تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دورهٔ ۴۶، شمارهٔ ۳، پاییز ۱۳۹۴، ص (۴۸۰-۴۶۹)

تدوین الگوی پیش‌بینی قیمت فصلی انواع گوشت در ایران: کاربرد مدل خودتوضیحی دوره‌ای (PAR)

محمد قهرمان‌زاده[1]*، معصومه رشیدقلم[2]

۱. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تبریز

(تاریخ دریافت: ۹۲/۰۷/۰۷- تاریخ تصویب: ۹۳/۱۱/۰۸)

چکیده

گوشت همواره جزء کالاهای مهم و ضروری برای خانوارهای ایرانی است، به‌طوری‌که در اغلب سال‌ها، در بین اقلام خوراکی و آشامیدنی، بیشترین سهم از کل هزینهٔ خانوار متعلق به هزینهٔ انواع گوشت است. هدف مطالعهٔ حاضر، الگوسازی و پیش‌بینی قیمت سه‌ماهانهٔ انواع گوشت در کشور است. برای این‌منظور، داده‌های فصلی قیمت‌های گوشت مرغ، گاو و گوسفند برای سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۰ استفاده شد. در این زمینه، ابتدا آزمون HEGY برای بررسی ریشهٔ واحد فصلی به‌کار گرفته شد و سپس از آزمون ریشهٔ واحد دوره‌ای فرانسس و پاپ و آزمون رفتار دوره‌ای بسویچ و فرانسس استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد الگوی خودتوضیحی دوره‌ای از مرتبهٔ یک [PAR(1)] برای الگوسازی و پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ بسیار مناسب است که این امر امکان به‌دست‌آوردن پیش‌بینی‌های صحیح را فراهم می‌کند. همچنین، نتایج آزمون ریشهٔ واحد فصلی بیانگر آن است که قیمت گوشت گاو و گوسفند در کشور، از الگوی خودتوضیح میانگین متحرک تبعیت می‌کند و براین‌اساس، به‌کارگیری الگوی ARIMA برای تدوین الگوی پیش‌بینی قیمت این دو کالا مناسب است.

واژه‌های کلیدی: ایران، قیمت گوشت، مدل پایهٔ رگرسیونی، مدل خودتوضیحی دوره‌ای.

مقدمه

با توجه به نقش شایان توجه بخش کشاورزی در اشتغال (۲۳ درصد)، تأمین مواد غذایی و سهم آن در ارزش تولید ناخالص داخلی و صادرات غیرنفتی (۳۱ درصد)، ارزش کل سرمایه‌گذاری‌های انجام‌گرفته در زیربخش دام و طیور کشور، ۳۱۵ هزار میلیارد ریال است. این سرمایه‌گذاری‌ها درحال حاضر، به تولید ۸۶۶ هزار تن گوشت قرمز، ۸۲۵۱ هزار تن شیر، ۱۴۶۸ هزار تن گوشت مرغ و ۷۰۱ هزار تن تخم‌مرغ در کشور منجر شده است. این زیربخش حدود ۳۱ درصد از ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی و حدود ۴/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی را شامل می‌شود (State Livestock Affairs Logistics Co, 2011).

سازمان جهانی خواربار و کشاورزی (فائو)، در جدیدترین گزارش از سری گزارش‌های خود موسوم به «گزارش چشم‌انداز جهانی غذا»، میزان گوشت تولیدی در جهان را در سال ۲۰۱۳، بالغ بر ۳۰۸ میلیون تن اعلام کرده است که بیش از ۱۸۸ میلیون تن آن محصول کشورهای درحال‌توسعه و بیش از ۱۲۰ میلیون تن آن تولید کشورهای توسعه‌یافته عنوان شده است. براساس این گزارش، در این سال، دو میلیون و ۲۷۳ هزار تن انواع گوشت در ایران تولید شد که این رقم در سال ۲۰۱۲، دو میلیون و ۲۳۵ هزار تن بود. کل مصرف گوشت در ایران در سال ۱۳۹۱، دو میلیون و ۳۷۵ هزار تن و این رقم برای سال ۱۳۹۲ به میزان دو میلیون و ۴۶۲ هزار تن اعلام شد و از افزایش ۳۸ هزار تنی تولید این

* نویسندهٔ مسئول: تلفن: ۰۴۱۱۳۳۹۲۷۸۴ Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

مادهٔ غذایی در کشور خبر داد. ایران رتبهٔ هفتم تولید گوشت مرغ دنیا را دارد و مصرف سرانهٔ مرغ کشور ما به ۲۳ کیلوگرم رسیده که از متوسط جهانی بالاتر است (Food Outlook, 2013). مهم‌ترین استان‌های تولیدکنندهٔ گوشت مرغ به‌ترتیب مازندران، خراسان، فارس، اصفهان، آذربایجان شرقی، مرکزی و تهران هستند که حدود ۵۰ درصد تولید کشور را برعهده دارند (State Livestock Affairs Logistics Co, 2011).

آنچه در کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه بیشتر مشاهده می‌شود، تغییرات گستردهٔ عملکرد و قیمت‌هاست که موجب به وجودآمدن ریسک در کشاورزی این کشورها شده است. با توجه به اینکه نوسانات عملکرد به‌طور عمده متأثر از شرایط محیطی، عوامل ژنتیکی و مدیریتی است، ریسک موجود در فعالیت‌های کشاورزی این کشورها بیشتر بر اثر نوسانات قیمت است. قیمت‌ها از نظر اقتصادی، نقش راهنما را برای اتخاذ تصمیمات تولیدی و مصرفی دارند؛ بنابراین، ارائهٔ الگوهایی برای پیش‌بینی دقیق روند و نوسانات قیمتی، یکی از ابزارهای کارا برای سیاستگذاری، تصمیم‌گیری در سطوح مختلف بازار، سرمایه‌گذاری و بازاریابی به‌شمار می‌آید. پیش‌بینی، نقش مهمی را در اعمال سیاست‌های مناسب در اقتصاد ایفا می‌کند. پیش‌بینی‌های اقتصادی موجب می‌شود که مسیر حرکت آینده روشن‌تر شود و مسئولان اقدامات مؤثرتری را برای آینده انجام دهند. پیش‌بینی، علاوه‌بر تخصیص مؤثر منابع به فعالیت‌های هدف در سطح عملیاتی، موجب کاهش احتمالات در هنگام تدوین راهبردهای آینده می‌شود. وجود وقفه، از زمان تصمیم به تولید تا تولید و انتقال به بازار- که از ویژگی‌های ویژهٔ تولید در بخش کشاورزی است- نیز بر اهمیت مسئلهٔ پیش‌بینی می‌افزاید (Ebrahimi et al., 2012). همچنین، پیش‌بینی قیمت محصولات گوشتی، شرایط مناسب برای سیاستگذاری و توسعهٔ صنعت تولید گوشت کشور را فراهم می‌کند. براین‌اساس، ریسک تصمیم‌گیری در برنامه‌های حمایتی صنعت کاهش می‌یابد و سودآوری را در بازار محصولات آشکار می‌کند. در این بین، یکی از عوامل مهم که کمک شایانی به پیش‌بینی صحیح یک سری زمانی می‌کند، انتخاب الگوی مناسب و توجه به مؤلفه‌های اصلی تشکیل‌دهندهٔ آن است. تغییرات فصلی، یکی از مؤلفه‌های مهم در یک سری زمانی به‌شمار می‌رود. همان‌طورکه Salami & Ghahremanzadeh (2008) در مطالعهٔ خود اظهار داشتند، برای یک سری زمانی مانند قیمت گوشت مرغ و گوشت قرمز، تغییر شرایط آب‌وهوا، تقاضای فصلی مصرف‌کنندگان گوشت و وجود مناسبت‌های مذهبی و اعیاد، از جمله عواملی است که به فصلی‌بودن این سری زمانی منجر می‌شود؛ بنابراین، الگوی پیش‌بینی این‌گونه سری‌های زمانی، باید با توجه به این رفتار فصلی قیمت‌ها تدوین شود. در این راستا، لازم است از تکنیک‌های سری زمانی فصلی بهره گرفته شود.

پیش از این نیز محققانی برای بررسی رفتار سری‌های زمانی اقتصادی، از تکنیک‌های سری زمانی فصلی بهره گرفته‌اند. Li & He (2011) مدل‌سازی و پیش‌بینی قیمت نیروی الکتریسیته در سوئد را بررسی کردند. برای این‌منظور، از مدل‌های خودتوضیحی (AR: Autoregressive)، خودتوضیحی دوره‌ای (PAR: Periodic Autoregressive)، خودتوضیحی برداری (VAR: Vector Autoregressive) و خودتوضیحی ساختاری (SVAR: Structural Vector Autoregressive) استفاده کردند. درنهایت، مدل خودتوضیحی برداری دوره‌ای به‌عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب شد. Zimmerman (2012) ایدهٔ فصلی‌بودن تولید ناخالص داخلی کشور آلمان را بررسی کرد. برای این‌منظور، مدل فصلی قطعی (با استفاده از متغیرهای موهومی) و مدل فصلی احتمالی (ایستا و ناایستا) مدنظر قرار گرفت و به انجام آزمون‌های مختلف ریشهٔ واحد (فصلی و غیرفصلی) اقدام شد. نتایج به‌کارگیری آزمون‌های ریشهٔ واحد، بیانگر فصلی‌بودن رفتار این متغیر است. از دیگر مطالعات انجام‌گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعهٔ Franses (1991) و Osborn et al. (1991) نیز اشاره کرد. در داخل کشور نیز Keshavarz (2006) قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و ماهی را در استان تهران پیش‌بینی کرد. در این مطالعه، با توجه به ایستابودن سری‌های یادشدهٔ قیمت در سطح داده‌ها، برای پیش‌بینی قیمت‌ها از روش خودتوضیح میانگین متحرک (ARMA: Autoregressive Moving Average) استفاده شد. Salami & Ghahremanzadeh (2008) الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ استان تهران را بررسی کردند. بدین منظور از الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای پایهٔ رگرسیونی (Regression Based Model) بهره گرفته شد که در آن، به‌دلیل تبعیت قیمت ماهانهٔ گوشت مرغ از فرایند تصادفی ناایستا، مدل پایهٔ رگرسیونی انتخاب شد. Ghahremanzadeh (2011) قیمت ماهانهٔ جوجهٔ یک‌روزهٔ گوشتی استان آذربایجان شرقی را پیش‌بینی و مدل پایهٔ رگرسیونی و مدل خودتوضیحی میانگین متحرک فصلی را برآورد کرد. درنهایت، با استفاده از معیار RMSE (Root Mean Square Errors) مدل پایه رگرسیونی برتر شناخته شد.

براساس آنچه بیان شد، ملاحظه می‌شود در داخل کشور

مطالعات اندکی، از تکنیک‌های سری زمانی فصلی به‌ویژه الگوی خودتوضیح دوره‌ای بهره گرفته‌اند. در این میان، مطالعه‌ای وجود ندارد که به‌طور کامل و مفصل به کاربرد الگوی خودتوضیح دوره‌ای و به‌طور ویژه آزمون ریشهٔ واحد دوره‌ای پرداخته باشد. در این زمینه، مطالعهٔ حاضر جزء پیشگامان این زمینه، به‌ویژه آزمون ریشهٔ واحد دوره‌ای است و به پرشدن خلأ تحقیقاتی در این زمینه کمک می‌کند. به‌این‌ترتیب، در مطالعهٔ حاضر ابتدا مدل مناسب برای هرکدام از سری‌های مورد نظر برآورد می‌شود و سپس با استفاده از مدل برآوردشده به پیش‌بینی قیمت‌های آتی هرکدام از انواع گوشت‌ها اقدام می‌شود.

مواد و روش‌ها

امروزه محققان زمینه‌های مختلف، به پیش‌بینی وقایع آینده توجه می‌کنند و روش‌های متنوعی نیز در این زمینه ابداع شده است. روش‌های پیش‌بینی، مشتمل بر دو گروه اصلی کیفی و کمی هستند. روش‌های کمی به دو دستهٔ رگرسیونی و غیررگرسیونی قابل تقسیم‌اند. روش‌های غیررگرسیونی شامل روش میانگین ساده، روش‌های میانگین متحرک و انواع روش‌های تعدیل نمایی است. روش‌های رگرسیونی نیز به دو گروه علی و غیرعلی تقسیم‌بندی می‌شوند. از جمله روش‌های رگرسیون علی می‌توان به مدل خودرگرسیون با واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) و مدل خودرگرسیون با واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) اشاره کرد. روش‌های رگرسیونی غیرعلی نیز شامل روش هارمونیک، فرایند ARIMA و ARMA است (Chu, 2008). اگر سری مورد نظر دارای تغییرات فصلی باشد، باید از تکنیک‌های سری زمانی فصلی، مانند الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای، پایهٔ رگرسیونی (Regression –Based Model) و نیز فرایند SARIMA (Seasonal ARIMA) استفاده کرد. همچنین، می‌توان از روش‌های هموارسازی با لحاظ رفتار فصلی مانند Halt-Winter بهره گرفت.

برای تدوین رفتار یک سری زمانی و الگوی پیش‌بینی مقادیر آتی آن مانند قیمت گوشت، ابتدا باید مشخص شود که آیا سری‌های مورد نظر دارای مؤلفهٔ فصلی هستند یا خیر. درصورت وجود مؤلفهٔ فصلی، ابتدا الگوی خودتوضیح دوره‌ای [PAR(p)] بررسی می‌شود. اگر سری مورد نظر از این الگو پیروی کند، پیش‌بینی براساس آن خواهد بود. در غیر این‌صورت، الگوی پایهٔ رگرسیونی براساس آزمون ریشهٔ واحد فصلی و خودتوضیحی انباشتهٔ میانگین متحرک فصلی (SARIMA) مناسب است. در شرایط نبود ریشهٔ واحد فصلی مشخص می‌شود که سری مورد نظر دارای مؤلفهٔ فصلی نیست و پیش‌بینی را می‌توان براساس الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک انجام داد که درادامه، این مدل‌ها توضیح داده می‌شود.

- الگوی هم‌انباشتگی فصلی (Seasonal Integration) (مدل پایهٔ رگرسیونی)

در ادبیات ریشهٔ واحد معمول گفته می‌شود یک سری زمانی انباشته از مرتبهٔ d است، اگر تفاضل d ام آن یک فرایند ARMA پایا و معکوس‌پذیر (Invertible) باشد. Hylleberg et al. (1990) این مفهوم را به انباشتگی فصلی تعمیم دادند و بیان کردند سری زمانی مورد نظر مانند قیمت گوشت مرغ، y_t، انباشتهٔ فصلی از مرتبهٔ d در فراوانی ω است، اگر تراکم طیفی آن (Spectral density) در رابطهٔ زیر صدق کند:

$$f(\omega+\lambda)\sim g|\lambda|^{-2d} \ni \lambda\to 0 \qquad (1)$$

که در آن، g یک عدد ثابت است، ~ بدین مفهوم است که نسبت سمت راست و چپ به عدد یک میل می‌کند، ω فراوانی فصلی و d یک عدد صحیح غیرمنفی است. برای داده‌های سه‌ماهانه، $\omega=\left\{0,\pi,\frac{\pi}{2},\frac{3\pi}{2}\right\}$ است که برحسب رادیان اندازه‌گیری می‌شود. معمولاً برای سادگی، فراوانی فصلی برحسب کسری از چرخهٔ کامل (Total circle) اندازه‌گیری می‌شود؛ یعنی $\omega=2\pi\theta$ و $\theta=\left\{0,\frac{1}{2},\frac{1}{4},\frac{3}{4}\right\}$، این فرایند به صورت $y_t\sim I_\theta(d)$ نشان داده می‌شود که d مرتبهٔ انباشتگی و θ فراوانی را نشان می‌دهد (Brendstrup et al., 2004).

ریشهٔ واحدها برای فرایند تصادفی y_t را می‌توان با تجزیهٔ عملگر $(1-B^s)$ به‌دست آورد که درمورد داده‌های سه‌ماهانه $(s=4)$ به‌صورت زیر است (Clements & Hendry, 2004):

$$(1-B^s)y_t=(1-B)(1+B+B^2+B^3) \qquad (2)$$

$$y_t=(1-B)(1+B)(1-iB)(1+iB)y_t$$

با توجه به معادلهٔ ۲ و روش HEGY برای آزمون ریشهٔ واحد فصلی، می‌توان معادلهٔ ۳ را با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زد (Jumah & Kunst, 2006):

$$(1-B^4)y=\pi_1 y_{1,t-1}+\pi_2 y_{2,t-1}+\pi_3 y_{3,t-1} \qquad (3)$$

$$+\pi_4 y_{4,t-1}+\sum_{i=1}^{q}\varphi_i(1-B^4)y_{t-1}+\varepsilon_t$$

که در آن، $y_{i,t}$ تبدیلات خطی است که به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$y_{1t} = \left(1 + B + B^2 + B^3\right) y_{t-4} \quad (4)$$
$$y_{2t} = -\left(1 - B + B^2 - B^3\right) y_{t-4}$$
$$y_{3t} = -\left(1 - B^2\right) y_{t-4}$$

پس از برآورد معادلهٔ رگرسیونی ۳، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود ریشهٔ واحد با آماره‌های t برای ضرایب برآوردشدهٔ π_1، π_2 و آماره‌های F برای ضرایب π_3 و π_4 آزمون می‌شود. این آماره‌ها با مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط Hylleberg et al. (1990) مقایسه می‌شوند. درنهایت، با توجه به نتایج آزمون HEGY با شناسایی نوع و تعداد ریشه‌های واحد موجود در سری زمانی، رفتار قیمت گوشت قابل شناسایی است و متناسب با آن، نوع فیلتر تفاضل‌گیری نیز برای ایجاد سری زمانی ایستا تعیین می‌شود. سپس داده‌های ایستاشده برای پیش‌بینی مقادیر آیندهٔ سری مورد نظر به‌کار می‌رود. اگر نتایج آزمون انجام‌گرفته برای این سری، بیانگر وجود یک فرایند تصادفی فصلی ناایستا باشد، الگوی مناسب برای پیش‌بینی قیمت‌ها، الگوی خودتوضیحی معروف به الگوی پایهٔ رگرسیونی دارای فرم ریاضی به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$\Delta_s y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta_s y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن، $\Delta_s y_t$، سری قیمت ایستاشده، α_0 عرض از مبدأ، p تعداد وقفه‌ها، φ_i پارامترهای الگو که باید برآورد شود، $\Delta_s y_{t-i}$ وقفهٔ i ام سری قیمت ایستاشده و ε_t اجزای اخلال الگو است.

- مدل خودتوضیح دوره‌ای PAR (P)

مدل‌های خودتوضیحی دوره‌ای، ماهیتاً زمانی به‌کار می‌روند که مؤلفه‌های مؤثر اقتصادی از قبیل ترجیحات و فناوری‌ها به‌صورت فصلی تغییر پیدا کنند. برای نشان‌دادن رفتار فصلی، این مدل‌ها امکان تغییر پارامترهای مربوط به هر فصل در مدل خود توضیحی را فراهم می‌کنند. برای این‌منظور، از متغیرهای مجازی استفاده می‌شود (Castro & Osborn, 2005). بخش عمده‌ای از سری‌های زمانی کلان، از رفتار دوره‌ای تبعیت می‌کنند (Tripodis & Penzer, 2005). یک مدل خودتوضیحی دوره‌ای از درجهٔ p، برای داده‌های سه‌ماهانه به‌صورت زیر تعریف می‌شود (Franses & Paap, 2004):

(۶)

$$y_t = \sum_{S=1}^{4} \mu_s D_{s,t} + \sum_{S=1}^{4} \lambda_s D_{s,t} T_t + \sum_{i=1}^{p} \sum_{S=1}^{4} \lambda_{i,s} D_{s,t} y_{t-i} + \varepsilon_t$$

در رابطهٔ ۶، $T_t = \left[\frac{t-1}{4}\right] + 1$، $t = 1,2,\ldots,n$، $n = 4N$، (N تعداد سال)، $s = 1,2,3,4$، ε_t اجزای اخلال و μ_s، λ_s و $\lambda_{p,s}$ پارامترهای دوره‌ای هستند که ممکن است به‌ازای هر فصل $s = 1,2,3,4$ تغییر کنند. $D_{s,t}$ها نیز متغیرهای موهومی فصل‌ها را نشان می‌دهند (Li & He, 2011). y_{t-i} نیز به‌ازای $i = 1,2,\ldots,$ وقفه‌های متغیر وابسته را نشان می‌دهد که در مدل وارد می‌شود. برای انتخاب تعداد وقفهٔ بهینه (p) معیارهای گوناگونی پیشنهاد شده است که معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز از این جمله‌اند. البته شایان ذکر است برای انتخاب تعداد وقفهٔ بهینه مدل نباید مشکل خودهمبستگی دوره‌ای و غیردوره‌ای داشته باشد.

طبق رهیافت Franses & Paap (2004)، برای انجام آزمون خودهمبستگی دوره‌ای، اجزای اخلال برآوردشدهٔ معادلهٔ ۶ بر روی تمامی متغیرهای توضیحی این معادله به اضافهٔ چهار متغیر جدید به‌صورت $-\sum_{S=1}^{4} \delta_s D_s \varepsilon_{t-1}$ - که شامل آثار متقابل وقفهٔ اول اجزای اخلال (ε_{t-1}) با متغیرهای مجازی فصلی (D_s) هستند- رگرس می‌شود. پس از برآورد این رگرسیون کمکی، فرضیهٔ عدم $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ مبنی‌بر نبود خودهمبستگی دوره‌ای از درجهٔ اول سنجش می‌شود که برای این‌منظور می‌توان از آزمون F استفاده کرد. آمارهٔ F در این آزمون، دارای توزیع F استاندارد با درجهٔ آزادی 4،N-K است که در آن، N تعداد مشاهده‌ها و K تعداد ضرایب برآوردشده در رگرسیون کمکی است. پس از انتخاب مدل مناسب، وجود تغییرات دوره‌ای در رفتار متغیر مورد نظر آزمون می‌شود. برای این‌منظور، از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR: Likelihood Ratio) ارائه‌شده توسط بسویچ و فرانسس استفاده می‌شود. بدین شکل که ابتدا معادلهٔ ۶، با فرض نرمال‌بودن اجزای اخلال، از طریق روش OLS برآورد و سپس فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود تغییرات دوره‌ای در پارامترهای این خودتوضیحی با استفاده از آزمون LR سنجیده می‌شود (Franses & Paap, 2004):

$$H_0: \lambda_{i,s} = \lambda \;,\; s = 1,2,3,4 \qquad i = 1,2,\ldots,P \quad (7)$$

آمارهٔ LR دارای توزیع χ^2_{3p} است. آمارهٔ آزمون F برای سنجش این فرضیهٔ عدم، توزیع استاندارد $F\left(3p, n - (4+4)\right)$ دارد. درصورت معنی‌داربودن آزمون F، مدل PAR(P) برای بررسی و پیش‌بینی سری زمانی فصلی y_t مناسب است. پس از اینکه مدل PAR اولیه برای نشان‌دادن رفتار یک سری مناسب تشخیص داده

شد، می‌توان به انجام آزمون ریشهٔ واحد دوره‌ای برای سری مورد نظر اقدام کرد (Ghahremanzadeh & Salami, 2008).

مطابق رهیافت Franses & Paap (2004)، به‌طورکلی، یک مدل PAR ممکن است دارای دو نوع ریشهٔ واحد تکی (Single) یا مختلط (Multiple) باشد. ریشهٔ واحد تکی درصورتی به‌کار گرفته می‌شود که سری مورد نظر، یک ریشهٔ واحد داشته باشد. درصورتی‌که تعداد ریشه‌ها بیش از یک باشد، باید به آزمون ریشهٔ واحد مختلط اقدام کرد. برای انجام آزمون ریشهٔ واحد می‌توان مدل PAR در معادلهٔ ۶ را با استفاده از روش ماتریسی به‌صورت زیر نوشت:

$$\Phi_{\cdot}Y_T = \mu + \Phi_1 Y_{T-1} + \ldots + \Phi_P Y_{T-P} + \varepsilon_T \quad (۸)$$
$$T = 1, 2, \ldots, N$$

در معادلهٔ ۸، $Y_T = \left(Y_{1,T}, Y_{2,T}, Y_{3,T}, Y_{4,T}\right)'$ است که در آن، $Y_{i,T}$ سری مربوط به فصل i در سال T را نشان می‌دهد. به‌این‌ترتیب، Y_T یک بردار ۴×۱ از سری‌های مربوط به هر فصل است. با درنظرگرفتن معادلات ۶ و ۸، $P = 1 + \left[(p-1)/4\right]$ که در آن، [.] عامل جزء صحیح را نشان می‌دهد. به‌این‌ترتیب، درصورتی‌که درجهٔ یک مدل PAR(P) در معادلهٔ ۶ کمتر یا مساوی با ۴ باشد، درجهٔ معادلهٔ ۸ برابر با یک $(P = 1)$ خواهد بود. Φها ماتریس‌هایی ۴×۴ هستند که به‌شکل زیر تعریف می‌شوند:

(۹)

$$\Phi_{\cdot}[i,j] = \begin{cases} 1 \ if \ i = j \\ 0 \ if \ i > j \\ -\phi_{i-j,\,i} \ if \ i < j \end{cases} \qquad \Phi_k[i,j] = \phi_{i+4k-j,\,i}$$

در معادلات بالا، $k = 1, 2, \ldots, P$ ، $j = 1,2,3,4$ ، $i = 1,2,3,4$ است. معادلهٔ ۹ را می‌توان به‌صورت زیر نیز نوشت:

(۱۰)

$$Y_T = \Phi_{\cdot}^{-1}\mu + \Phi_{\cdot}^{-1}\Phi_1 Y_{T-1} + \ldots + \Phi_{\cdot}^{-1}\Phi_P Y_{T-P} + \Phi_{\cdot}^{-1}\varepsilon_T$$
$$T = 1, 2, \ldots, N$$

معادلهٔ ۱۰، یک فرایند خودتوضیحی برداری (VAR) از درجهٔ P برای فرایند Y_T است که در آن، $\varepsilon_T \sim N(0, \sigma^2 I_4)$ است؛ بنابراین، $\Phi_{\cdot}^{-1}\varepsilon_T$ دارای توزیع $N(0, \sigma^2\Phi_{\cdot}^{-1}\left(\Phi_{\cdot}^{-1}\right)' I_4$ خواهد بود. مدل خودتوضیحی در معادلهٔ ۱۰ را می‌توان به‌شکل مدل تصحیح خطا (Error- Correction Model) به‌صورت زیر نوشت:

$$\Delta_1 Y_T = \Phi_{\cdot}^{-1}\mu + \Phi_{\cdot}^{-1}\tau T + \Pi Y_{T-1} + \Gamma_1\Delta_1 Y_{T-1} \quad (۱۱)$$

$$+ \ldots + \Gamma_{P-1}\Delta_1 Y_{T-(P-1)} + \Phi_{\cdot}^{-1}\varepsilon_T$$

$$\Gamma_1 = \Phi_{\cdot}^{-1}\sum_{j=i+1}^{P}\Phi_j \qquad \text{for} \quad i = 1, 2, \ldots, P-1$$

$$\Pi = \Phi_{\cdot}^{-1}\sum_{j=i}^{P}\Phi_j - I_4$$

تعیین تعداد ریشه‌های واحد از طریق روابط همگرایی در ماتریس Π صورت می‌گیرد. زمانی‌که رتبهٔ ماتریس Π برابر با γ باشد، به همان تعداد بردار همگرایی وجود دارد. در این حالت، تعداد ریشه‌های یک سری برابر با $s - \gamma$ خواهد بود که در اینجا $s = 4$ است. باید توجه داشت که حداکثر تعداد ریشهٔ واحد برای یک مدل PAR(P) برابر با p خواهد بود (Franses & Paap, 2004).

با توجه به آنچه گفته شد، می‌توان نتیجه گرفت درصورتی‌که مدل برآوردشده، یک مدل خودتوضیحی دوره‌ای از درجهٔ یک باشد، برای بررسی ایستایی دوره‌ای سری مورد نظر، انجام آزمون ریشهٔ واحد دوره‌ای تکی کافی است، ولی درصورتی‌که مدل برآوردشده از درجهٔ دو یا بالاتر باشد، انجام آزمون‌های ریشهٔ واحد مختلط نیز الزامی است. برای انجام ریشهٔ واحد تکی، ابتدا مدل نامقید در معادلهٔ ۶ برآورد و مجموع مربعات خطای آن (RSS_1) محاسبه می‌شود. سپس مدل مقید از طریق اعمال قید $a_1a_2a_3a_4 = 1$، در معادلهٔ ۱۲ برآورد و مجموع مربعات خطای آن (RSS_0) محاسبه می‌شود (Franses & Paap, 2004):

$$y_t = \sum_{S=1}^{4}\mu_s D_{s,t} + \sum_{S=1}^{4}\tau_s D_{s,t} T_t + \sum_{S=1}^{4} a_s y_{t-1} \quad (۱۲)$$
$$+ \sum_{i=1}^{p-1}\sum_{S=1}^{4}\beta_{is} D_{s,t}(y_{t-i} - a_{s-i} y_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

پس از برآورد مدل‌های مقید و نامقید، وجود ریشهٔ واحد از طریق آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) صورت می‌گیرد. برای این‌منظور، آمارهٔ LR به‌صورت زیر تشکیل می‌شود:

$$LR_i^1 = n\log\left(\frac{RSS_{\cdot}}{RSS_1}\right) \quad (۱۳)$$

در معادلهٔ ۱۳، n تعداد مشاهده‌ها و log نماد لگاریتم است. مقدار i در معادلهٔ بالا ممکن است ۱، ۳ و ۵ باشد. درصورتی‌که به‌ازای $s = 1,2,3,4$ مدل مقید و نامقید بدون عرض از مبدأ و روند $(\lambda_s = 0 \ , \ \mu_s = 0)$ باشند $i = 1$، درصورتی‌که فقط دارای عرض از مبدأ باشند $(\lambda_s = 0 \ , \ \mu_s \neq 0)$ $i = 3$ و درصورتی که هم دارای عرض از مبدأ و هم دارای روند باشند $(\lambda_s \neq 0 \ , \ \mu_s \neq 0)$ $i = 5$ است. اهمیت این نامگذاری به این

دلیل است که مقادیر بحرانی با توجه به وجود یا نبود عرض از مبدأ و روند، متفاوت است. مقادیر بحرانی در Franses & Paap (2004) بیان شده‌اند. درنهایت، درصورتی‌که وجود آزمون ریشهٔ واحد تکی در یک مدل پذیرفته شود، از فیلتر $1-\alpha_s L$ برای ایستاسازی داده‌ها استفاده می‌شود.

- الگوی خودتوضیحی انباشتهٔ میانگین متحرک فصلی

علاوه‌بر دو مدل یادشده برای یک سری زمانی فصلی، می‌توان با استفاده از الگوی خودتوضیحی انباشتهٔ میانگین متحرک فصلی (SARIMA) پیش‌بینی انجام داد. این الگو دارای دو جزء فصلی و غیرفصلی است. جزء فصلی به‌صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک از وقفهٔ فصلی، به‌ترتیب از درجهٔ P و Q و بخش غیرفصلی نیز همانند الگوهای ARIMA به‌صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک از وقفه‌های غیرفصلی، از درجهٔ p و q وارد الگو می‌شوند (Enders, 2004). به طور عمومی، یک الگوی باکس- جنکینز فصلی به شکل ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) نشان داده می‌شود. در این الگو، d درجهٔ تفاضل‌گیری معمولی $\left[(1-L)^d\right]$ و D درجهٔ تفاضل‌گیری فصلی $\left[(1-L^4)^d\right]$ است که برای ایستاسازی متغیر اقتصادی مورد مطالعه به‌کار گرفته می‌شود (Brendstrup et al., 2004). ابتدا ایستایی متغیر با استفاده از نمودار تابع خودهمبستگی نمونه و آزمون‌های ریشهٔ واحد بررسی می‌شود و متناسب با آن، فیلتر تفاضل‌گیری فصلی و غیرفصلی برای ایجاد سری‌های زمانی ایستا به‌کار می‌رود. سپس براساس مراحل سه‌گانهٔ باکس- جنیکینز، الگوی SARIMA مناسب برای پیش‌بینی این متغیر تعیین می‌شود (Franses, 1991). درنهایت، با استفاده از پارامترهای الگوی برآورده‌شده، پیش‌بینی‌های آینده برای متغیر صورت می‌پذیرد.

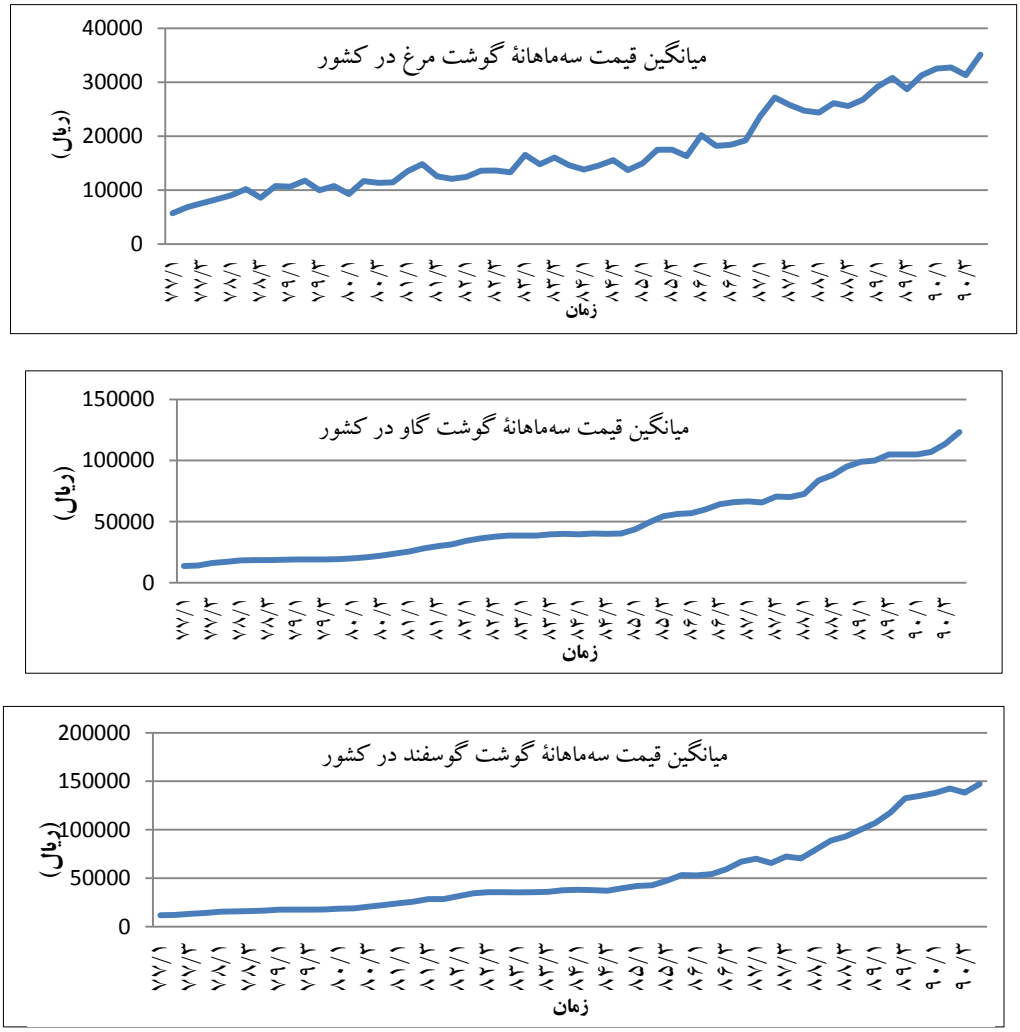
تا اینجا تمام مباحث ارائه‌شده برای حالتی است که سری مورد نظر دارای ریشهٔ واحد فصلی باشد. درصورت نبود ریشهٔ واحد فصلی، مشخص می‌شود سری مورد نظر فصلی نیست و فقط نحوهٔ جمع‌آوری داده‌ها به این‌صورت است و می‌توان از الگوی خودرگرسیون انباشتهٔ میانگین متحرک (ARIMA) یا هر نوع تکنیک سری زمانی غیرفصلی برای پیش‌بینی استفاده کرد.

در مطالعهٔ حاضر، رفتار فصلی قیمت انواع گوشت شامل گوشت مرغ، گوسفند و گاو در کشور با استفاده از الگوهای یادشده بررسی شد و درنهایت، پس از انتخاب مدل برتر، به پیش‌بینی قیمت آتی انواع گوشت در ایران اقدام شد. به‌این منظور، از داده‌های مربوط به قیمت فصلی سه‌ماهانهٔ گوشت مرغ، گوسفند و گاو در سال‌های ۱۳۷۷:۱ تا ۱۳۹۰:۴ استفاده شد. این داده‌ها از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری شده است.

نتایج و بحث

در شکل ۱، روند تغییرات قیمت‌های فصلی انواع گوشت در سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۰ نشان داده می‌شود. بررسی ظاهری و اولیهٔ قیمت گوشت مرغ در کشور، بیانگر دو مؤلفهٔ اساسی درمورد ماهیت ایجاد داده‌های این متغیر است. اول اینکه سری مورد نظر روند روبه‌رشد دارد و نوسانات آن در فصول مختلف نیز بسیار شبیه به هم و بیانگر وجود رفتار فصلی در آن است. همچنین، بررسی ظاهری نمودارهای قیمت گوشت گاو و گوسفند بیانگر وجود مؤلفهٔ روند است و نشان می‌دهد دو سری موردنظر دارای مؤلفهٔ فصلی نیستند. البته در قسمت بعد با انجام آزمون‌های اقتصادسنجی در این زمینه بیشتر بحث می‌شود.

برای تدوین الگوی پیش‌بینی مقادیر آتی قیمت انواع گوشت در کشور، ابتدا باید مشخص می‌شد که آیا سری‌های مورد نظر دارای مؤلفهٔ فصلی هستند یا خیر که این امر از طریق انجام ریشهٔ واحد صورت گرفت. درصورت وجود ریشهٔ واحد فصلی، ابتدا الگوی خودتوضیح دوره‌ای [PAR(p)] بررسی می‌شود و اگر سری مورد نظر از این الگو پیروی کند، پیش‌بینی براساس آن است. در غیر این‌صورت، الگوی پایهٔ رگرسیونی و خودتوضیحی انباشتهٔ میانگین متحرک فصلی مناسب است. در شرایط نبود ریشهٔ واحد فصلی، سری مورد نظر دارای مؤلفهٔ فصلی نیست و پیش‌بینی براساس الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک صورت می‌گیرد. برای بررسی وجود ریشهٔ واحد در سری‌های مورد مطالعه، از آزمون HEGY (رابطهٔ ۳) برای حالت با عرض از مبدأ و از متغیر موهومی فصلی و روند، برای وقفه‌های صفر تا دوازده استفاده شد. درنهایت، با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز (BIC) و خصوصیت نوفهٔ سفیدبودن اجزای اخلال معادله، مدل‌هایی برآورد شد که نتایج آن در جدول ۱ گزارش می‌شود.



شکل ۱. میانگین قیمت سه‌ماهانهٔ انواع گوشت در کشور در سال‌های ۱۳۷۷- ۱۳۹۰
مأخذ: شرکت پشتیبانی امور دام کشور (سال‌های ۱۳۷۷- ۱۳۹۰)

جدول ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد برای سری‌های قیمت‌های سه‌ماهانهٔ گوشت مرغ، گاو و گوسفند HEGY

آماره‌ها / قیمت	تعداد وقفه	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3,\pi_4)$
گوشت مرغ	۸ و ۴ و ۲	-۰/۱۴***	-۱/۷۵***	۴/۴۲***
گوشت گاو	۱-۴	۱/۳۲***	-۳/۵۴	۳/۴۲***
گوشت گوسفند	۱-۲	-۰/۷۱***	-۴/۱	۱۴/۲۳

*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد

نتایج مربوط به آماره‌های t در فراوانی‌های صفر، $t(\pi_1)$، و شش‌ماهه، $t(\pi_2)$، در ستون‌های سوم و چهارم و آمارهٔ F در فراوانی مختلط، $F(\pi_3,\pi_4)$، در ستون پنجم این جدول آمده است. برای هرکدام از سری‌های یادشده، آمارهٔ t محاسبه‌شده برای فرضیهٔ $H_0: \pi_1 = 0$ از t بحرانی جدول بزرگ‌تر است؛ بنابراین، فرض صفر رد نمی‌شود و یک ریشه در واحد صفر برای سری‌های مورد نظر وجود دارد. همچنین، آمارهٔ t برای فرضیهٔ $H_0: \pi_2 = 0$ برای سری قیمت گوشت مرغ، بزرگ‌تر از مقدار بحرانی است و وجود ریشهٔ واحد در فراوانی شش‌ماهه را نشان می‌دهد؛ به‌عبارت دیگر، سری زمانی گوشت مرغ

دارای ریشهٔ واحد فصلی است، اما آمارهٔ این آزمون برای سری قیمت گوشت گاو و گوسفند نشان می‌دهد که این دو سری، ریشهٔ واحدی در فراوانی π ندارند؛ بنابراین، مطابق نتایج این آزمون، دو سری قیمت گوشت گاو و گوسفند، ریشهٔ واحد فصلی ندارند. نتایج این آزمون با مطالب گفته‌شده در زمینهٔ شکل ۱ همخوانی دارد. شایان ذکر است که وجود ریشهٔ واحد در فراوانی صفر، بیانگر ناایستایی متداول بلندمدت است، درحالی‌که ریشهٔ واحد فراوانی π، ناایستایی فصلی موجود در داده‌های قیمت گوشت مرغ را نشان می‌دهد.

با توجه به اینکه داده‌های مربوط به متغیر قیمت گوشت مرغ دارای ریشهٔ واحد فصلی است، ابتدا برای تحلیل رفتار فصلی قیمت گوشت مرغ در کشور در اولین مرحله باید از طریق رهیافت Pranses & Boswijk (1996)، وجود تغییرات دوره‌ای در سری زمانی قیمت گوشت مرغ آزمون می‌شد. به‌این منظور، مدل خودتوضیحی دوره‌ای مناسب برآورد شد که نتایج آن در جدول ۲ می‌آید. همان‌گونه‌که ملاحظه می‌شود، الگوی برآوردشده یک مدل خودتوضیحی از مرتبهٔ ۱ است، PAR(1). برای تعیین تعداد وقفه‌های مناسب این الگو، از روش حرکت از کل به جزء استفاده شد. به‌این‌ترتیب که ابتدا معادلهٔ ۶ با استفاده از ۱۲ وقفه برآورد شد و تعداد وقفه‌ها تا جایی‌که اجزای اخلال خصوصیت نوفهٔ سفیدبودن خود را حفظ کند، کاهش یافت. درنهایت، مدل با یک وقفه، به‌عنوان برترین مدل برای سری قیمت گوشت مرغ شناخته شد. آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلال برای الگوهای نهایی برآوردشده دلالت بر خوبی برازش مدل داشت. آزمون‌های کنترل تشخیصی انجام‌گرفته شامل آزمون LM بروچ پاگان برای تشخیص وجود خودهمبستگی سریالی از درجهٔ اول (F_{ser}) و چهار [LM(4)]، واریانس ناهمسانی شرطی از درجهٔ اول [ARCH(1)] و چهار [ARCH(4)] و یک آزمون از نوع LM برای تشخیص وجود خودهمبستگی دوره‌ای از درجهٔ اول (F_{pser}) هستند. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۳ می‌آید.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل PAR (1) برای قیمت فصلی گوشت مرغ در کشور

پارامتر	مقدار ضریب	پارامتر	مقدار ضریب
$\mu_1^{\dagger}$	۶۶۹/۷۱(۰/۵۱)	λ_3	۶۰۷/۷۱(۰/۰۳)**
μ_2	۱۳۶۰/۳۶(۰/۱۵)	λ_4	−۷۶۷/۷۴(۰/۰۵)**
μ_3	۱۲۰۷/۵۲(۰/۲۳)	λ_{11}	۰/۷۳(۰/۰۰)***
μ_4	−۲۲۱۷/۵۴(۰/۰۶)*	λ_{12}	۰/۹۲(۰/۰۰)***
$\lambda_1^{\dagger}$	۶۲۱/۰۷(۰/۰۳)**	λ_{13}	۰/۶۴(۰/۰۰)***
λ_2	۱۳۷/۷۴(۰/۶۶)	λ_{14}	۱/۴۸(۰/۰۰)***

$R^2 = ۹۹$ AIC $= ۹۶۳/۹۴$ BIC $= ۹۸۸/۰۳$

*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد * معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

اعداد داخل پرانتز مقادیر p-value را نشان می‌دهند.

†: اندیس‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ به‌ترتیب بیانگر فصول بهار، تابستان، پاییز و زمستان هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون کنترل تشخیصی و آزمون مدل PAR(1) گوشت مرغ

متغیر	وقفه	آزمون کنترل تشخیصی اجزای اخلال					F_{per}
		F_{ser}	F_{pser}	ARCH (1)	ARCH (4)	LM (4)	
قیمت گوشت مرغ	۱	۰/۱۲۵	۲/۱۳	۰/۶۴۷	۳/۶۹۲	۵/۶۳۵	۳/۸۸
		(۰/۷۲)	(۰/۰۹)	(۰/۴۲)	(۰/۴۴)	(۰/۲۲)	(۰/۰۱)

سطح معنی‌داری پارامترها در داخل پرانتز آمده است.

مطابق جدول ۳، سطح معنی‌داری آماره‌های آزمون‌های LM (q) و ARCH (q) محاسبه‌شده برای مدل PAR (1) به‌ترتیب بیانگر نبود خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی شرطی از درجهٔ اول و چهار در اجزای اخلال این مدل در سطح احتمال

۵ درصد است. همچنین، سطح معنی‌داری آمارهٔ F_{per} نشان می‌دهد که فرضیهٔ وجود تغییرات دوره‌ای در پارامترهای معادلهٔ ۱ رد نمی‌شود. براین‌اساس، می‌توان نتیجه گرفت که سری زمانی قیمت گوشت مرغ از رفتار تغییرات دوره‌ای تبعیت می‌کنند و درنتیجه الگوی خودتوضیحی دوره‌ای، الگوی مناسب برای پیش‌بینی سری مورد نظر است؛ به‌عبارت دیگر، رفتار هر فصل متغیر گوشت مرغ در کشور، با فصل دیگر متفاوت است و می‌توان رفتار هر فصل گوشت مرغ را جداگانه الگوسازی کرد.

درادامه، برای آزمون وجود ریشهٔ واحد در الگوی PAR، آزمون ریشهٔ واحد دوره‌ای صورت گرفت. با توجه به اینکه مدل خودتوضیحی دوره‌ای برآوردشده برای قیمت گوشت مرغ از درجهٔ یک است، حداکثر ریشهٔ واحد دوره‌ای آن ممکن است برابر با یک باشد؛ بنابراین، آزمون ریشهٔ واحد با فرض وجود یک ریشهٔ واحد انجام گرفت. نظر به اینکه مدل خودتوضیحی برآوردشده دارای عرض از مبدأ و روند است، آمارهٔ LR_5^1 محاسبه شد. نتایج مؤید آن است که آمارهٔ آزمون برابر ۵۸/۱۸ است که در مقایسه با مقدار بحرانی جدول (۶/۶۴) از لحاظ آماری در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار نیست. این یافته، بیانگر نبود ریشهٔ واحد تکی در سری قیمت گوشت مرغ است؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که سری زمانی قیمت گوشت مرغ ریشهٔ واحد دوره‌ای ندارد و ایستاست. به این‌ترتیب، نیازی به ایستاسازی آن نیست و مدل اولیه که با سطح داده‌ها برآورد شد، همچنان معتبر است. درنهایت، مقادیر آیندهٔ قیمت سه‌ماههٔ گوشت مرغ برای سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ در کشور با استفاده از الگوی بالا پیش‌بینی شد که نتایج آن در جدول ۴ مشاهده می‌شود.

جدول ۴. پیش‌بینی فصلی قیمت آتی گوشت مرغ کشور برای سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ (واحد: ریال)

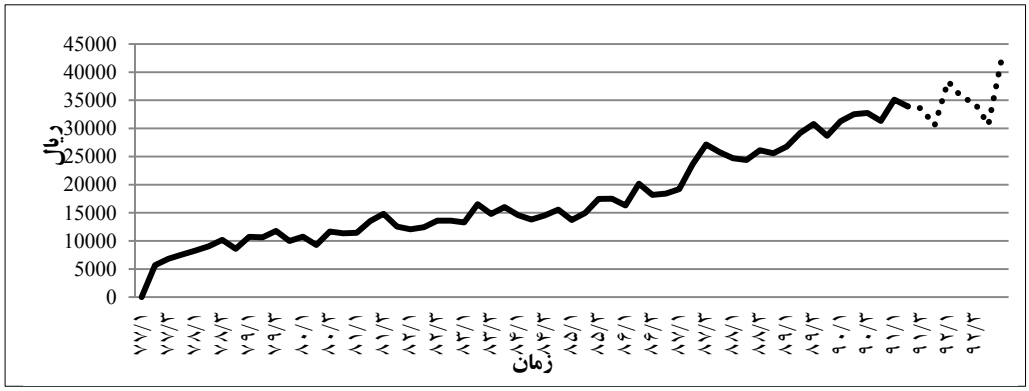
سال/ فصل	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
۱۳۹۱	۳۳،۹۱۱	۳۳،۵۷۱	۳۰،۵۳۴	۳۸،۳۸۹
۱۳۹۲	۳۵،۵۵۵	۳۴،۴۷۹	۳۰،۶۳۵	۴۲،۴۸۵

برای مقایسهٔ روند مقادیر قیمت پیش‌بینی‌شده با روند قیمت واقعی، شکل ۲ ترسیم شده است. قسمت خط پررنگ منحنی، روند قیمت‌های سه‌ماههٔ گوشت مرغ را در سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۰ و قسمت خط‌چین منحنی، روند قیمت‌های پیش‌بینی‌شده برای سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ را نشان می‌دهد. براساس این نمودار می‌توان نتیجه گرفت که روند قیمت پیش‌بینی‌شده برای این دو سال، با روند قیمت واقعی سال‌های قبل همخوانی دارد که این امر، خوبی برازش مدل را نشان می‌دهد.

مطابق نتایج آزمون ریشهٔ واحد HEGY جدول ۱ مشخص است سری‌های مربوط به قیمت گوشت گاو و گوسفند دارای ریشهٔ واحد فصلی نیست؛ بنابراین، برای پیش‌بینی مقادیر آیندهٔ مربوط به این دو متغیر، از الگوی ARIMA استفاده شد.[1] براساس نتایج آزمون HEGY، سری قیمت گوشت گاو و گوسفند، با استفاده از فیلتر تفاضل‌گیری مرتبهٔ اول $(d=1)$ ایستاسازی شد. سپس مطابق نمودارهای SACF و PACF این دو سری قیمت، در الگوی اولیهٔ ARIMA، درجه‌های متغیرهای توضیحی و میانگین متحرک تعیین شد. درنهایت، مطابق رهیافت باکس- جنیکنز با استفاده از آزمون‌های کنترل تشخیصی و حداقل خطای پیش‌بینی، مدل ARIMA (1,1,2) برای قیمت گوشت گاو و مدل ARIMA (2,1,2) برای قیمت گوشت گوسفند مناسب تشخیص داده شد. نتایج برآورد مدل‌های ARIMA برای این دو متغیر در جدول ۵ ارائه می‌شود. مطابق این جدول، سطح معنی‌داری آمارهٔ باکس- پیرس در وقفه‌های مختلف [Q(p)] بیانگر نبود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال معادله در سطح ۵ درصد است.

مطابق نتایج جدول ۵، رفتار قیمت گوشت گاو متأثر از قیمت سال گذشته است و قیمت گوشت گوسفند، از قیمت‌های سال گذشته و دو سال قبل تبعیت می‌کند. براساس نتایج این جدول، پیش‌بینی مقادیر آیندهٔ قیمت گوشت گاو و گوسفند برای سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ در جدول ۶ ارائه می‌شود. با استفاده از مقادیر پیش‌بینی‌شدهٔ قیمت گوشت گاو و گوسفند در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ و همچنین داده‌های واقعی گذشتهٔ این سری‌های قیمت برای سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۰، نمودار تغییرات این قیمت‌ها برای گوشت گاو گوسفند به‌ترتیب در شکل‌های ۳ و ۴ ترسیم می‌شود.

۱. شایان ذکر است که رفتار قیمت‌های سه‌ماههٔ گوشت گاو و گوسفند با استفاده از مدل‌های SARIMA و همچنین مدل‌های ARIMA با وقفه‌های فصلی بررسی شد که مشخص شد از لحاظ اقتصادسنجی، مدل معتبری نیست. این امر با نتایج آزمون ریشهٔ واحد HEGY مبنی بر نبود مؤلفهٔ فصلی، همخوانی دارد.



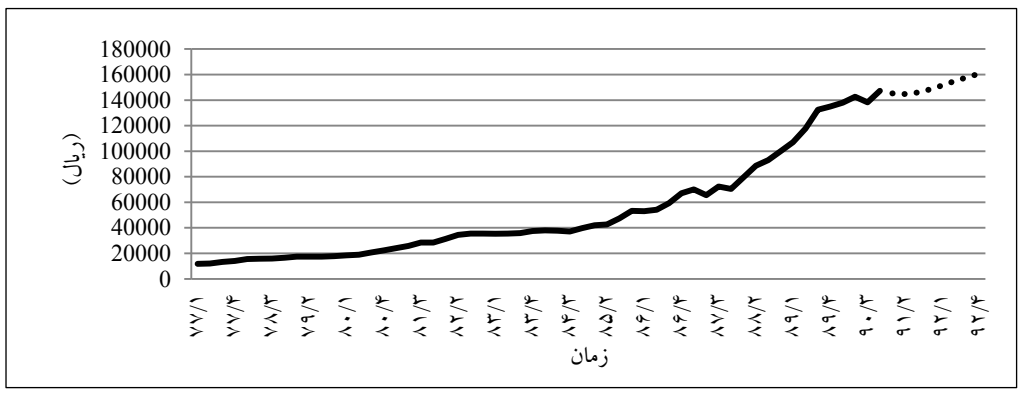
شکل ۲. قیمت سه‌ماهانهٔ واقعی و پیش‌بینی‌شدهٔ گوشت مرغ در کشور ۱۳۷۷:۱- ۱۳۹۲:۴

جدول ۵. برآورد ضرایب الگوی ARIMA برای قیمت گوشت گاو و گوسفند

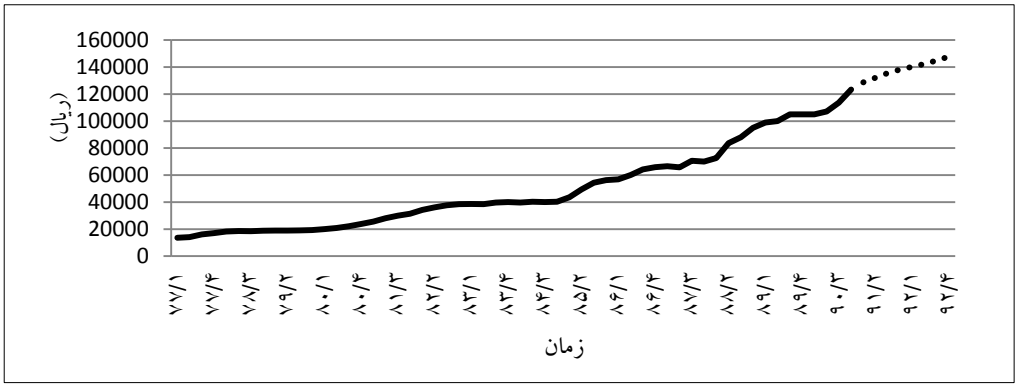
سری قیمت	متغیر	ضرایب	آمارهٔ z	احتمال
گوشت گاو:	عرض از مبدأ	۲۱۸۱	۱/۲۱	۰/۲۲۷
	AR(۱)	۰/۹۵	۵/۱۸	۰/۰۰۱***
	MA(۱)	-۰/۴۶	-۱/۷۴	۰/۰۸۲**
$Q(1)=28/77(0/47)$ $Q(4)=8/42(0/07)$	MA(۲)	-۰/۳۵	-۲/۵۱	۰/۰۱۲***
گوشت گوسفند:	عرض از مبدأ	۲۳۰۶	۲/۶۴	۰/۰۰۸**
	AR(۱)	۱/۲۹	۱۳/۵۷	۰/۰۰۱***
	AR(۲)	-۰/۵۷	-۵/۶۱	۰/۰۰۱***
$Q(1)=35/96(0/17)$	MA(۱)	-۱/۴۵	-۱۱/۷۰	۰/۰۰۱***
$Q(4)=8/40(0/84)$	MA(۲)	۰/۹۹	۶/۰۴	۰/۰۰۱***

جدول ۶. پیش‌بینی قیمت فصلی گوشت گاو و گوسفند برای سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ (واحد: ریال)

	سال/ فصل	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
گوشت گاو	۱۳۹۱	۱۲۸،۷۴۳	۱۳۲،۱۶۳	۱۳۵،۵۲۹	۱۳۸،۱۸۰
	۱۳۹۲	۱۴۰،۱۶۵	۱۴۲،۳۰۹	۱۴۴،۹۶۰	۱۴۷،۷۴۵
گوشت گوسفند	۱۳۹۱	۱۴۵،۲۱۶	۱۴۴،۷۱۵	۱۴۵،۸۷۱	۱۴۸،۳۰۴
	۱۳۹۲	۱۵۱،۴۳۵	۱۵۴،۷۳۵	۱۵۷،۸۵۱	۱۶۰،۶۳۵



شکل ۳. میانگین قیمت واقعی و پیش‌بینی‌شدهٔ گوشت گاو در سال‌های ۱۳۷۷- ۱۳۹۲



شکل ۴. میانگین قیمت واقعی و پیش‌بینی‌شدهٔ گوشت گوسفند در سال‌های ۱۳۷۷- ۱۳۹۲

نتیجه‌گیری

پیش‌بینی نقش مهمی در اعمال سیاست‌های مناسب در اقتصاد دارد. پیش‌بینی‌های اقتصادی موجب می‌شود مسیر حرکت آینده روشن‌تر شود و مسئولان اقدامات مؤثرتری را برای آینده انجام دهند. یکی از مراحل مهم پیش‌بینی متغیرهای سری زمانی، الگوسازی صحیح رفتار این سری‌هاست. مطالعهٔ حاضر نشان داد که هریک از سری‌های قیمت فصلی گوشت مرغ، گاو و گوسفند، رفتار و به‌تبع آن الگوی پیش‌بینی اقتصادسنجی متفاوتی دارند. در این مطالعه، برای پیش‌بینی فصلی قیمت‌های آیندهٔ گوشت مرغ در کشور، الگوی خودتوضیح دوره‌ای از مرتبهٔ یک در مقایسه با الگوهای پایهٔ رگرسیونی و SARIMA، الگوی مناسبی تشخیص داده شد. براساس نتایج مطالعه و با توجه به روند تغییرات قیمت‌های سه‌ماهانهٔ پیش‌بینی‌شدهٔ قیمت گوشت مرغ، انتظار می‌رود نوسان‌های قیمت سه‌ماهانهٔ گوشت مرغ در سال‌های آینده بیشتر از سال‌های گذشته باشد. این مسئله به افزایش ریسک تولید و به‌تبع آن خطر درآمد تولیدکنندگان گوشت مرغ در کشور منجر می‌شود. به‌طور طبیعی، این نوسانات بر رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین، توصیه می‌شود سیاستگذاران تدابیری را برای مدیریت بازار و عرضهٔ گوشت مرغ در کشور فراهم کنند. با توجه به اینکه سری‌های مربوط به قیمت گوشت گاو و گوسفند دارای مؤلفهٔ فصلی نیستند، مدل ARIMA بهترین الگو برای پیش‌بینی این دو متغیر شناخته شد. براساس قیمت‌های فصلی پیش‌بینی‌شدهٔ قیمت گوشت قرمز، انتظار می‌رود که نوسان‌های قیمت سه‌ماهانهٔ گوشت گاو و گوسفند در سال‌های آینده، کمتر از سال‌های گذشته باشد. همچنین، رفتار قیمت گوشت گاو، متأثر از قیمت سال گذشته است و قیمت گوشت گوسفند نیز از قیمت‌های سال گذشته و دو سال قبل آن تبعیت می‌کند. با توجه به ماهیت این الگو، بهره‌گیری از آن در بخش‌های اجرایی دولت و بخش خصوصی به‌خوبی امکان‌پذیر است. از این‌رو، با استفاده از این الگو می‌توان قیمت گوشت گاو و گوسفند را در سال آینده پیش‌بینی کرد و براساس این اطلاعات قیمتی، برنامه‌ریزی بهتری برای مدیریت بازار این گوشت‌ها داشت. این امر تا حدودی موجب ثبات قیمتی و در نوع خود موجب افزایش رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌شود. همچنین، با توجه به اینکه رفتار فصلی، یکی از واقعیت‌های شکل‌گیری قیمت انواع گوشت به‌ویژه قیمت گوشت مرغ است، توصیه می‌شود در بخش‌های اجرا از جمله معاونت امور دام یا شرکت پشتیبانی امور دام، برای تنظیم بازار از الگوی تدوین‌شده در این مطالعه بهره گرفته شود تا با استفاده از قیمت‌های پیش‌بینی‌شدهٔ آتی، امکان مدیریت بهتر بازار انواع گوشت برای نهادهای یادشده مقدور شود. همچنین، با توجه به مزایای مدل خودتوضیحی دوره‌ای، در بیان بهتر رفتار متغیرهای فصلی برخوردار از رفتار دوره‌ای، پیشنهاد می‌شود از آن در مطالعاتی استفاده شود که متغیرهای مورد بررسی رفتار فصلی دوره‌ای دارند.

REFERENCES

Brendstrup, B., Hylleberg, S., Nielsen M. O., Skipper, L., & Stentoft, L. (2004). Seasonality in economic models. *Macroeconomic Dynamics,* 8: 362–394.

Castro, B., & Osborn, R. (2005). *Testing for Seasonal Unit Roots in Periodic Integrated*

Autoregressive Processes. Economic Studies, School of Social Sciences, University of Manchester.

Chu, L. F. (2008). A fractionally integrated autoregressive moving average approach to forecasting tourism demand. *Tourism Management*, 29 (1): 79-88.

Clements, M.P., & Hendry, D.F. (2004). *A companion to economic forecasting*. Blackwell Publishing, ltd

Darne, O., & Diebolt, C. (2002). A note on seasonal unit root tests. Quality and Quantity. *Kluwer Academic Publishers,* 36: 305–310.

Ebrahimi, S., Shajari, Sh. & Zareh. (2012). Forecasting chicken price changes using time series models and neural network in Fars province, 8th Conference biennial of IAES papers. (In Farsi).

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

Food Outlook. (2013). *BIANNUAL REPORT ON GLOBAL FOOD MARKETS*, from http://www.fao.org/docrep/018/al999e/al999e.pdf.

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

Franses, P. H., & Paap, R. (2004). *Periodic Time Series Models*. Published in the United States by Oxford University Press Inc., New York.

Ghahremanzadeh, M. (2011). Forecasting monthly price of one day chicken in Azarbayjan- E- Shargi province, *journal of agricultural economics*, No 5(4):183-210. (In Farsi)

Ghahremanzadeh, M. & Salami, H. (2008). Forecasting Chicken price in Iran: Case study of Tehran province. *Iranian Journal of Agricultural Science*, No 1:1-17. (In Farsi)

Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C.W.J & Yoo, S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometric*, 44: 215–238.

Keshavarz, H. G. (2006). Analysis of calendar effects on price fluctuations of some major goods, a case study of seasonal of chicken, red meat and egg prices. *Iranian Journal of Tahghighat- E- Eghtesadi*, No 72:295-328. (In Farsi)

Li, C., He, C. (2011). Modeling and Forecasting Monthly Electricity Price of Sweden with Periodic Autoregressive Models. Dalarna University, Sweden.

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

State Livestock Affairs Logistics Co. (1998-2013) Information bank of livestock and poultry input price, Plan and Budget office, Ministry of Agricultural Jahad, Tehran, Iran. (In Farsi)

Tripodis, Y. & Penzer, J. (2004). *Periodic time series models: a structural approach*. Department of Statistics, London School of Economics.