید برآورد گردند و $y_{i,t}$ مطابق تعریف بولیو و مایرن (1993)، تبدیل‌های خطی از مقـادیر **وقفه‌هاي** P_t است که در هر کدام از آن‌ها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مربوط نگـه**داري** و بقیه**ي** ریشه‌های واحد در دیگر فراوانی**ها حذف شده‌اند.** شیوه**ي محاسـبه‌ي** متغیرهـای $y_{i,t}$ مطابق تعریف بولیو و مایرن در زیر آمده است.

---

[1]. برای این منظور می‌توان از رهیافت تجزیه ریشه‌های واحد تفاضل فصلی $\varphi(L)=1-L^{12}$ به شکل زیر استفاده نمود (رودریگز و آزبورن، 1999):

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

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

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

در هر یک از 12 سري $y_{i,t}$ به ترتیب براساس حفظ یکی از ریشه‌هاي واحد معادله‌ي (3) (از چپ به راست) و حذف دیگر ریشه‌های واحد تولید می‌شوند. به عنوان مثال، در ایجاد سري $y_{1,t}$، ریشه‌ی واحد در فراونی صفر (1+) در معادله باقی و بقیه ریشه‌های در دیگر فراونی‌ها حذف شده اند؛ در حالی که ایجاد سری $y_{2,t}$، فقط بر پایه‌ي حفظ ریشه‌ي واحد در فراونی π (دو ماهانه) و حذف بقیه‌ي ریشه‌ها در دیگر فراونی‌ها صورت گرفته است و بدین ترتیب دیگر سری‌هاي $y_{i,t}$ نیز ایجاد شده اند. بنابراین، از لحاظ آماری، معنی‌دار بودن پارامتر π_i، بیان‌گر وجود ریشه‌ی واحد در فراوانی مربوطه است.

در عمل براي بهره‌گیری از آزمون BM، ابتدا می‌بایست وقفه‌ی بهینه‌ي p، یعنی تعداد وقفه‌هاي $(1-L^{12})P_{t-j}$، در معادله‌ي (4) تعیین گردد. برای این منظور، مطابق رهیافت فرانسس و پاپ (2004)، ابتدا معادله‌ي (3) با وقفه‌ی بیش‌تر (p_{max})، معمولا سه سال (با 36 وقفه) برآورد می‌گردد. سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی LM وجود خودهمبستگی سریالی از درجه‌ي دوازه (LM(12))، یعنی خودهمبستگی فصلی، در اجزای اخلال معادله‌ي

برآورد شده مورد سنجش قرار می‌گیرد، و اگر آماره‌ی این آزمون از لحاظ آماری معنی‌دار نباشد، یک عدد از تعداد وقفه‌ها کاسته و دوباره معادله برآورد می‌گردد. این عمل تا جایی تکرار می‌شود که آماره‌ی آزمون معنی‌دار گردد. به عبارت دیگر اگر آزمون آماره‌ي LM(12) براي k -1 وقفه رد، و براي k وقفه رد نگردند، تعداد وقفه‌ي مناسب k عدد تعیین می‌گردد. پس از آن‌که تعداد وقفه‌ی مناسب اولیه (k) تعیین شد، با به‌کارگیری آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلال، اعتبار و خوبی برازش الگوی نهایی مورد سنجش واقع می‌گردد. آزمون‌های کنترل تشخیصی شامل آزمون خودهمبستگی سریالی LM از درجه‌ي اول (LM(1))، آزمون واریانس ناهمسانی شرطی از درجه‌ي اول (ARCH(1)) و درجه‌ي دوازده (ARCH(12)) است[1].

پس از تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه، می‌بایست معادله‌ي (3) را با استفاده از روش کم‌ترین مربعات معمولی (OLS) برآورد نمود. سپس باید آزمون معنی‌داري پارامترهاي π_i توسط آماره‌هاي آزمون t و F سنجیده شود[2]. فرضیه‌ی عدم مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد در فراوانی خاص در برابر فرضیه‌ی گزینه‌ی ایستا بودن در این فراوانی مورد آزمون قرار می‌گیرد. براي آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراوانی صفر و π، فرضیه‌هاي عدم $H_{k\circ}: \pi_k = 0$

---

[1] برخی از مطالعات از جمله بسویچ و فرانسس (1995 و 1996)، فرانسس (1998)، رودریگرز و آزبورن (1999)، آزبورن و همکاران (1999) و فرانسس پاپ (2004)، برای انجام آزمون خودهمبستگی سریالی LM، از نوع آزمون F استفاده کردند. به طور کلی، آزمون LM از نوع آماره‌ي F به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

که در آن، N، تعداد مشاهده‌ها، k^*، تعداد ضرایب برآورد شده در معادله‌ی رگرسیون مقید، l، تعداد وقفه‌هاي اجزاي اخلال به‌کارگرفته شده در معادله‌ی رگرسیون نامقید، RSS_r و RSS_u به ترتیب مجموع‌هاي مربعات اجزاي اخلال معادلات رگرسیون مقید و نامقید است (رودریگرز و آزبورن، 1999). آماره‌ي F محاسباتی دارای توزیع استاندارد F با درجه‌ي آزادي $F(l, N - k^* - l)$ است که l، برای آزمون خودهمبستگی سریالی از درجه‌ي اول و درجه‌ي دوازده به‌ترتیب عدد 1 و 12 است. در مطالعه‌ی حاضر نیز همانند تحقیقات یادشده از آماره‌ي نوع F براي آزمون LM استفاده خواهد شد.

[2] مقادیر بحرانی این آماره‌ها حالت استاندارد ندارد و توسط خود بولیو و مایرن (1993) ایجاد شده‌است.

براي $k=1,2$ ، به‌طور جداگانه در برابر فرضیه‌ی گزینه‌ي $H_{k1}:\pi_k<0$ بـراي $k=1,2$ بـا استفاده از آماره‌ي t یک‌طرفه سنجیده می‌شود. برای آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی مرکب[1]، فرضیه‌هاي عدم $H_{k\circ}:\pi_k=\pi_{k+1}=0$ براي $k=3,5,7,9,11$ در برابر فرضیه‌ی گزینه مبنی بر وجود دست‌کم یک ریشه‌ی واحد فصلی مخالف صفر $(H_{k\circ}:\pi_k=\pi_{k+1}\neq 0$ بـراي $k=3,5,7,9,11$)، بـا اسـتفاده از آمـاره‌ي F آزمـوده مـی‌گـردد. فرضـیه‌هـاي عـدم $\pi_3=\pi_4=0,\ \pi_5=\pi_6=0,\ \pi_7=\pi_8=0,\ \pi_9=\pi_{10}=0$ و $\pi_{11}=\pi_{12}=0$ بـه ترتیـب دلالـت بـر وجود ریشه‌ی واحد در فراوانـی‌هـاي $\pm\frac{\pi}{2}$ (چهارماهـه)، $\mp\frac{2\pi}{3}$ (سـه ماهـه)، $\pm\frac{\pi}{3}$ (شـش ماهه[2])، $\pm\frac{5\pi}{6}$ (دو و نیم ماهه) و $\pm\frac{\pi}{6}$ (12 ماهه یا سالانه[3]) دارد. معنی‌داري آماری هـر یـک از آماره‌هاي t_k و $F_{k,k+1}$ در سري‌هاي زمانی متغیر P_t بیان‌گر وجود ریشه‌ي واحـد در فراوانـی مربوط است که برای خارج نمودن این ریشه از سری بایـد فیلتـر تفاضـل‌گیـری مـرتبط بـا آن انتخاب شود. اگر بیش از یـک ریـشه‌ی واحـد در سـری زمـانی ظـاهر گـردد، مـی‌بایـست از حاصل‌ضرب فیلترهای تفاضل‌گیری مربوط برای ایستاسازی استفاده شود[4]. در حقیقت، از ایـن راه درجه‌ي هم‌انباشتگی فصلی[5] سري P_t مشخص می‌گردد. براسـاس تعریـف انگـل (1989)، سري P_t هم‌انباشته از درجه‌ي d در فراونی θ است، $P_t\sim I_\theta(d)$. اگر سري فقط هم‌انباشـته در فراونی صفر باشد، هم‌انباشتگی استاندارد به‌دست می‌آید. علاوه بر این، یک سری مـی‌توانـد در یک یا چند فراونی هم‌انباشته باشد (برنداستراپ و همکاران، 2004).

براساس ره‌یافت BM، زمانی متغیـر قیمـت ماهانـه‌ي جوجـه‌ی یـک‌روزه‌ی گوشـتی بـدون ریشه‌ی واحد غیرفصلی و فصلی خواهد بود که هم π_1 و π_2 و هم جفت‌هـای فراوانـی‌هـاي

[1]. Complex root
[2]. Semi-annual
[3]. Annual
[4] برای مثال، اگر دو ریشه‌ی واحد در فراوانی‌هاي صفر و π در مدل وجود داشته باشد از فیلتر تفاضل‌گیری $(1-L)(1+L)$ استفاده می‌شود.
[5]. Seasonal Integration

فصلی $\{3,4\},\{5,6\},\{7,8\},\{9,10\}$ و $\{11,12\}$ از لحاظ آماري مخالف صفر باشد. به عبارت دیگر، تامین این شرایط نشان دهنده‌ي روند – ایستا[1] بودن متغیر قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک روزه‌ي گوشتی خواهد بود. اما اگر تمامی ریشه‌هاي واحد به طور هم‌زمان در سری زمانی قیمت‌ها ظاهر شود، متغیر دارای گام تصادفی فصلی[2] خواهد بود. این فرآیند به‌هم انباشتگی فصلی از درجه‌ي اول ($SI(1)$) نیز معروف است (آزبورن، 2004). بر این اساس، رد نشدن فرضیه‌ي عدم $H_0: \varphi(L) = 1 - L^{12}$ (معنی دار نبودن تمام آماره‌هاي آزمون) بیان‌گر تبعیت سری زمانی قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی از فرآیند گام تصادفی فصلی است. در این حالت، برای ایستا نمودن آن می‌بایست از تفاضل‌گیری فصلی ($1 - L^{12} = \Delta_{12}$) استفاده گردد.

نکته‌یی که در مورد آزمون BM می‌بایست مورد توجه قرار گیرد این است که بنا به نظر دیکی (1993) آزمون‌هاي چندگانه‌ي t_k و $F_{k,k+1}$ نمی‌تواند به طور هم‌زمان وجود ریشه‌ي واحد در تمام فراوانی‌ها و یا فراوانی‌های فصلی را بیازماید. از این رو، تیلور (1998) براي رفع مشکل آزمون‌هاي چندگانه با توسعه‌ي ره‌یافت قیسلز و همکاران (1994) براي داده‌هاي ماهانه، دو آماره‌ي F دیگر ($F_{1...12}$ و $F_{2...12}$) داده است. مطابق این ره‌یافت، برای آزمون نبود ریشه‌ي واحد در تمام فراوانی‌ها در سری زمانی مورد نظر مانند سری زمانی قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ي گوشتی، P_t، فرضیه‌ي عدم $H_0: \pi_1 = \pi_2 = ... = \pi_{12} = 0$ از طریق آزمون $F_{1...12}$ سنجیده می‌شود. اگر مقدار آماره‌ي $F_{1...12}$ محاسباتی کم‌تر از مقدار بحرانی[3] آن باشد، سری زمانی قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی دارای ریشه‌ی واحد در تمامی فراوانی‌ها است. در غیر این صورت، دست‌کم یکی از ضرایب π_i مخالف صفر است. این امر بدین معنا است که سری زمانی قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی دست‌کم دارای یک ریشه‌ی واحد فصلی یا غیرفصلی است. در این صورت، فرضیه‌ی عدم مبنی بر وجود ریشه‌ي واحد در تمام

---

[1]. Trend Stationary
[2]. Seasonal random walk
[3]. مقادیر بحرانی این آماره‌ها حالت استاندارد ندارد و توسط خود تیلور (1998) ارائه و جدول‌بندي شده‌است.

فراوانی‌های فصلی $H_\circ : \pi_2 = \pi_3 = ... = \pi_{12} = 0$ از طریق آزمون $F_{2...12}$ و فرضیه ي نبود ریشه‌ی واحد غیرفصلی همانند روش BM از طریق آماره ي آزمون t_1 سنجیده می‌شود. اگر مقدار آماره ي $F_{2...12}$ محاسباتی بیش‌تر از مقدار بحرانی آن باشد، سری قیمت جوجه ي یک‌روزه‌ی گوشتی دارای ریشه‌ی واحد در فراوانی‌های فصلی نیست و طبیعتا نبود معنی‌داري آماري آزمون t_1 بیان‌گر وجود تنها یک ریشه‌ی واحد غیرفصلی در سری قیمت است. به طور کلی، اگر مطالعه‌یی به دنبال آزمون وجود ریشه ي واحد در تمامی فراوانی‌ها و یا در تمامی فراونی‌های فصلی به طور هم‌زمان باشد، به‌کارگیری ره‌یافت تیلور (1998) این امکان را فراهم می‌سازد.

در نهایت، با بهره‌گیری از آزمون BM (هم‌چونین تیلور)، نوع و تعداد ریشه‌هاي واحد موجود در سري‌های زمانی قیمت ماهانه ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی قابل شناسایی است و متناسب با آن نوع فیلتر تفاضل‌گیری نیز برای ایجاد سری‌های زمانی ایستا تعیین می‌گردد. سپس داده‌های ایستاشده ($\Delta_s P_t$) برای پیش‌بینی مقادیر آینده ي سري‌های قیمت‌به‌کار می‌رود. اگر نتایج آزمون انجام شده بر سری زمانی قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی بیان‌گر وجود یک فرآیند تصادفی فصلی ناایستا باشد، الگوی مناسب برای پیش‌بینی قیمت‌ها، الگوي خودتوضیحی است که اصطلاحا به الگوی پایه‌ی رگرسیونی معروف است، و دارای شکل ریاضی به صورت معادله ي (5) است.

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

که در آن، $\Delta_s P_t$، سری قیمت ایستاشده، α_0، عرض از مبدا، p، تعداد وقفه‌ها، ϕ_i، پارامترهای الگو است که باید برآورد گردد، $\Delta_s P_{t-i}$، وقفه ي iام سری قیمت ایستاشده و ε_t، اجزاي اخلال الگو است.

یکی از روش‌های پیش‌نهادی دیگر برای الگوسازی و پیش‌بینی یک سری زمانی فصلی مانند قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، الگوی باکس و جنکینز فصلی (1976) است. این محققان با استفاده از الگوی خودتوضیحی هم‌انباشته‌ی میانگین متحرک فصلی[1] (SARIMA) براي سري‌های زمانی فصلی که از فرآیند تصادفی فصلی ناایستا تبعیت می‌نمایند الگوسازی و پیش‌بینی انجام دادند. مطابق این ره‌یافت، الگوی SARIMA دارای دو جزء فصلی و غیرفصلی است. جزء فصلی خود به صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک از وقفه فصلی (در این مطالعه از وقفه‌ي 12) به ترتیب از درجه‌ي P و Q و بخش غیرفصلی نیز همانند الگوهاي ARIMA استاندارد، به صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک از وقفه‌های غیرفصلی از درجه‌ي p و q وارد الگو می‌گردد (اندرس، 2004). به طور عمومی، یک الگوی فصلی باکس – جنکینز به شکل ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) نشان داده می‌شود. در این الگو، d، درجه‌ي تفاضل‌گیری معمولی ($(1-L)^d$) و D، درجه‌ي تفاضل‌گیری 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 به‌کار گرفته می‌شوند. اصولا متغیرهای اقتصادی فصلی با یک مرتبه تفاضل‌گیری فصلی و غیرفصلی (D=d=1) ایستا می‌گردد (برنداستروپ و همکاران، 2004). به‌طور کلی، در روش SARIMA، ابتدا ایستایی متغیر با استفاده از نمودار تابع خودهمبستگی نمونه بررسی می‌شود و متناسب با آن فیلتر تفاضل‌گیری فصلی و غیرفصلی برای ایجاد سری‌های زمانی ایستا به‌کار گرفته می‌شود. سپس، براساس مراحل سه گانه‌ی باکس – جنکینز، الگوی SARIMA مناسب برای پیش‌بینی این متغیر تعیین می‌گردد (فرانسس، 1998). در نهایت، با استفاده از پارامترهای الگوی برآورد شده، پیش‌بینی‌های آینده برای متغیر صورت می‌پذیرد.

[1]. Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average (SARIMA)

البته الگوي ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) در قالب دو نوع فرم تابعی جمع‌پذیر و حاصل ضـرب نشان داده می‌شود. در فرم تابعی جمع‌پذیر پارامتر فصلی به صورت متغیر میـانگین متحـرک یـا خودتوضیحی به الگو اضافه می‌شود. ولی در فرم تابعی حاصل‌ضرب پارامتر فصلی به صـورت متغیر میانگین متحرک یا خودتوضیحی در دیگر متغیرها ضـرب مـی‌گـردد. بـه عبـارت دیگـر، اثرهاي متقابل وقفه‌های فصلی و غیرفصلی در الگو لحاظ می‌شود.

همان‌گونه که بیان شد، ممکن است الگوهای مختلفی برای پـیش‌بینـی مقـادیر آینـده متغیـر قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، یا به‌طور کلی یک متغیر اقتصادی، پیش‌نهاد گردد. یک معیار عملی و کاربردی برای انتخاب الگوی برتر، محاسبه‌ي اندازه‌ی درستی پیش‌بینی‌هـاي این الگوها است. میزان خطای پیش‌بینی الگوهای مختلف، توسـط معیارهـای متفـاوتی فرمولـه می‌شوند تا از این طریق بتوان دقت پیش‌بینـی آن‌هـا را مقایسـه کـرد. یکـی از مرسـوم‌تـرین و پرکاردبرترین معیارها، ریشه‌ی دوم میانگین مربعات خطاهای[1](RMSE) پیش‌بینی است کـه بـه صورت زیر محاسبه می‌گردد (وول‌دریج، 2003):

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

که در آن، n، تعداد پیش‌بینی‌هاي خارج از نمونه، e_t^f، خطای پـیش‌بینـی در زمـان t، P_t و P_t^f به ترتیب مقدار واقعی و پیش‌بینی‌شده سري در زمان t است.

در اصل RMSE، انحراف معیار خطاهای پیش‌بینی است که نسبت به درجه‌ی آزادی تعـدیل نشده است (وول‌دریج، 2003). هر اندازه که میزان RMSE کم‌تر باشد به همان اندازه انحـراف معیار خطاهای پیش‌بینی نیز کم‌تر خواهد بود. بنابراین، هر الگوی پیش‌بینی که دارای دست‌کـم مقدار RMSE باشد، به عنوان الگوی برتر انتخاب می‌گردد.

با توجه به این که در میان استان‌هاي شمال غرب کـشور، اسـتان آذربایجـان شـرقی هـم از لحاظ مصرف و هم از لحاظ تولید جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی رتبه‌ي اول را دارد، و از سـوي

[1]. Root of Mean Square Error (RMSE)

دیگر، نقش مهمی در رهبری قیمت این محصول در منطقه دارد، این استان برای مطالعه‌ي موردی انتخاب گردید. داده‌های مورد نیاز در این مطالعه شامل قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی است که به صورت ماهانه از بانک اطلاعات شرکت پشتیبانی امور دام و طیور کشور و موسسه‌ي اطلاعات صنعت مرغداری کشور در سال‌هاي 88-1377 تهیه گردیده است. از آن‌جا که اطلاعات ارزشمند یادشده به تفکیک استان‌هاي کشور عملا بعد از اجرای طرح آزادسازی صنعت طیور، یعنی سال 1377، جمع‌آوري شدد، دوره‌ی زمانی متغیرهای مطالعه‌ي حاضر براي سال‌هاي 88-1377 بوده است. گفتنی است مجموعه‌ي آزمون‌ها و مدل‌های بیان شده در بسته‌هاي نرم‌افزاری به شکل آمده و تعریف شده از قبل وجود ندارد، و می‌باید توسط فرد برنامه‌نویسی شود. در این مطالعه از نرم‌افزار Shazam10.0 استفاده شده است.

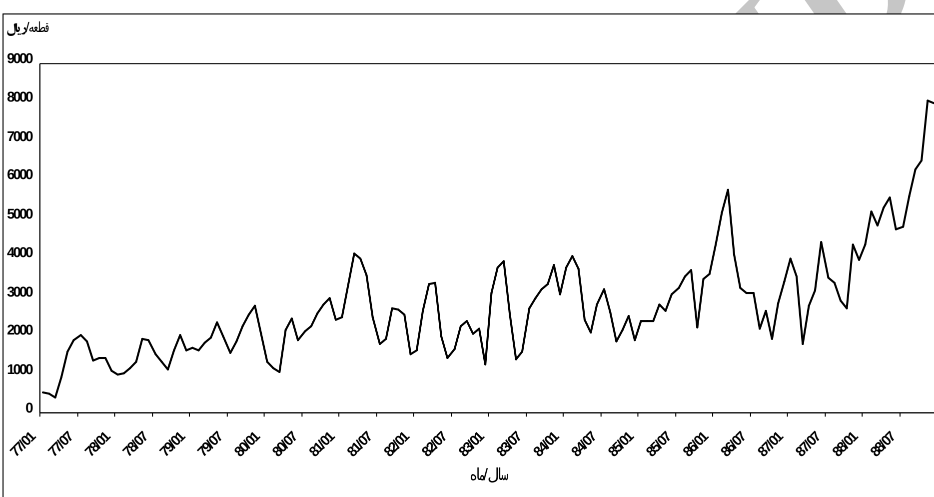
نتایج و بحث

نگاره‌ي (1) روند تغییرات قیمت‌ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی را در سال‌هاي 88-1377 نشان می‌دهد. براساس این نگاره، بررسی ظاهری و اولیه‌ي روند تغییرات متغیرهای قیمت‌یادشده در این سال‌ها، بازگو کننده‌ي دو مشخصه‌ی اساسی در مورد ماهیت ایجاد داده‌هاي (DGP[1]) این متغیر است. مشخصه‌ی اول این که، سری‌های قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی روند رو به رشد دارد، به نحوی که قیمت این محصول در سال‌هاي 88-1377، به طور میانگین سالانه با نرخ 17/5% افزایش یافته است. بنابراین، مولفه‌ی روند زمانی، یکی از مولفه‌های اصلی تشکیل‌دهنده‌ی ماهیت ایجاد داده‌هاي سري قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی است. مشخصه‌ي دوم، وجود مولفه‌ي‌تغییر فصلی در ماهیت ایجاد سری‌قیمت جوجه‌ي یک‌روزه است. بررسی قیمت‌هاي ماهانه‌ی این محصول

---

[1]. Data Generation Process (DGP)

در استان آذربایجان شرقی در نگاره‌ي (1) نشان می‌دهد که اولا قیمت‌هـاي ماهانـه‌ي جوجـه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی دارای تغییرات فصلی است، بـه نحـوی‌کـه در برخـی از مـاه‌هـاي سـال در نقطه‌ی بیش‌ترین خود و در برخی از ماه‌ها در نقطه‌ی کم‌تـرین خـود قـرار دارد. دوم ایـن کـه الگوی تغییر فصلی قیمت‌های این محصول در طول این 12 سال، یعنی 88-1377، ثابت نبـوده است.



نگاره‌ي (1). میانگین قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی طی سال‌هاي 88-1377

براي استفاده از الگوي پیش‌بینی پایه‌ی رگرسیونی، ابتدا وجـود ریـشه‌هـای واحـد فـصلی و غیرفصلی در سری زمانی قیمت مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، از آزمـون ریـشه‌ي واحد فصلی BM استفاده شد. مطابق این آزمون، ابتدا معادله‌ی رگرسیونی (3) برای تبدیل‌هـاي لگاریتمی سری زمانی قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشـتی از روش OLS تخمـین زده شد. سپس، معنی‌داري آماره‌هاي آزمون BM، یعنی آماره‌هـاي t_k و $F_{k,k+1}$ سـنجیده شـد کـه

نتایج آن‌ها در جدول (1) گزارش شده است. همان گونه که در جدول (1) نشان داده شده است، براي سري‌قیمت‌هاي ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، مقایسه‌ي آماره‌هاي محاسبه شده‌ي آزمون BM با مقادیر بحرانی آن‌ها، بیان‌گر نبود معنی‌داري آماري همه‌ي آماره‌هاي t_k و $F_{k,k+1}$ محاسبه شده در سطح احتمال 5% است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که سري زمانی قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی دارای ریشه‌های واحد در تمامی فراوانی‌ها است. این امر بدین معنی است که فرآیند ایجاد داده‌هاي سري قیمت‌ماهانه‌ي جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی به صورت یک فرآیند گام تصادفی فصلی است و می‌بایست با به‌کارگیری فیلتر تفاضل‌گیری فصلی، یعنی $\Delta_s = 1 - L^{12}$ این سری را ایستا نمود. به عبارت دیگر، این سري قیمت هم‌انباشته فصلی از درجه‌ي اول، SI(1)، است. برای اطمینان بیش‌تر از وجود رفتار هم‌انباشته فصلی از درجه‌ی اول در سری قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، آزمون تیلور (1998) نیز انجام شد. نتایج آماره‌هاي محاسبه شده $F_{1...12}$ و $F_{2...12}$ این آزمون نیز همین نتیجه را تایید می‌کند. مطابق جدول (1) آماره‌هاي محاسبه شده‌ي $F_{1...12}$ و $F_{2...12}$ در سطح احتمال 5% معنی‌دار نیست. این یافته نشان می‌دهد که سری قیمت ماهانه‌ي گوشت مرغ در تمام فراوانی‌ها ریشه‌هاي واحد دارد.

جدول (1). نتایج آزمون ریشه‌ی واحد فصلی برای متغیر قیمت **جوجه**ی یک**روزه**ی گوشتی

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

* سطح معنی**داري** 1%؛ مقادیر بحرانی در این سطح برابر با $F_{2...12}=6/17$,$F_{1...12}=6/18$,$F_{k,k+1}=7/86$, $t_2=-3/21$, $t_1=-3/73$ است.

** سطح معنی**داري** 5%؛ مقادیر بحرانی در این سطح **برابر با** $F_{2...12}=5/05$,$F_{1...12}=5/09$,$F_{k,k+1}=5/77$, $t_2=-2/65$, $t_1=-3/19$ است.

*** سطح معنی**داري** 10%؛ مقادیر بحرانی در این سطح برابر با $F_{2...12}=4/07$,$F_{1...12}=4/27$,$F_{k,k+1}=4/86$, $t_2=-2/36$, $t_1=-2/91$ **است** (فرانسس و هبایجن، 1997 و تیلور، 1998).

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از ایستا بودن سری **تفاضل**گیری**شده**، **آزمون** BM دوباره برای این داده**ها انجام گرفت**. نتایج در جدول **(1) آورده شده است**. براساس این جدول، همه**ي آماره‌هاي** t_k **و** $F_{k,k+1}$ **آزمون** BM **و هم‌چونین آماره**ی آزمون تیلور در سطح احتمال **5%** معنی**دار است**. این **امر نشان‌دهنده**ی ایستابودن داده**هاي تفاضل**گیری شده است. پس از ایستاسازی سری‌زمانی قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده با فیلتر تفاضل‌گیری فصلی ($\Delta_s = 1 - L^{12}$)، الگوی پایه**ي** رگرسیونی برای این سری‌برآورد گردید. **انتخاب تعداد وقفه**ی بهینه در الگوی پایه**ي** رگرسیونی به روشی که در فصل روش‌شناسی بازگو شده است، صورت گرفت. در نهایت **معادله**ی پایه‌ی رگرسیونی قیمت ماهانه**ي جوجه**ی یک**روزه**ی گوشتی با لحاظ نمودن یک

وقفه‌ی فصلی از درجه‌ي 12 و دو وقفه‌ی غیرفصلی از درجه‌ی اول و دوم برآورد گردید. نتایج در جدول (2) گزارش شده است.

جدول (2). برآورد ضرایب الگوی پایه‌ی رگرسیونی برای قیمت ماهانه‌ي جوجه‌یک‌روزه 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: آماره‌ي t محاسباتی برای هر یک از ضرایب برآورد شده در داخل پارانتز گزارش شده است. b: سطح معنی‌داري آماره‌ها در داخل پارانتز آمده است.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (2)، مقایسه‌ی مقادیر آماره‌ي t محاسباتی با مقدار بحرانی نشان می‌دهد که همه‌ی ضرایب برآوردشده از لحاظ آماری در سطح احتمال 1% معنی‌دار است. هم‌چونین، معنی‌داري (داخل پارانتز) آماره‌هاي آزمون‌هاي LM(q) و ARCH(q) محاسبه شده براي معادله‌های بالا به ترتیب بیان‌گر نبود خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی شرطی از درجه‌ی اول و دوازده در اجزای اخلال این معادله در سطح احتمال 5% است.

براساس الگوی پایه‌ی رگرسیونی برآوردشده برای قیمت گوشت مرغ زنده در جدول (2)، رفتار قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی متاثر از سه بخش از تغییرات قیمت‌هاي گذشته‌ي خود است. بخش اول این تغییرات، یعنی $(1-L^{12})LnP_{t-1}$، نرخ رشد سالانه‌ی قیمت مربوط به ماه گذشته، بخش دوم این تغییرات، $(1-L^{12})LnP_{t-2}$، مربوط به نرخ رشد سالانه‌ی قیمت مربوط به دو ماه گذشته و بخش سوم، $(1-L^{12})LnP_{t-12}$، 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 جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در هر ماه هم متأثر از نرخ رشد قیمت‌هاي یک و دو ماه گذشته و هم متأثر از نرخ رشد قیمت ماه مشابه سال گذشته است. تأثیرپذیری قیمت جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی در هر ماه از قیمت ماه مشابه در سال گذشته، بدین معنی است که قیمت

جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در طول سال تحت تاثیر رفتار تقاضای فصلی تولیدکنندگان است که این رفتار خود را به صورت وقفه‌ی فصلی از قیمت‌ها (وقفه‌ي دوازه) در الگو نشان می‌دهد. وجود وقفه‌ی یک و دو در الگوی یادشده، بدین مفهوم است که قیمت جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی در هر ماه تحت تأثیر مقدار عرضه و تقاضای گوشت مرغ در یک و دو ماه گذشته، و در نتیجه قیمت آن در این یک و دو ماه قرار می‌گیرد. وجود وقفه‌های یک، دو و دوازده نرخ رشد سالانه‌ی قیمت‌هاي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در الگوی پایه‌ی رگرسیونی برآورد شده در جدول (2)، مطابق انتظارهای قبلی و قابل توجیه است. براساس ضرایب برآوردشده برای الگوی پایه‌ی رگرسیونی جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در جدول (2)، تاثیرپذیری قیمت هر ماه از سه بخش یادشده یکسان نیست، به‌طوری که تاثیر نرخ رشد قیمت ماه گذشته (0/782) بیش از مجموع اثر رشد قیمت در دو ماه گذشته (0/157) و ماه مشابه سال گذشته (0/353) است.

البته، برای الگوسازی و پیش‌بینی قیمت‌هاي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی علاوه بر الگوي 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. براساس ره‌یافت باکس – جنکینز، سری‌قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی با استفاده از فیلتر تفاضل‌گیري مرتبه‌ی اول فصلی و غیرفصلی (D=d=1)، ایستاسازی گردید. سپس مطابق نمودارهاي SACF و PACF، در الگوی اولیه‌ي SARIMA حاصل‌ضرب و جمع‌پذیر، درجه‌های متغیرهای خودتوضیحی و میانگین متحرک تعیین شده، و یک بار به همراه متغیر خودتوضیحی فصلی از درجه‌ی یک [$ARIMA(p,1,q)(1,1,0)_{12}$] و بار دیگر با لحاظ کردن متغیر میانگین متحرک فصلی از درجه‌ي اول [$ARIMA(p,1,q)(0,1,1)_{12}$] برازش شده است. برای تمامی الگوهای برآورد شده، مقادیر آماره‌ي آزمون Q لجانگ-باکس در برخی از وقفه‌های غیرفصلی مانند 6 وقفه و وقفه‌های فصلی 12 و 24 محاسبه شده است. 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 جزیی و نمونه، تخمین الگو با استفاده از روش بیش‌ترین درست‌نمایی و کنترل تشخیصی اجزای اخلال توسط آماره‌ی باکس-پیرس (Q)، نمودار تابع خودهمبستگی جزیی و هم‌چونین برآورد الگو از درجات مختلف p و q صورت گرفته است. پس از انجام مراحل پیش‌گفته، الگوی نهایی فرم تابعی جمع‌پذیر با الگوی نهایی فرم تابعی حاصل‌ضرب مقایسه، و در نهایت الگوی برتر برای پیش‌بینی با توجه به نتایج آزمون Q لجانگ-باکس، یعنی نبود خودهمبستگی سریالی و کم‌ترین مقادیر معیارهای AIC و SBC شناسایی گردید. بر این اساس، فرم تابعی حاصل ضرب به عنوان فرم برتر انتخاب شد. این الگو برای هر سری قیمت جوجه‌ي یک‌روزه دارای تصریح $ARIMA(2,1,1)(0,1,1)_{12}$ است. نتایج تخمین آن در جدول (3) آمده است. در جدول (3)، سطح معنی‌داري (داخل پارانتز) آماره باکس–پیرس در وقفه‌هاي مختلف (Q(p)) نشان‌دهنده‌ی نبود خودهمبستگی سریالی در اجزاي اخلال معادله در سطح احتمال 5% است. براساس اطلاعات این جدول، دیده می‌شود که اثر تغییرات فصلی به صورت یک متغیر میانگین متحرک فصلی الگوسازی شده است. به عبارت دیگر، رفتار فصلی قیمت ماه جاری جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی تحت تاثیر مجموعه‌ي عوامل تصادفی شکل گرفته در همان ماه در سال گذشته است.

جدول (3). برآورد ضرایب الگوي SARIMA حاصل‌ضرب برای قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی

$$(1-1.011L+0.517L^2)(1-L)(1-L^{12})LnPD_t=(1+0.871\varepsilon_{t-1})(1+0.713\varepsilon_{t-12})$$

(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

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای انتخاب الگوی پیش‌بینی برتر برای سری قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، معیارهای ریشه دوم میانگین مربعات خطاها (RMSE) برای هر یک از الگوهای پیش‌بینی درنظر گرفته شده در گام‌های یک، دو، چهار، شش و هشت ماه به جلو محاسبه گردید. بدین منظور، الگوهای پیش‌بینی درنظر گرفته شده با استفاده از آمار و اطلاعات سال‌هاي 85-1377 برآورد گردید و با استفاده از آن‌ها پیش‌بینی‌های یک، دو، چهار، شش و هشت ماه به جلو برای سال‌هاي 88-1386 صورت گرفت. سپس با مقایسه‌ی قیمت‌های واقعی جوجه‌ی یک‌روزه‌ي گوشتی در سال‌هاي 88-1386 با مقادیر پیش‌بینی شده براي آن‌ها، خطاهای پیش‌بینی به‌دست آمد. با استفاده از این اطلاعات، معیارهای ریشه‌ی دوم میانگین مربعات خطاها (RMSE) براي هر یک از الگوهای پیش‌بینی درنظر گرفته شده محاسبه گردید. نتایج آن‌ها در جدول (4) گزارش شده است.

جدول (4). میزان RMSE در پیش‌بینی‌هاي الگوهای پایه‌ی رگرسیونی و SARIMA (واحد: قطعه/ده ریال)

سری قیمت	الگو	افق پیش‌بینی				
		یک ماه	دو ماه	چهار ماه	شش ماه	هشت ماه
جوجه‌ي یک‌روزه	پایه‌ی رگرسیونی	21	32	54	60	79
	$ARIMA(2,1,1)(0,1,1)_{12}$	231	216	867	890	979

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (4)، در الگوی پایه‌ی رگرسیونی برآورد شده برای سری قیمت جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی، 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 است. این در حالی است که مقدار معیار RMSE براي ماه‌های یادشده به ترتیب 231، 216 و 979 ریال است. بنابراین، ملاحظه می‌گردد معیار RMSE برای الگوی پایه‌ی رگرسیونی در مقایسه با الگوی SARIMA حاصل‌ضرب در تمامی گام‌هاي (ماه‌هاي) دارای مقادیری به

مراتب کم‌تر است. بر همین اساس می‌توان نتیجه گرفت که الگوی‌پایه‌ی رگرسیونی توانایی بیش‌تري براي پیش‌بینی صحیح مقادیر آینده قیمت‌هاي ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی دارد. البته برای سنجش معنی‌دار بودن تفاوت میان خطاهای پیش‌بینی این دو گزینه از لحاظ آماری، از روش پیش‌نهادي دایبولد و ماریانو[1] (1995) استفاده شد. مقدار آماره‌ی این آزمون 5/65- به‌دست آمد که در مقایسه با مقدار بحرانی جدول Z در سطح احتمال 1% (2/32) از لحاظ آماری معنی‌دار است، و فرضیه‌ی عدم مبنی بر برابر با صفر بودن میانگین تفاضل خطاهای پیش‌بینی دو گزینه رد می‌شود. بنابراین، الگوی‌پایه‌ی رگرسیونی به عنوان الگوی برتر برای پیش‌بینی قیمت‌هاي ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی انتخاب گردید. در نهایت، مقادیر آینده‌ی قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی برای ماه‌هاي سال 1389 و 1390در استان آذربایجان شرقی با استفاده از این الگوی پایه‌ی رگرسیونی پیش‌بینی گردید. نتایج آن‌ها در جدول (5) آمده است.

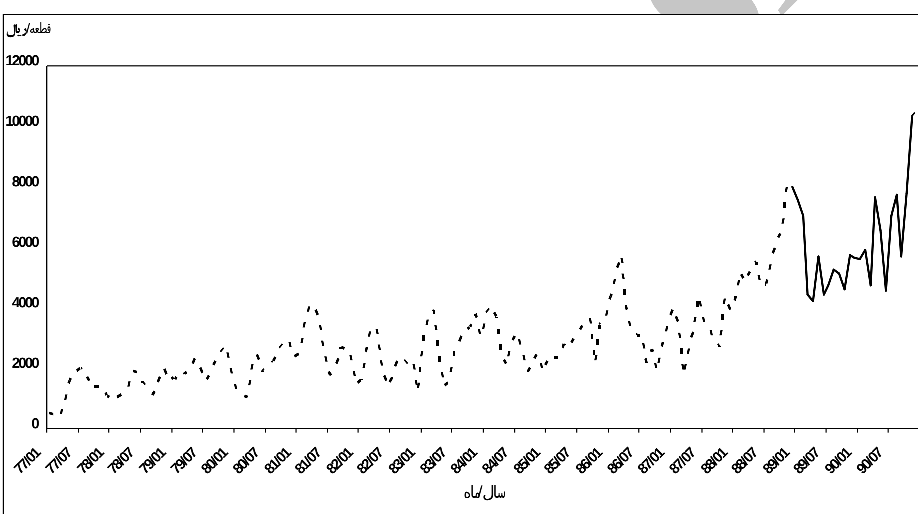
جدول (5). پیش‌بینی قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی استان آذربایجان شرقی براي سال‌هاي 90-1388 (واحد: قطعه/ریال)

سال/ماه	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دي	بهمن	اسفند
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

ماخذ: یافته‌های تحقیق

[1] . در این روش، تفاضل خطاهای پیش‌بینی دو گزینه در افق‌های پیش‌بینی متفاوت محاسبه شده و میانگین این تفاضل‌ها ($\bar{d}$) برآورد می‌گردد. سپس فرضیه‌ي عدم $H_0 : \bar{d} = 0$ توسط آماره‌ي آزمون دایبولد و ماریانو که دارای توزیع نرمال استاندارد است، سنجیده می‌شود (اندرس، 2004، ص 91).

برای مقایسه‌ی روند قیمت‌های پیش‌بینی‌شده با روند قیمت‌های واقعی، روند تغییرات قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی با استفاده از قیمت‌های واقعی در سال‌هاي 88-1377 به همراه قیمت‌هاي ماهانه‌ی پیش‌بینی شده برای سال‌هاي 1389 و 1390 در نگاره‌ي (2) ترسیم شده است. قسمت خط‌چین منحنی، روند قیمت‌هاي ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی را در سال‌هاي 88-1377 و قسمت خط متدد منحنی روند قیمت‌های پیش‌بینی شده‌ي جوجه‌ي یک‌روزه را براي سال‌هاي 1389 و 1390 نمایش می‌دهد. بر اساس این نگاره می‌توان نتیجه گرفت که روند قیمت‌هاي ماهانه‌ی پیش‌بینی شده برای دو سال آینده با روند قیمت‌های واقعی سال‌ها پیش از آن هم‌خوانی دارد.



نگاره‌ي (2). میانگین قیمت ماهانه‌ی واقعی و پیش‌بینی شده‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی استان آذربایجان‌شرقی در سال‌هاي 90-1377

نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

همان‌گونه که عنوان شد، الگوی پایه‌ی رگرسیونی در مقایسه با الگوهای SARIMA، الگوي مناسبی برای پیش‌بینی قیمت‌های آینده‌ي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی است. با توجه به ماهیت

این الگو، بهره‌گیری از آن در بخش‌های اجرایی دولت و بخش خصوصی به‌خوبی امکان‌پذیر است. از این رو، با استفاده از این الگو می‌توان قیمت‌هاي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در سال آینده را پیش‌بینی نمود و بر اساس این اطلاعات قیمتی برنامه‌ریزی بهتری برای مدیریت بازار مرغ نمود. از طرف دیگر، تولیدکنندگان گوشت مرغ نیز می‌توانند با بهره‌گیری از این الگو، قیمت‌هاي جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی را برای ماه‌های آینده پیش‌بینی نمایند و برنامه‌ي جوجه‌ریزی 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 مصرف کننده خواهد شد.

با توجه به روند تغییرات قیمت‌هاي ماهانه‌ی پیش‌بینی‌شده جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، انتظار می‌رود که نوسان‌های قیمت ماهانه‌ي جوجه‌ی یک‌روزه در سال‌هاي آینده بیش‌تر از سال‌هاي گذشته باشد. این مساله اهمیت بسیار دارد، زیرا با توجه به وضعیت نابسامان فعلی صنعت مرغ‌داری استان و کشور، افزایش قیمت جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی موجبات افزایش ناپایداری و خطر درآمد تولیدکنندگان جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی، و به تبع آن درآمد پرورش‌دهندگان 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 دستگاه‌های مربوط پیش‌بینی‌هایی را برای مدیریت بازار و مدیریت خطر قیمت جوجه‌ي یک‌روزه‌ی گوشتی فراهم نمایند.

سپاس‌گزاري

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.

منابع

سلامی، ح.، قهرمانزاده، م.، حسینی، س. ص. و یزدانی، س. (1388). بیمه‌ي درآمدي راه‌کاری برای کاهش خطر تولید و نوسان‌های قیمت در صنعت طیور کشور. مجله‌ي اقتصاد کشاورزی، 3(4): 30-1.

شرکت پشتیبانی امور دام کشور. بانک اطلاعاتی قیمت برخی از فرآورده‌ها و نهاده‌هاي دام و طیور (88-1377)، دفتر برنامه‌ریزی، بودجه و تشکیلات، وزارت جهاد کشاورزی.

قهرمانزاده، م. (1387). تدوین الگوی بیمه‌ی درآمد برای صنعت طیور گوشتی در ایران. پایان‌نامه‌ی دکترا، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران.

قهرمان‌زاده، م. و سلامی، ح. (1387). الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه‌ي موردي استان تهران. مجله‌ی علوم کشاورزی ایران، 39(2): 28-1.

کشاورز حداد، غ. (1385). تحلیل اثرهای تقویمی در نوسان‌های قیمت برخی از کالاهای اساسی (مطالعه‌ي موردي: داده‌های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ). مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، 73: 328-295.

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. 18th chapter. in: M. P. Celements 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.