

## تحلیل اثرات تقویمی در نوسانات قیمت برخی از کالاهای اساسی (مطالعه موردی: داده‌های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ)

غلامرضا کشاورز حداد<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۸۴/۵/۲۲ تاریخ پذیرش: ۸۴/۹/۱۵

### چکیده:

تقویم، اثر تعیین‌کننده‌ای بر شکل‌گیری رفتار متغیرهای اقتصادی دارد. در ایران دو نوع روز شمار قمری و شمسی به‌طور رسمی پذیرفته شده‌اند. هر یک از این تقویم‌ها به نوبه خود دارای اثر تعیین‌کننده‌ای بر سطح متغیرهای اقتصادی اند. هدف این پژوهش ارائه الگوی سری زمانی فصلی به روش باکس و جنکینز با در نظر گرفتن اثرات تقویمی، برای پیش‌بینی سطح قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ در مناطق شهری (مورد خاص شهر تهران) است. داده‌های مورد استفاده، مقدار هر یک از متغیرهای یاد شده برای دوره ۱۳۶۹:۰۱ تا ۱۳۸۴:۰۲ و نیز برخی از متغیرهای مجازی مربوط به ماه‌های شمسی و قمری است. برای تعیین مرتبه انباشتگی فرایندهای مورد مطالعه، از تکنیک آزمون فرضیه بیولیو و میران (۱۹۹۳) استفاده شده است. هیچ یک از متغیرها نامانا نبوده و اثرات تقویمی بعضی از ماه‌های شمسی و قمری اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. این تحقیق در چارچوب تحلیلی به کار گرفته شده، اولین تحقیقی است که در کشور برای داده‌های ماهیانه صورت می‌گیرد.

طبقه‌بندی JEL: C49, C53

کلید واژه‌ها: SARIMA، ریشه‌های واحد فصلی، داده‌های ماهیانه، اثرات تقویم.

۱- استادیار گروه اقتصاد- دانشگاه صنعتی شریف

Email: G.K.Haddad@sharif.ac.ir

\* در انجام این تحقیق از همکاری بسیار خوب مزدک محتشم، دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه صنعتی شریف برخوردار بوده‌ام.

## ۱- مقدمه

تقویم، اثر تعیین کننده‌ای بر رفتار فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی مردم دارد. شناسایی اثرات تقویمی و فصلی در داده‌های سری زمانی جوامع دارای آیین مسیحی، یهودی، مسلمان، بودایی و ... موضوع تحقیقاتی است که در آنها این تکنیک با وسعت به کار بسته شده است. تشخیص اثرات تقویمی و فصلی در داده‌های سری‌های زمانی جوامع مسیحی یک زمینه مطالعاتی شناخته شده در علم آمار است. روش‌های متعددی که توسط بریو<sup>۱</sup> (۱۹۶۹) ایالات متحده آمریکا، در مرکز آمار کانادا (۱۹۷۹) و بانک اسپانیا (۱۹۹۷) ارائه شده‌اند، در تحقیقات مختلف، برای شناسایی الگوهای فصلی و اثرات تقویمی میلادی مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. بعضی از این روش‌ها دارای شرایط و قیدهایی برای تشخیص اثرات تعطیلات مسیحی عید پاک نیز هستند، که براساس تقویم کلیسایی<sup>۲</sup> تنظیم می‌شوند. همچنین روش‌های آماری گوناگونی توسط بانک اسرائیل (۱۹۷۹) برای تشخیص و اندازه‌گیری اثرات جشنواره‌های مذهبی یهودی نظیر پاسور<sup>۳</sup> به کار بسته شده‌اند. با این همه، روش‌های تشخیص و تعدیل اثرات مناسبت‌های مذهبی اسلامی و ایام مهم آن، هنوز در مراحل ابتدایی خود قرار دارد. به کارگیری روش‌های متعارف مدل‌های ARIMA نظیر X-۱۱ یا X-۱۲ نمی‌تواند اثرات فصل قابل شناسایی را آشکار کند و در بعضی موارد عوامل فصلی تحریف شده‌ای را در داده‌های سری‌زمانی کشورهای اسلامی نتیجه می‌دهد.<sup>۴</sup>

در کشور ما دو نوع تقویم شمسی و قمری به صورت رسمی پذیرفته شده است. عمده فعالیت‌های اقتصادی و برنامه‌های رسمی براساس تقویم شمسی شکل می‌گیرند، ولی روز شمار قمری نیز در شکل‌گیری عوامل اقتصادی تاثیر چشم‌گیری دارد. شناخت اثرات این دو نوع تقویم بر فعالیت‌های اقتصادی و نیز

1- Bureau Census.

2 - Ecclesiastical.

3- Passover.

4-Riazuddin, R. (January 2002);

سطح قیمت‌ها یکی از موضوعات مهم تحقیقی در بحث سری‌های زمانی فصلی است؛ زیرا از مهمترین ویژگی‌های تقویم قمری لغزان بودن آن در مقایسه با تقویم خورشیدی است. این خاصیت تقویم قمری، اندازه‌گیری تأثیر مناسبت‌ها را بر فعالیت‌های اقتصادی، براساس تقویم خورشیدی پیچیده می‌سازد. به‌طور مثال، مقدار تقاضای برخی از اقلام خوراکی در ماه رمضان، یا قیمت احشام برای ماه ذیحجه افزایش، و از سوی دیگر در طول ماههای محرم و صفر بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی کاهش می‌یابند. علاوه بر این در تقویم خورشیدی هم مناسبت‌هایی وجود دارند که تأثیر چشم‌گیری بر مقدار تقاضا و در نتیجه قیمت‌ها دارند، در روزهای پیش از نوروز تقاضا برای نیروی کار، مواد اولیه و نیز کالاهای مصرفی افزایش پیدامی‌کند و در مقابل، فروردین و اردیبهشت ماه‌های رکود فعالیت‌های اقتصادی و شهریور و مهر ماه هر سال، فصل افزایش قیمت لوازم التحریر و کتاب است. بنابراین سطح قیمت‌ها و فعالیت‌های اقتصادی در ایران از دو تقویم تأثیر می‌پذیرد، که یکی نسبت به دیگری لغزان است.

در صورت امکان دسترسی به مقدار تقاضا شده برای هر یک از اقلام کالاهای اساسی، پیش‌بینی مقدار نوسانات ناشی از فصل (اثرات تقویمی)، می‌تواند با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی - فصلی صورت گیرد، ولی داده و روشی برای اندازه‌گیری مقدار تقاضا شده از کالاها و آن هم به‌طور ماهیانه در کشور وجود ندارد، بنابراین تمرکز این تحقیق بر پیش‌بینی اثرات تقویمی در قیمت کالاهای منتخب خواهد بود. نتایج این تحقیق نشان خواهد داد که در فصل‌های آتی، در فعالیت‌های مختلف، قیمت اقلام مورد مطالعه تا چه اندازه می‌توانند نوسان داشته باشند.

در چارچوب مدل‌سازی اثرات تقویمی (عید پاک)، بل و هیلمر<sup>۱</sup> (۱۹۸۳) متغیرهای توضیحی ساده قابل تطبیق با مدل‌سازی اثرات لغزان انواع وقایع تقویمی را پیشنهاد کردند. منطق متغیرهای توضیحی این است که ابتدا یک فاصله  $\tau$  روز برای کل دوره تعطیلی یا رویداد تقویمی موردنظر در نظر می‌گیرند،

1 - Bell, W. R. and Hillmer, M. (1983).

که در آن  $\tau_t$  نمایانگر تعداد روزهایی از ماه  $\tau$  است. که با آن حادثه تقویمی لغزان وجه اشتراک دارد. مقدار متغیر توضیحی در ماه  $t$  برابر با  $H(\tau, t)$  است و در واقع برابر با سهمی از کل طور دوره حادثه تقویمی در ماه  $t$  خواهد بود، یعنی:

$$H(\tau, t) = \frac{\tau_t}{t}$$

در هر مدل رگرسیونی *ARIMA* متغیرهای  $H(\tau, t)$  مختلفی برای در نظر گرفتن انواع وقایع می‌تواند به کار رود. به‌طور مثال ماه رمضان، محرم، صفر، ذیحجه و ... در سال قمری و نیز عید پاک، روز کارگر و روز شکرگزاری در تقویم میلادی و همچنین تعطیلات سال جدید چینی در کشور چین و تایوان، از سنخ متغیرهای توضیحی لغزان‌اند.

جین - یانگ لین و تیان سی - لیو<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) اثرات تقویمی تعطیلات را بر تولیدات صنعتی، بیکاری، صادرات، واردات و متوسط دستمزدهای کشور تایوان بررسی کرده‌اند. روش به کار بسته شده در این تحقیق، مبتنی بر روش بل و هیلمر (۱۹۸۳) است و این پژوهش به این نتیجه رسیده که نرخ بیکاری در کشور تایوان دارای اثرات تقویمی معنی داری است که در صورت عدم به کارگیری متغیرهای تقویمی، پیش بینی های خوبی از متغیرهای مورد مطالعه به دست نمی‌آید. علاوه بر این، اثرات تعطیل به‌طور معمول کمتر از اثرات فصل است، ولی قابل چشم پوشی نیست.

ریاض ریاض الدین و محمد الحسن خان<sup>۲</sup> (۲۰۰۲)، در مقاله‌ای اثرات تقویمی مناسبت‌های اسلامی در سری‌های زمانی کشور پاکستان را بررسی کرده‌اند. در این تحقیق اثرهای تقویمی مناسبت‌های اسلامی، با اثرات فصل تقویم میلادی، با استفاده از تکنیک سری زمانی *ARIMA* ترکیب شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اثرات تقویم قمری معنی‌دار بوده و این مناسبت‌ها در سرعت گردش نقدینگی تأثیرگذارند.

1 - Jin-Lung Lin, Tian-Syh Liu, (2002).

2 - Riazuddin, R. and M.H. Khan (2002).

هدف این نوشته تدوین یک الگوی سری زمانی برای پیش‌بینی متغیرهای مورد مطالعه، پیش‌بینی کوتاه مدت از مقادیر آینده قیمت و نوسانات تقویمی ناشی از اثرات فصلی و آزمون فرضیه معنی‌دار بودن اثرات تقویمی و فصلی است، که برای انجام آن، سری‌های زمانی ماهیانه منتخبی از کالاهای اساسی برای دوره زمانی M01 ۱۳۶۹ تا M02 ۱۳۸۴ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و تطبیق تقویم سال شمسی و قمری گاهنامه، تنظیم شده توسط احمد بیرشک<sup>۱</sup> استفاده می‌شود. سازماندهی مقاله حاضر به شرحی است که در بخش دو چارچوب نظری شامل معرفی مدل سری‌های زمانی فصلی، مشخص‌نمایی اثرات تقویمی، آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی، شناسایی و کنترل‌های تشخیصی، برآورد و پیش‌بینی می‌شود. بخش سوم مقاله در برگیرنده تحلیل‌های تجربی مربوط به مبانی نظری ارائه شده‌اند. در این بخش مدل سری‌زمانی تصریح، فرضیه‌های تحقیق آزمون و نتایج حاصل از آن، همراه با پیش‌بینی‌های به دست آمده از مدل برآورد شده و تحلیل می‌شوند. سر انجام در بخش پایانی نتایج ارائه شده‌اند.

## ۲- چارچوب نظری

در ادبیات اقتصادسنجی سری‌های زمانی فصلی، دو نگرش در ارتباط با مدل‌سازی سری‌های زمانی فصلی وجود دارد. روش اول که به روش سنتی موسوم است، بر این فرض استوار است که مؤلفه فصلی در یک سری زمانی غیرتصادفی و مستقل از مؤلفه‌های غیرفصلی دیگر است. در مقابل، در نگرش دوم مؤلفه فصلی به صورت تصادفی و همبسته با مولفه‌های غیرفصلی فرض می‌شود. به طوری که برای مثال، قیمت یک محصول در دوره جاری نه تنها تابعی از قیمت همین محصول در ماه قبل، بلکه تابعی از قیمت محصول در ماه مشابه در سال پیش نیز هست. بنابراین برای پیش‌بینی یک متغیر (قیمت یا هر متغیر مورد مطالعه دیگر) نه تنها لازم است سطوح قیمت در ماه‌های (فصل‌های) مجاور مدل آورده شوند،

۱- بیرشک، احمد، (۱۳۶۷)، گاهنامه تطبیقی سه هزار ساله، شرکت انتشارات علمی و فرهنگی.

بلکه سطوح قیمت در همین ماه در سال یا سال‌های قبل نیز باید مورد آزمایش قرار گیرند. معروف‌ترین الگوی ARIMA فصلی الگوی حاصل ضربی معروف مدل باکس و جنکینز (۱۹۷۶) است که به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\Phi_P(B^s) \cdot \phi_p(B)(1-B)^d (1-B^s)^D x_t = \theta_q(B) \cdot \Theta_Q(B^s) \varepsilon_t \quad (1-2)$$

برای سهولت،  $\phi_p(B)$  و  $\theta_q(B)$  را به ترتیب عوامل (چند جمله‌ای) اتورگرسیو و میانگین متحرک و  $\Phi_P(B^s)$  و  $\Theta_Q(B^s)$  را عوامل (یا چند جمله‌ای‌های) اتورگرسیو و میانگین متحرک فصلی و  $s$  دوره فصل می‌نامند.

الگوی (۱-۲) را در اغلب متون سری‌زمانی به صورت  $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$  نشان می‌دهند.<sup>۱</sup> مدل  $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$  حاصل ضربی فصلی (۱-۲)، می‌تواند در برگرفته‌ی عرض از مبدأ ثابت نیز باشد، که در آن  $B$ ، عملگر وقفه،  $d$  درجه عملگر تفاضل غیرفصلی،  $D$  درجه عملگر تفاضل فصلی؛  $p$  درجه عملگر AR غیرفصلی،  $P$  درجه عملگر AR فصلی،  $q$  درجه عملگر MA غیرفصلی و  $Q$  درجه عملگر فصلی MA است. به طوری که:

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

$$\Phi_P(B) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps}$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Q.s}$$

۱- به طور مثال الگوی  $ARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_s$  به شکل رابطه زیر خواهد بود:

$$(1-B)(1-B^{12})x_t = (1-\theta B)(1-\Theta B^{12})\varepsilon_t$$

این الگو به کرات در پژوهش‌های مختلف در مدل‌های خطوط هوایی، تجارت و غیربصورت یک فرایند سودمند بکار بسته شده است.

تنها اگر تمام ریشه‌های معادله مشخصه<sup>۱</sup>  $\Theta_Q(B^s)$  و  $\theta_q(B) = 0$  و  $\Phi_p(B^s) = 0$  و  $\phi_p(B) = 0$  خارج از دایره واحد قرار گیرند، شرط مانایی و معکوس‌پذیری برقرار می‌شود. پیش از بیان چارچوب نظری مربوط به تحقیق لازم است به محدودیت‌های رهیافت مدل‌سازی سری‌زمانی SARIMA (نیز به رغم داشتن پاره‌ای از مزیت‌ها) اشاره‌ای بشود. مهمترین مزیت این گونه پیش‌بینی‌ها به وسیله تکنیک‌های سری‌زمانی، نیاز اطلاعاتی و داده‌ای محدود آن به خود سری‌زمانی مورد مطالعه است. بنابراین هیچ وقت یک محقق با مشکلات مربوط به تحلیل سری‌های زمانی چند متغیره، مانند مشاهدات مفقوده و هم‌خطی روبرو نمی‌شود و علاوه بر این، مقادیر قبلی متغیر مورد مطالعه و مقادیر جاری و قبلی جزء خطا برای پیش‌بینی کفایت می‌کنند. اما این تکنیک با محدودیت‌هایی نیز روبروست که توجه به آن‌ها ضرورت دارد.

الف) تکنیک‌های مدل‌سازی و مشخص‌نمایی مدل، ذهنی<sup>۲</sup> بوده و قابلیت اعتماد مدل انتخاب شده منوط به مهارت و تجربه پژوهش‌گر است.  
 ب) مبتنی به هیچ پایه نظری و رابطه ساختاری نیست. بنابراین اهمیت اقتصادی آن شفافیت چندانی ندارد. علاوه بر این برخلاف مدل‌های ساختاری، اجرای شبیه‌سازی سیاستی به وسیله مدل‌های ARIMA امکان‌پذیر نیست.  
 ج) مدل‌های ARIMA بنا به ماهیتشان، "گذشته‌نگر"ند، به طوری که در صورت وقوع یک نقطه بازگشت در آینده، دقت پیش‌بینی‌ها کاهش پیدا می‌کند.  
 با این حال برای پیش‌بینی وقایع مربوط به آینده نزدیک، این چارچوب تحلیلی دارای کارکرد بهتری (نسبت به روش‌های رقیب) است.

نظر به درجه بالای ذهنی بودن روش‌شناسی باکس و جنکینز، تحلیل‌گران سری‌های زمانی معیارهای دیگری را برای شناسایی و تشخیص مدل‌های SARIMA معرفی کرده و به کار بسته‌اند. توابع نمونه‌ای جریمه<sup>۳</sup>، مانند معیار

1 - Characteristic Equations.

2 - Subjective.

3 - Penalty Function Statistics.

اطلاعاتی آکاییک<sup>۱</sup>، معیار اطلاعاتی بیزی<sup>۲</sup>، خطای پیش‌بینی نهایی<sup>۳</sup> و معیار هنان کویین<sup>۴</sup>، در ادبیات تحلیل‌های سری‌زمانی برای ارائه یک مدل دقیق و در عین حال دارای توجیه اقتصادی از نظر تعداد شاخص مورد استفاده قرار گرفته است. تمام این توابع نمونه‌ای دارای یک مولفه حداقل‌سازی مجموع مجذورات پسماندها، به‌علاوه یک عنصر جریمه‌اند که ترکیبی از تعداد شاخص‌های ضریب برآورد شده همراه با تعداد مشاهدات است. رهیافت باکس و جنکینز برای انجام یک پیش‌بینی قابل اعتماد در سیاست‌گذاری‌های انجام، شامل مراحل مشخص‌نمایی مدل (تعیین درجه‌های عملگرهای وقفه)، برآورد مدل (برآورد ضرایب مدل خطی یا غیرخطی)، تعیین اعتبار مدل (به‌کارگیری روش‌های تشخیص کارایی برای تشخیص برای مناسب بودن مدل برآورد شده) و پیش‌بینی (انتخاب بهترین مدل برآورد شده برای انجام پیش‌بینی) می‌گردد. در ادامه هر یک از این مراحل به تفکیک معرفی خواهند شد.

## ۲-۱- مشخص‌نمایی اثرات تقویمی

هدف این بخش ارائه چارچوبی برای اندازه‌گیری اثرات مناسبت‌های اسلامی بر اساس تقویم شمسی، بر انواع متغیرهای اقتصادی است. برای بازبینی و اندازه‌گیری اثرات مناسبت‌های اسلامی از یک مدل ساده SARIMA با متغیرهای نماگر نسبی<sup>۵</sup> استفاده می‌شود. همچنین برای اثرات تقویمی ماه‌های اسلامی از مفهوم متغیر نماگر نسبی برای نشان دادن وجود کل ماه اسلامی (برای مثل رمضان) در یک ماه شمسی (به‌طور مثل شهریور)، یا انطباق بخشی از آن در ماه شهریور و بخش دیگر در ماه مهر، از یک متغیر مجازی توزیع شده در ماه‌های شهریور و مهر استفاده می‌شود. همین‌طور برای در نظر گرفتن اثرات فصلی

1 - Akaike Information Criterion.  
 2 - Bayesian Information Criterion.  
 3 - Final Prediction Error.  
 4 - Hannan Quinn Criterion.  
 5 - Fractional Indicator Variable.



ماه‌های شمسی متغیرهای مجازی مرسوم در یک مدل ARIMA ماهانه، برای لگاریتم یا سطح متغیرهای مورد مطالعه به کار خواهد رفت. این مشخص‌نمایی بوسیله یک معادله رگرسیونی به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\Phi_p(B^s) \phi_p(B)(1-B)^d (1-B^s)^D Z_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) a_t + \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i D_{it} + \sum_j \gamma_j F_{ji} \quad (3-2)$$

که در آن:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{اگر } Z_t \text{ متعلق به ماه } t \text{ باشد} \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

$$F_{ji} = \frac{n_{ji}}{n_j} + \frac{n_{ji+1}}{n_j}$$

که در آن:

$n_{ji}$  : تعداد روزهای ماه زام قمری قرار گرفته در ماه  $i$  ام شمسی،  
 $n_{ji+1}$  : تعداد روزهای ماه زام قمری قرار گرفته در ماه  $i+1$  ام شمسی،  
 $F_{ji} = 1$  است، اگر بخشی از  $Z_t$  مربوط به ماه زام قمری در ماه‌های  $i$  ام و  $i+1$  ام قرار گرفته باشد.

$F_{ji} = 0$  در غیر این صورت

بقیه مؤلفه‌های (۳-۲) قبل از این در (۱-۲) تعریف شده است.

این الگو حالت خاصی از مدل ارائه شده توسط بل - هیلمر<sup>۱</sup> (۱۹۸۳) است، که به سادگی قابل انطباق با انواع مدل‌های رگرسیونی با اثرات تقویمی لغزان، از جمله (۳-۲) است.

1 - Bell, W.R. , and Hillmer, S.C. (1983).

## ۲-۲- وجود ریشه‌های واحد در سری‌های زمانی مورد مطالعه

اعتبار پیش‌بینی‌های استنتاج آماری صورت گرفته در هر نوع از مدل‌های سری زمانی برآورد شده، مشروط به مانایی سری‌زمانی (یا سری‌های زمانی) مورد مطالعه است. برای بررسی مانایی سری‌های زمانی فصلی روش‌های مختلفی می‌تواند به کار بسته شود، که مهمترین آن روش بیولیو و میران (۱۹۹۳) است، که در این تحقیق به تفصیل معرفی می‌شود.

تحلیل تغییرات فصلی در سری‌های زمانی اقتصادی به تقریب پیشینه‌ای به اندازه پیشینه نظریه اقتصاد کلان دارد. با این حال، با وجود این گذشته طولانی، اجماع اندکی درباره چگونگی برخورد با پدیده فصلی بودن نوسانات متغیرهای اقتصادی در تحقیقات تجربی به چشم می‌خورد و مشخص‌نمایی اثرات فصلی به‌طور قابل توجهی از یک تحقیق به تحقیق دیگر تغییر می‌کند<sup>۱</sup>. تشخیص ریشه‌های واحد، ابتدا در داده‌های سالانه (یا به اصطلاح در داده‌های با فراوانی صفر) شروع شد. بسط و گسترش روش شناسی به‌دست آمده برای ملاحظه تناوب‌های فصلی در دو مرحله اتفاق افتاده است. نخست، محققان کاربرد این روش را برای داده‌های فصلی (سه ماهه) یعنی سه تناوب اضافی دیگر را بررسی کردند. سپس، داده‌های فصلی (ماهانه) که دارای یازده تناوب فصلی اضافه بر ریشه واحد مرسوم است را مورد ملاحظه قرار دادند. به محض ظهور روش‌های جدید، شیوه‌های گوناگونی نیز برای آزمون فرضیه ساخته شدند. در این راستا، نه تنها آزمون‌های پارامتریک مطرح شدند، بلکه تکنیک‌های آزمون نیمه پارامتریک، ناپارامتریک و بیزی نیز پیشنهاد شوند.

آزمون‌های ریشه واحد (غیر فصلی) با دیکی و فولر (۱۹۷۹) و آزمون دیکی فولر تقویت شده (ADF) با یک مدل نامانا، به‌عنوان فرضیه صفر شروع شده است. در داده‌های فصلی، اولین روش آزمون به تقریب تعمیمی از آزمون ADF برای انباشتگی داده‌های سالانه است. دیکی، هاسزا و فولر (۱۹۸۴) به پیروی از روش

1 - Chesels. E.

پیشنهاد شده توسط دیکی و فولر (۱۹۷۹)، برای حالت ریشه واحد با تناوب یک، روشی را برای آزمون فرضیه  $\rho=1$  در مقابل  $\rho < 1$  و در مدل  $y_t = \rho y_{t-12} + \varepsilon_t$  ارائه کردند. این روش آزمون، فرضیه وجود ریشه‌های واحد را در تمام تناوب‌های فصلی در نظر می‌گیرد و دارای فرضیه مقابلی است، که تا حدودی محدودکننده است. یعنی در فرضیه‌های مقابل تمام ریشه‌ها دارای مدول<sup>۱</sup> یکسانی هستند. برای فایق آمدن بر این کاستی، هایلبرگ و دیگران (۱۹۹۰) یک راهبرد عمومی‌تری را پیشنهاد کردند که وجود ریشه واحد را در بعضی از فراوانی‌های فصلی و نیز فراوانی صفر امکان‌پذیر می‌کند. این راهبرد آزمون ریشه واحد را در بعضی از تناوب‌های فصلی، بدون توجه به وجود ریشه‌های واحد در تمام تناوب‌های فصلی، آزمون می‌کند.

هایلبرگ و دیگران (۱۹۹۰) در مقاله اثر گذارشان چگونگی انجام آزمون برای ریشه‌های واحد در فرایندهایی را که اثرات فصلی استوکاستیک مانا یا اثرات فصلی متعین نشان می‌دهند، ارائه کردند. بیولیو و میران (۱۹۹۳) در روش به تقریب مشابهی، روش هایلبرگ و دیگران (۱۹۹۰) را برای استخراج روابط ریاضی روش آزمون ریشه واحد، برای ریشه‌های واحد فصلی در داده‌های ماهیانه به کار گرفتند. فرض کنید  $x_t$  سری زمانی فصلی، مورد مطالعه تولید شده به وسیله یک فرایند خود رگرسیونی

$$\varphi(B)x_t = \varepsilon_t \quad (۴-۲)$$

باشد که در آن  $\varphi(B)$  یک چند جمله‌ای در عملگر وقفه و  $\varepsilon_t$  یک فرایند نوفه سفید است<sup>۲</sup>. فرض کنید  $\gamma_k$  ریشه‌های چند جمله‌ای مشخصه<sup>۳</sup> مربوط به  $\varphi(B)$  باشد. در این مرحله از تحقیق، فرض را بر این قرار می‌دهیم که مؤلفه‌های متعین نظیر، متغیرهای مجازی فصلی، یا روند زمانی در فرایند  $x_t$  وجود ندارند و به‌طور کلی بعضی یا تمام  $\gamma_k$  ها ممکن است مختلط باشند.

1 - Modulus.

2 - White Noise.

3 - Characteristic Polynomial.

تناوب مربوط به یک ریشه خاص مقدار  $\alpha$  در  $e^{ai}$  بیان قطبی ریشه است. یک ریشه را فصلی می‌نامیم، اگر  $\alpha = \frac{2\pi j}{S}$ ، برای  $j=1,2,\dots,S-1$  باشد. که در آن  $S$  تعداد مشاهدات در هر سال است. برای داده‌های ماهیانه، ریشه‌های واحد فصلی عبارتند از:

$$-1; \pm i; -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i); \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i) \quad (5-2)$$

این ریشه‌ها به ترتیب متناظراً با ۶، ۳، ۹، ۸، ۴، ۲، ۱۰، ۷، ۵، ۱ و ۱۱ سیکل در هر سالند. تناوب این ریشه‌ها به ترتیب  $\pi, \pm\pi/2, \pm\pi/3, \pm2\pi/3, \pm\pi/6$  و  $\pm\pi/6$  است. هدف ما در این بخش بررسی وجود قدر مطلق ریشه‌هایی چند جمله‌ای  $\varphi(B)$  برابر با واحد در تناوب‌های فصلی و سالانه است. به عبارت دیگر، هدف ما آزمون فرضیه‌ای دربارهٔ یک ریشه واحد، بدون توجه به وجود ریشهٔ واحد فصلی با سالانه است. اساس روش آزمون HEGY و نیز B&M مبتنی بر یک تقریب خطی از چند جمله‌ای  $\varphi(B)$  در حول ریشهٔ واحد با تناوب صفر، به علاوهٔ  $S-1$  ریشهٔ معادلهٔ (۲-۴) است. بنابراین با استفاده از قضیهٔ تقریب لاگرانژ می‌توانیم  $\varphi(B)$  را به صورت زیر بنویسیم:

**گزاره:** هر چند جمله‌ای  $\varphi(B)$  که در نقطه‌های  $\theta_1, \dots, \theta_s$  غیرتکراری، غیرصفر و احتمالاً مختلط متناهی مقدار است، می‌تواند بر حسب چند جمله‌های مقدماتی<sup>۱</sup> و یک باقی‌مانده به صورت زیر نوشته شود.

$$\varphi(B) = \sum_{k=1}^S \lambda_k \Delta(B) / \delta_k(B) + \Delta(B) \varphi^{**}(B) \quad (6-2)$$

که در آن  $\lambda_k$  مجموعه‌ای از عناصر ثابت،  $\varphi^{**}(B)$  یک چند جمله‌ای

1 - Elementary Polynomials.

$$\Delta(B) = \prod_{k=1}^S \delta_k(B) \text{ و است.}^1$$

$\varphi^*(B)$  جزء باقیمانده با ریشه‌های خارج از دایره واحد بوده و  $\theta_k$  ریشه واحد با فراوانی صفر، به علاوه  $S-1$  ریشه واحد فصلی است. در حالت وجود داده‌های ماهیانه جایگذاری (۲-۷) و (۲-۶) نتیجه زیر را به دست می‌دهد.

$$\varphi^*(B) y_{13t} = \sum_{k=1}^{12} \pi_k y_{n-t-1} + \varepsilon_t \quad (۲-۸)$$

که در آن:

برای آزمون فرضیه انواع مختلف ریشه‌های واحد لازم است ضرایب رابطه (۲-۸) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده و سپس توابع نمونه‌ای OLS با توزیع‌های متناهی نمونه‌ای به دست آمده، از شبیه‌سازی‌های مونت کارلو مقایسه شود. برای تناوب صفر و  $\pi$  به سهولت می‌توان توابع نمونه  $t$  را به صورت آزمون فرضیه  $\pi_k = 0$  در مقابل فرضیه آلترناتیو  $\pi_k < 0$  ارزیابی کرد. برای تناوب‌های دیگر می‌توان  $\pi_k = 0$  را برای  $k$ ‌های زوج به صورت دو طرفه آزمون کرد. ضریب زوج برابر صفر است، اگر سری‌ها زمانی در همان تناوب مربوط به  $\pi_k$  دارای ریشه واحد باشند. به عبارت دیگر اگر فرضیه  $\pi_k = 0$  برای  $k$  زوج رد شد، نتیجه می‌شود که ریشه واحد از تناوب متناظر  $k$  وجود ندارد. برای فراوانی  $\pi/2$  اگر ریشه واحد در این فراوانی وجود نداشته باشد، ضریب متناظر با آن برابر صفر نمی‌شود. با تکیه بر فرضیه آلترناتیو، ضریب زوج می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اگر امکان رد فرضیه  $\pi_k = 0$  (با  $k$  زوج) وجود نداشته باشد، آنگاه فرضیه  $\pi_{k-1} = 0$  در مقابل فرضیه  $\pi_{k-1} < 0$  باید آزمون شود. آزمون یک طرفه است، زیرا فرضیه بدیل این است که سری زمانی مورد مطالعه، دارای ریشه خارج از دایره واحد است. با فرض مانایی ضریب درست<sup>۲</sup> کوچکتر از صفر است. راهبرد دیگر آزمودن فرضیه  $\pi_{k-1} = \pi_k = 0$  با استفاده از تابع نمونه‌ای  $F$  است. برای نشان

1- B&M(1993) PP.

2- True Coefficient.

دادن نبود ریشه واحد در هیچ یک از فراوانی‌های فصلی  $\pi_k$  نباید برای  $k=2$  و حداقل برای یک عضو از هر مجموعه‌ای  $\{4,3\}$ ،  $\{5,6\}$ ،  $\{7,8\}$ ،  $\{9,10\}$ ،  $\{11,12\}$  برابر صفر باشد.

آزمون این فرضیه‌ها برای مواردی که در آن فرضیه‌های آلترناتیو در برگیرنده عنصر ثابت، بر متغیرهای موهومی، یا یک روند زمانی نیز هست، قابل انجام است.

$$\varphi(B^*) y_{13t} = \sum_{K=1}^{12} \pi_k y_{k,t-1} + m.t + m_1 + \sum_{K=1}^{12} m_k S_{k2} + \varepsilon_t \quad (9-2)$$

این معادله می‌تواند با استفاده از روش OLS برآورد شود. جدول کوانتیل‌های مربوط به هر یک از توابع نمونه‌ای با فرض‌های مختلف در ارتباط با وجود روند، عنصر ثابت و متغیرهای موهومی فصل، در جی.جی.بیولیو و جی.ای.میران<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) آمده است.

### ۲-۳ - شناسایی و کنترل‌های تشخیص در مدل‌های سری زمانی فصلی

با به دست آوردن یک فرایند سری زمانی تبدیل شده مانا

$$x_t^* = (1 - B^S)^D (1 - B)^d x_t$$

روش شناسایی باکس و جنکیز تعیین می‌کند، مدلی که

$$\phi_p(B) \cdot \Phi_p(B^S) x_t^* = \delta + \theta_q(B) \Theta_q(B^S) \varepsilon_t \quad (10-2)$$

برای توصیف و پیش‌بینی یکسری زمانی استفاده می‌شود، باید مانا و معکوس‌پذیر<sup>۲</sup> باشد. مفهوم مانایی و معکوس‌پذیری این است که تمام ریشه‌های بخش خودهمبسته و میانگین متحرک (۲-۱۰) خارج از دایره واحد قرار داشته باشند. با فرض برقراری شرط‌های مانایی و معکوس‌پذیری، برای حصول اطمینان

1 - J.J. Beulieu and J.A. Miron, (1993), PP. 325-6.

2- Invertible.

از به دست آوردن یک پیش‌بینی دقیق در احتمال، لازم است آزمون‌های کفایت<sup>۱</sup> مدل نیز پس از برآورد ضرایب (۲-۱۰) انجام شوند.

یک روش مرسوم برای کنترل و بررسی کفایت یک مدل کلی باکس و جنکینز، تحلیل پسماندهای به دست آمده از مدل (۲-۱۰) برآورد شده، است. در این رهیافت به تقریب همانند بررسی‌های تشخیص مدل‌های سری زمانی با فراوانی صفر از توابع خودهمبستگی جزئی و خودهمبستگی نمونه استفاده می‌شود. در داده‌های سری زمانی فصلی نیز توابع نمونه‌ای (Statistic) Q باکس و پیرس<sup>۲</sup> و  $Q^*$  یونگ و باکس<sup>۳</sup> با تعاریف زیر مورد، استفاده می‌شوند.

تابع باکس و پیرسن.

$$Q = n' \sum_{i=1}^k r_i^2 (\hat{a}_i) \quad (11-2)$$

تابع یونگ و باکس

$$Q^* = n' (n' + 2) \sum_{i=1}^k (n' + 1)^{-1} r_i^2 (\hat{a}_i) \quad (12-2)$$

که در آن  $n' = n - (d + s.D)$  و  $n$  تعداد مشاهدات در سری زمانی اصلی،  $S$  تعداد فصل‌های سال (تعداد ماه‌ها یا تعداد فصل‌های (یعنی ۳ یا ۱۲ ماه)،  $d$  و  $D$  تعداد دفعات تفاضل‌گیری سالانه و فصلی از سری زمانی مورد مطالعه برای رسیدن به یک فرایند مانا  $x_t^*$  است  $r_i^2$  توان دوم خودهمبستگی نمونه وقفه<sup>i</sup> مربوط به پسماندهای مدل برآورد شده (۲-۱۰) است، روشن است که اگر  $D = d = 0$  باشد، آنگاه  $n' = n$  می‌شود. و این همان تابع نمونه‌ای است که برای بررسی‌های تشخیصی داده‌های سالانه استفاده می‌شود.

برای بررسی‌های تشخیصی هر دوی این توابع نمونه‌ای می‌توانند به کار روند، ولی قابل اثبات است که  $Q^*$  دارای کارکرد نظری بهتری است، و به‌طور معمول

1 - Adequacy.

2 - Box and Pierce.

3 - Loung- Box.

برای تشخیص کفایت مدل توصیه می‌شود<sup>۱</sup>. هر اندازه  $r_i^2(\hat{a}_i)$  و به‌همین ترتیب  $Q^*$  بزرگتر باشند، آنگاه پسماندها با خودهمبستگی مواجه خواهند بود، از این‌رو  $Q^*$  نشان می‌دهد که مدل برآورد شده از عدم کفایت برخوردار بوده و پسماند به‌دست آمده نوفه سفید نیست، یعنی هنوز اطلاعاتی در  $\hat{\varepsilon}_t$  وجود دارد که از نظم مشخص برخوردار بوده و باید در بخش خودهمبسته، یا میانگین متحرک برای پیشین  $x_t$  لحاظ شود. برعکس اگر  $Q^*$  کوچکتر از  $[\chi_{0.05}^2(k - n_p)]$  باشد، آنگاه با احتمال اعتماد ۹۵ درصد می‌توان نتیجه گرفت که مدل برآورد شده از کفایت برخوردار است، به‌عبارت دیگر پسماندهای مدل برآورد شده نوفه سفید بوده و اطلاعات منظمی را در خود ندارد<sup>۲</sup>.

### ۲-۴- برآورد ضرایب یک فرایند SARIMA پیش‌بینی و ارزیابی دقت

#### پیش‌بینی

دو روش جایگزین برای برآورد ضرایب یک مدل SARIMA<sup>۳</sup> وجود دارد، حداقل مربعات معمولی غیر خطی و روش حداکثر راستنمایی. در این تحقیق روش اول برای برآورد ضرایب فرایندهای مورد مطالعه به‌کار می‌رود. نتایج این روش می‌تواند در ساختن انواع توابع نمونه‌ای مانند AIC، نسبت راستنمایی استفاده شود. این مرحله نیز یکی از مراحل مهم به‌کارگیری مدل‌های ARMA برای به‌دست آوردن یک توصیه سیاستی قابل اعتماد است، حتی اگر هدف نهایی به الگو درآوردن سری‌های زمانی برای کنترل یک سیستم باشد. عملیات آن به‌طور معمول مبتنی بر پیش‌بینی است مقادیر تحقیق یافته دنباله  $\{z_t\}_{1-d-D}^T$  را از یک مدل فرایند  $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$  به‌صورت (۲-۱) در نظر

1- Mills, T.C. (1999); Cambridge University Press.

2 - Bower man B. and Richard T. O'Connell, (1987), "Time Series Forecasting".

3 - Seasonal ARIMA.



می‌گیریم، هدف ما پیش‌بینی مقادیر آینده  $Z_{T+h}$  است. اگر قرار بدهیم:

$$\begin{aligned} \alpha(B) &= \Phi_P(B^S) \phi_p(B)(1-B)^d (1-B^S)^D \\ &= (1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \dots - \alpha_{p+d+D+P} B^{p+d+D+P}) \end{aligned}$$

آنگاه پیش‌بینی کمترین مربعات خطای میانگین انجام شده در زمان  $T$  که به وسیله  $f_{T,h}$  نشان داده می‌شود، به وسیله امید ریاضی شرطی زیر به دست می‌آید.

$$\begin{aligned} f_{T,h} &= E[(\alpha_1 x_{t+h-1} + \alpha_2 x_{t+h-2} + \dots + \alpha_{p+d+D+P} x_{t+h-p-d-D+P} \\ &\quad + \varepsilon_{T+h} - \theta_1 \varepsilon_{T+h-1} - \dots - \theta_{q+Q} \varepsilon_{T+h-q-Q} \mid x_T, x_{T-1}, \dots)] \\ E(x_{T+j} \mid x_T, x_{T-1}, \dots) &= \begin{cases} x_{T+j} & ; j \leq 0 \\ f_{T,j} & ; j \geq 0 \end{cases} \quad \text{اکنون} \end{aligned}$$

9

$$E(\varepsilon_{T+j} \mid x_T, x_{T-1}, \dots) = \begin{cases} \varepsilon_{T+j} & ; j \leq 0 \\ 0 & ; j \geq 0 \end{cases} \quad \text{و}$$

به طوری که برای ارزشیابی  $f_{T,h}$  تنها لازم است: الف - امید ریاضی مقادیر گذشته را  $x_{T+j}$  و  $\varepsilon_{T+j}$  جایگزین کنیم، ب- مقادیر آینده  $j > 0$  را نیز به وسیله  $f_{T+j}$  و صفر جایگزاری می‌کنیم.<sup>۱</sup> خطای پیش‌بینی  $h$  دوره بعد از مبدأ

1 - Mill T.C. (1999).

زمان T عبارت است از:

$$e_{T+h} = x_{T+h} - f_{T+h} = \varepsilon_{T+h} + \psi_1 \varepsilon_{T+h-1} + \dots + \psi_{h-1} \varepsilon_{T+1}$$

که در آن  $\psi_1, \dots, \psi_{h-1}$ ، اولین  $h-1$  عنصر از وزن‌های چند جمله‌ای  $\psi_p(B) = \alpha^{-1}(B) \theta(B) \Theta(B)$  . آنگاه واریانس این خطای پیش‌بینی عبارت است از:

$$V(e_{T+h}) = \sigma^2 (1 + \psi_1^2 + \dots + \psi_{h-1}^2)$$

قابل اثبات است که  $V(e_{T+h})$  تابعی از  $h$  بوده و با افزایش  $h$  واریانس خطای پیش‌بینی افزایش پیدا می‌کند. در نتیجه فاصله اطمینان به دست آمده برای پیش‌بینی، افزایش پیدا می‌کند.<sup>۱</sup>

### ۳- تحلیل‌های تجربی

متوسط نرخ رشد متغیر قیمت گوشت مرغ در طول دوره مورد مطالعه برابر ۰/۱۷ با حداکثر مقدار آن در سال و ماه مرداد به اندازه ۱۳۷۰ به اندازه ۰/۶۲ و حداقل مقدار رشد آن در سال با مقدار ۰/۱۶- است. نرخ رشد ۰/۶۲ در مرداد ماه ۱۳۷۰ به دلیل افزایش قیمت پول‌های خارجی (کاهش ارزش ریال) که موجب آن قیمت وارداتی کالاهای خارجی افزایش یافته و در نتیجه صنعت تولید مرغ که وابستگی چشم‌گیری به نهاده‌های وارداتی دارد، افزایش یافته است (نمودار ۳-۱).

گاهی شوک‌های وارد شده به قیمت گوشت مرغ از دو منشأ تقاضا و عرضه سرچشمه می‌گیرند. شوک‌های طرف عرضه ناشی از افزایش قیمت نهاده‌ها و تغییرات فناورانه است. افزایش قیمت مربوط به نوسانات غیرمعمول ناشی از شوک‌های طرف عرضه است. شوک‌های طرف تقاضا از نوسانات بالایی برخوردارند و به صورت منظم در طول سال (قمری یا شمسی) می‌توانند اتفاق بیفتند. برای

۱- نگاه کنید: باکس و چنکینز (۱۳۷۱).

لحاظ کردن این شوک‌ها، تعدادی متغیر مجازی در مدل پیشنهادی در نظر گرفته می‌شود از طرف دیگر شوک‌های طرف تقاضا به دلیل فشار تقاضا برای کالا است. فرض وجود شوک طرف تقاضا به غیر نوسانات فصلی و تقویمی منتفی است. ولی شوک‌های طرف عرضه با توجه به فناوری تولید گوشت مرغ و وابستگی آن به نهاده‌های وارداتی، موضوع قابل توجهی است. به تقریب در تمام مواردی که افزایش‌های ناگهانی در قیمت این کالا دیده می‌شود، یک افزایش در نرخ برابری دلار و ریال نیز وجود دارد. برای لحاظ کردن این نوسانات تعدادی، متغیر مجازی در مدل SARIMA در نظر گرفته می‌شوند. نمودار (۱-۳) نوسانات رشد در قیمت گوشت مرغ را نشان می‌دهد.

میانگین رشد متغیر گوشت قرمز ۰/۰۱۷ با حداکثر مقدار ۰/۱۱ در بهمن‌ماه ۱۳۷۳ و حداقل مقدار آن در ماه اردیبهشت ۱۳۷۱ معادل ۰/۰۴۳ است. انحراف معیار نرخ رشد قیمت این کالا ۰/۰۲۴ است، که در مقایسه با متغیر قیمت گوشت مرغ از تلاطم کمتری برخوردار است.

متغیر قیمت تخم‌مرغ در سال‌های اخیر و به‌ویژه در ماه‌های منتهی به اوایل ۱۳۸۴ با نوسانات شدید مواجه بوده است. علاوه بر آن همانند قیمت گوشت مرغ در معرض نوسانات شدید قیمت و دلار در مقابل ریال نیز بوده است، به‌طوری‌که متوسط نرخ رشد آن در حدود ۰،۰۱۶۴۷۹ با حداکثر مقدار رشد ۰،۶۶۷۱۸۳ و کمترین نرخ رشد آن معادل -۰،۲۲۰۰۰۶ بوده و انحراف معیار نرخ رشد برابر با ۰،۱۰۰۱۵۰ است (نمودار (۱-۳)).

### ۳-۱- بررسی وجود ریشه‌های واحد فصلی در سری زمانی

در این بخش، نتایج با به‌کارگیری روش آزمون B&M برای سری زمانی ماهیانه قیمت گوشت مرغ و وجود ریشه واحد فصلی در این سری زمانی آزمون می‌شود. معادله برآورد شده (۲-۹) شامل یک عنصر ثابت و سه عنصر مربوط به فرایند خودهمبستگی برای تبدیل جزء پسماند به یک فرایند نوفه سفید شامل  $AR(13)$ ،  $AR(18)$  و  $AR(26)$  است. معکوس تمام ریشه‌های معادله مشخصه

فرایند برآورد شده، داخل دایره واحد بوده و در نتیجه فرایند برآورد شده ماناست [جدول (۱-۳)].

علاوه بر این  $Q(۳۶)=۳۲/۳$  بوده و  $P$ - مقدار<sup>۱</sup> آن  $۰/۵۰۱$  است. بنابراین امکان رد فرضیه صفر مبنی بر نوفه سفید بودن پسماندها وجود ندارد (جدول ۱-۳). ضریب  $y_1(-۱)$  در معادله کمکی برآورد شده برابر با  $۰/۷۴۵$  - با  $P$ - مقدار صفر است. نتیجه این که ریشه واحد با تناوب صفر رد می شود. یعنی فرایند فاقد ریشه واحد سالانه است. ضریب متغییر ساخته شده  $y_2(-۱)$  نیز اختلاف معنی داری از صفر دارد. مقدار کوانتیل  $t$  بحرانی یک درصد مربوط به ضریب  $y_2(-۱)$  در جدول B&M برابر  $۲/۴۸$  - است که بزرگ تر از مقدار  $t$  محاسبه شده  $۲/۹۷$  - است. بنابراین در تناوب  $\pi$  نیز فرایند، فاقد ریشه واحد است. مقدار کوانتیل  $۹۰$  درصد و  $۹۵$  درصد بحرانی کمیت تصادفی  $F$  ضرایب  $\pi_k$  با زیر نویس های زوج و فرد به ترتیب برابر  $۲/۲۸$  و  $۲/۳۲$  است، بنابراین فرضیه وجود ریشه واحد در تناوب های دیگر نیز رد می شود و سری زمانی قیمت گوشت مرغ مانا بوده و در مدل سازی SARMA نیازی به تفاضل گیری ندارد (جدول (۱-۳)).

برای آزمون وجود ریشه های واحد فصلی در سری زمانی قیمت خرده فروشی کالای گوشت قرمز با استفاده مدل رگرسیون کمکی (۲-۹)، به صورت لگاریتمی و با یک جزء ثابت عرض مبدأ در عنصر خودرگرسیونی مربوط به  $\phi^*(B)$  تصریح و پس از انجام آزمون های مربوط به نوفه سفید بودن، جزء پسماند به عنوان مدل های نهایی مناسب برای آزمون انتخاب می شوند. در مشخص نمایی اولیه مدل کمکی که به روش OLS برآورد می شود، متغیرهای مجازی فصلی و متغیر روند نیز در مشخص نمایی اولیه لحاظ شدند. ضرایب هیچ یک از این متغیرها اختلاف معنی داری از صفر نداشتند. به همین دلیل در مشخص نمایی نهایی از مدل کمکی کنار گذاشته می شوند. برای تبدیل جزء اخلاص به یک فرایند تصادفی نوفه سفید دو جزء  $AR(۱۳)$  و  $AR(۲۳)$  به سمت راست معادله کمکی اضافه

1- P\_value.

می‌شوند. ضرایب برآورد شده مربوط به  $\pi_1$  و  $\pi_2$  دارای علامت منفی بوده و کمیت  $t$  متناظر با آنها، به ترتیب برابر با  $-۶/۰۱$  و  $-۲/۴$  است. در مقایسه با جدول مقادیر بحرانی B&M<sup>۱</sup> در ناحیه بحرانی  $۰/۰۲۵$  و حتی  $۰/۰۱$  نیز (مقادیر جدول به ترتیب برای  $\hat{\pi}_1$  و  $\hat{\pi}_2$  برابر با  $-۳/۳۵$  و  $-۲/۵۱$  است) فرضیه وجود ریشه واحد متناظر با این ضرایب رد می‌شود. علاوه بر این، تابع نمونه‌ای  $F_k = \frac{1}{2}(t_k^2 + t_{k+1}^2)$ ،  $K \in \{3, 5, 7, 9, 11\}$  که در آن  $t_k^2$  و  $t_{k+1}^2$  توان دوم مقدار کمیت تصادفی  $t$  مربوط به ضرایب  $\pi_3$  تا  $\pi_{12}$  معادله کمکی (۲-۸) است؟ مقدار بحرانی کمیت تصادفی  $F_k$  برای سطح اعتماد  $۰/۹۵$ ،  $۰/۹۷۵$  و  $۰/۹۹$  برای حالت نبود متغیرهای مجازی و روند برابر با  $۳/۰۱$ ،  $۳/۶۸$  و  $۴/۶۰$  است. نتیجه محاسبات در جدول (۳-۱) نشان می‌دهد که فرضیه وجود ریشه واحد فصلی  $H_0: \pi_k = \pi_{k+1} = 0$  رد می‌شود. بنابراین در هیچ یک از تناوب‌های فصل  $\pi$ ،  $\pm \pi/3$ ،  $\pm \pi/2$ ،  $\pm 2\pi/3$  و  $\pm 5\pi/6$ ، و فراوانی صفر، فرایند دارای ریشه واحد نبوده و مانا است. برای بررسی دقت استنتاج به دست آمد.

با استفاده از تابع نمونه‌ای  $Q^*$  یونگ و باکس فرضیه نوفه سفید بودن جزء پسماند معادله رگرسیون کمکی نیز صورت گرفته است. نتایج این آزمون در جدول (۳-۱) نشان داده می‌شود. P-مقدارهای آزمون در تمام وقفه‌ها بیشتر از  $۰/۲۵$  است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نوفه سفید بودن، نمی‌تواند در سائزآزمون  $۵\%$  رد شود و این نشان‌دهنده کفایت مشخص نمایی مدل مشخص شده کمکی است. علاوه بر انجام آزمون‌های آماری یاد شده مراجعه به معکوس مدول ریشه واحد فرایند برآورد شده نیز نتایج به دست آمده را تایید می‌کنند. زیرا معکوسی ریشه‌های بخش AR کوچکتر از واحد است. نتیجه نهایی این است که در فرایند SARIMA مورد مطالعه  $d = D = 0$  است و فرایند به  $SARMA(p, 0, q)(P, 0, Q)_{12}$  تحویل می‌یابد و بدون تفاضل‌گیری می‌توان مدل

1 - B.M. (1993) PP. 325-326.

SARMA را برای انجام پیش‌بینی‌های مورد نظر به‌کار بست. وجود ریشه واحد فصلی برای سری‌زمانی قیمت تخم‌مرغ در سطح لگاریتمی آزمون می‌شود. بعضی از متغیرهای فصلی شمسی تاثیر معنی‌داری، در مدل مشخص شده برای آزمون ریشه‌های واحد، دارند. نتایج مدل برآورد شده نشان می‌دهد که این سری‌زمانی برای هیچ‌یک از تناوب‌ها و نیز تناوب صفر (سالانه) ریشه واحد ندارد و فرضیه وجود ریشه واحد رد می‌شود، (جدول ۱-۳). آزمون یونگ و باکس برای حصول اطمینان از نوبه سفید بودن جزء پسماند مدل برآورد شده رگرسیون کمکی صورت گرفته و نتیجه آن در جدول (۱-۳) آورده شده است. ستون آخر نشان می‌دهد که مقدار احتمال ( $P$  مقدارها) بیشتر از  $0/05$  می‌باشند، در نتیجه نمی‌توان فرضیه صفر نوبه سفید بودن را رد کرد. به‌طور خلاصه می‌توان نتیجه گرفت که  $d = D = 0$  است و نیازی به تفاضل‌گیری نیست و فرایند تصادفی قیمت تخم‌مرغ یک فرایند تصادفی فصلی  $SARIMA(p, 0, q)(P, 0, Q)_{12}$  است.

جدول ۳-۱- کمیت‌های t محاسبه شده برای آزمون وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی

	عرض از مبدا	$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3$	$\pi_4$	$\pi_5$	$\pi_6$	$\pi_7$	$\pi_8$	$\pi_9$	$\pi_{10}$	$\pi_{11}$	$\pi_{12}$	روند	متغیر مجازی ماه	Q(36)	P-Value
گوشت مرغ	145.0302	-0.7453	-0.228	-0.792	-0.525	-0.389	-0.608	-3.062	-0.334	-3.886	-0.115	0.138	1.33	ندارد	ندارد	32.32	0.501
آماره t	2.929716	-5.8237	-2.973	-7.018	-7.438	-6.278	-3.752	-5.906	-5.998	-5.808	-1.079	4.307	5.68	*	*	*	*
گوشت قرمز	0.029282	-0.9218	-0.23	-0.839	-0.681	-0.685	-0.773	-3.718	-0.45	-4.814	-0.204	0.191	1.66	ندارد	ندارد	27.189	0.508
آماره t	2.03412	-6.0134	-2.401	-6.314	-7.883	-8.034	-3.889	-5.997	-6.818	-6.005	-1.589	5.539	5.92	*	*	*	*
تخم مرغ	0.776757	-0.5975	-0.087	-0.609	-0.394	-0.316	-0.497	-2.463	-0.368	-2.996	0.008	0.036	0.93	دارد	دارد	37.649	0.306
آماره t	2.003526	-5.6824	-1.664	-6.324	-6.961	-6.247	-3.855	-5.745	-7.182	-5.385	0.094	0.621	4.73	*	*	*	*

تعداد وقفه‌ها در محاسبه Q برابر با ۳۶ است

جدول (۳-۲): برآورد مدل SARIMA

تخم مرغ			گوشت قرمز			گوشت مرغ		
p-value	ضریب	متغیر	p-value	ضریب	متغیر	p-value	ضریب	متغیر
0.00	5.51	C	0.00	8.23	C	0.00	-2660.38	C
0.00	-0.08	D_FAR	0.10	0.01	RAMEZAN	0.00	-287.56	D_ORD
0.00	-0.13	D_ORD	0.00	0.01	@TREND^1.	0.00	-253.92	D_KHO
0.00	-0.09	D_KHO	0.00	0.06	D_FAR	0.00	421.45	D_MOR
0.03	-0.05	D_MOR	0.00	0.03	D_ORD	0.00	390.41	D_SHA
0.00	-0.15	D_TIR	0.00	0.02	D_BAH	0.00	-319.35	D_DEY
0.05	0.05	D_ABA	0.00	0.04	D_ESF	0.00	-299.19	D_BAH
0.02	0.06	D_AZA	0.00	-0.01	D_TIR	0.00	338.04	RAMEZAN
0.00	0.09	D_DEY	0.00	0.96	AR(1)	0.00	98.88	@TREND
0.00	0.08	D_BAH	0.00	-0.11	AR(13)	0.00	2263.03	DUM1_CHIKEN
0.01	0.06	D_MEH	0.00	0.78	SAR(12)	0.00	1431.33	DUM2_CHIKEN
0.00	0.18	@TREND^58	0.00	0.46	MA(1)	0.00	2287.17	DUM3_CHIKEN
0.00	0.09	ZIHAJEH	0.00	-0.90	SMA(12)	0.00	-964.35	DUM4_CHIKEN
0.00	0.75	AR(1)				0.00	1016.82	DUM5_CHIKEN
0.00	0.21	MA(1)				0.02	567.01	DUM7_CHIKEN
0.00	0.18	MA(27)				0.00	1545.21	DUM8_CHIKEN
0.01	-0.17	MA(29)				0.00	0.56	AR(1)
0.00	-0.29	MA(22)				0.01	-0.29	AR(26)
0.00	0.24	MA(6)				0.01	0.30	AR(27)
0.00	-0.20	MA(25)				0.05	-0.15	AR(20)
						0.00	0.47	SAR(12)
						0.00	-0.29	MA(15)
						0.07	-0.18	MA(3)



ادامه جدول ۳-۲- برآورد SARIMA

						0.04	-0.22	MA(8)
						0.00	-0.31	MA(18)
						0.00	0.30	MA(34)
						0.00	-0.88	SMA(12)
F-statistic		1571.37	F-statistic		37092.92	F-statistic		699.02
Prob(F-statistic)		0.00	Prob(F-statistic)		0.00	Prob(F-statistic)		0.00
Akaike info criterion		-2.35	Akaike info criterion		-5.53	Akaike info criterion		14.88
Schwarz criterion		-1.99	Schwarz criterion		-5.28	Schwarz criterion		15.44
R-squared		0.99	R-squared		1.00	R-squared		0.99
Adjusted R-squared		0.99	Adjusted R-squared		1.00	Adjusted R-squared		0.99
Q(36)		22.98	Q(36)		26.97	Q(36)		27.20
p_value		0.78	p_value		0.67	p_value		0.35

### ۳-۲- مشخص‌نمایی، برآورد و پیش‌بینی

مشخص‌نمایی SARMA قیمت گوشت مرغ به لحاظ تکنیکی دشوارترین و پیچیده‌ترین فرایند در میان سری‌های زمانی مورد مطالعه است. این متغیر به‌شدت از شرایط بازار و مداخلات دولت در آن تاثیر پذیرفته است. علاوه بر متغیرهای مجاری فصلی (سال شمسی و قمری) تعدادی از متغیرهای مجازی مربوط به نوسانات شدید قیمت محصول نیز در مدل‌سازی به‌کار بسته شده است. از میان متغیرهای مجازی فصلی (قمری) تنها ماه رمضان تاثیر معنی‌دار بر قیمت گوشت مرغ دارد و از میان متغیرهای مجازی فصلی شمسی، ماه‌های اردیبهشت، خرداد، مرداد، شهریور، دی و بهمن تاثیر معنی‌دار دارند. علاوه بر این متغیرها، هفت متغیر مجازی نیز برای در نظر گرفتن نوسانات غیرمنظم تعریف شده‌اند. انتخاب مدل مورد استفاده برای پیش‌بینی، از میان مدل‌های خطی برآورد شده معنی‌دار براساس کمترین مقدار معیار  $AIC = 14/87$  و با در نظر گرفتن دقت پیش‌بینی (نابرابری تایل ۰/۰۲۸) انتخاب شده است. جدول (۳-۲) نتایج برآورد مدل پیشنهادی را نشان می‌دهد. مقدار تابع نمونه‌ای  $Q^*(36) = 27/19$  است که  $P$  مقدار متناظر با وقفه ۳۶ برابر با ۰/۳۴۶ است. در نتیجه نمی‌توان فرضیه نول<sup>۱</sup> سفید بودن اجزای پسماند را رد کرد.

با توجه به این‌که متغیر قیمت گوشت قرمز در لگاریتم مانا است، بنابراین مشخص‌نمایی مدل SARMA نیز در لگاریتم صورت می‌گیرد. جدول (۳-۲) نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای مجازی ماه‌های فروردین، اردیبهشت مثبت و اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. ضرایب متغیرهای مجازی ماه‌های تیر، آبان، آذر، دی، بهمن و مهرماه منفی است و به استثنای مهرماه، در سطح بحرانی کوچکتر از ۰/۰۱ اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. اگرچه ضریب متغیر مجازی مهرماه در

۱- علاوه بر این مدل SARMA معکوس‌پذیر و مانا است. زیرا معکوس تمام ریشه‌های معادله مشخصه آن کوچکتر از واحد بوده یا مدول آن کمتر از واحد است.

سطح معنی‌دار پایین‌تری از قابلیت اعتماد برخوردار است، اما به دلیل خوبی برازش (نابرابری تایل ۰/۰۳۷) و به هم ریختگی ساختار مدل در صورت حذف آن، در مشخص نهایی مدل حفظ می‌گردد. متغیر روند زمانی نیز معنی‌دار بوده و ضریب آن مثبت است. به این ترتیب در طول زمان با افزایش قیمت این کالا در بازار مواجه می‌شویم. در میان متغیرهای مجازی مربوط به تقویم قمری، تنها ماه رمضان تاثیر معنی‌داری بر قیمت دارد و نشان می‌دهد که در هر ماه رمضان ۰/۰۵۸ به لگاریتم قیمت گوشت قرمز اضافه می‌شود. نتایج آزمون نوفه سفید بودن جزء پسماند برای بررسی کفایت مدل در جدول (۳-۲) ذکر شده است. مقدار احتمال مربوط به معنی‌داری  $Q^*$  در وقفه ۳۶ برابر با ۰/۶۷۴ است. با توجه به بزرگ‌تر از ۵٪ بودن آن فرضیه صفر مربوط به فرضیه نوفه سفید بودن پسماندها نمی‌تواند رد شود و نیز مقدار معکوس ریشه‌های معادله مفسر کمتر از واحدند. بنابراین مدل برآورد شده حایز ویژگی‌های مطلوب برای به کارگیری آن در پیش‌بینی قیمت است.

برخلاف دو فرایند تحلیل شده قبل، تعداد متغیرهای مجازی مربوط به فصل‌های سال شمسی تاثیر گذار بر قیمت تخم‌مرغ بیشتر است. معیار انتخاب مدل، از میان مدل‌های برآورد شده رقیب، براساس کمترین مقدار AIC در برآورد و محک نابرابری تایل (۰/۰۴۸) در پیش‌بینی است. تاثیر افزایش قیمت در ماه‌های معتدل و سرد سال مثبت بوده و در ماه‌های گرم سال رشد قیمت منفی است. به‌طور مثال تیرماه در مقایسه با اسفندماه، با فرض ثابت بودن سایر شرایط لگاریتم قیمت ۰/۱۴- واحد کوچکتر است و در مقایسه با آن بیشترین افزایش قیمت در مقایسه با اسفندماه، در دی ماه با ۰/۰۹۲ واحد در مقیاس لگاریتم خواهد بود. همانند دیگر متغیرها ضریب متغیر روند مثبت و معنی‌دار است. از میان ماه‌های قمری تنها ماه ذیحجه تاثیر معنی‌دار به قیمت این کالا دارد، و سرانجام این که  $P=Q=0$  است. ریشه معادله مشخصه فرایند برآورد شده کوچکتر از واحد، یعنی فرایند مانا است. فرضیه نوفه سفید بودن اجزای پسماند مدل برآورد

شده نمی‌تواند رد شود، بنابر این مدل برآورد شده دارای قابلیت به‌کارگیری برای اهداف پیش‌بینی است.

### ۳-۳- اثرات تقویمی

اثرات متقابل تقویمی ماه‌های شمسی و قمری تنها برای ماه رمضان و ماه‌های شمسی معنی‌دار، قابل محاسبه است که نتایج این محاسبات در جدول (۳-۳) ذکر می‌شود. همزمانی ماه مبارک رمضان با اردیبهشت ماه ۵۰ ریال افزایش قیمت گوشت مرغ نسبت به ماه‌های مثلاً اسفند، فروردین و سایر ماه‌ها یاد نشده در جدول (۳-۳) دارد. بیشترین تاثیرگذاری بر قیمت گوشت مرغ همزمانی ماه رمضان با ماه‌های مرداد و شهریور است، که به ترتیب ۷۵۹ و ۷۲۸ ریال به‌ازای هر کیلوگرم است. روشن است که این تحلیل و محاسبات بدون در نظر گرفتن شوک‌های مربوط به نرخ ارز و افزایش قیمت نهاده‌های تولید بوده همین محاسبات می‌تواند برای افزایش نرخ ارز و شوک‌های هزینه‌های تولید صورت گیرد. شیب متغیر روند مثبت و اختلاف معنی‌داری از صفر دارد. در نتیجه افزایش جمعیت و تمام متغیرهای که تابعی زمانند، سبب افزایش قیمت گوشت مرغ می‌شوند.

جدول (۳-۳) - کل اثر همزمانی ماه رمضان با ماه‌های شمسی در پیش‌بینی متوسط

#### قیمت گوشت مرغ

ماه‌های شمسی	پارامتر	ماه رمضان	اثر کل
اردیبهشت	-۲۸۷/۵۶	۳۳۸/۰۴	۵۰/۴۷
خرداد	-۲۵۳/۹۲	۳۳۸/۰۴	۸۴/۱۲
مرداد	۴۲۱/۴۵	۳۳۸/۰۴	۷۵۹/۴۹
شهریور	۳۹۰/۴۰	۳۳۸/۰۴	۷۲۸/۴۴
دی	-۳۱۹/۳۵	۳۳۸/۰۴	۱۸/۶۸
بهمن	-۲۹۹/۱۹	۳۳۸/۰۴	۳۸/۸۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

اثر همزمانی ماه رمضان با بعضی از ماههای شمسی، بر قیمت گوشت قرمز در جدول (۴-۳) آورده شده است. این محاسبات با این فرض صورت گرفته‌اند که ماه قمری به طور کامل بر یک ماه شمسی انطباق پیدا کند. به‌طور مثال اگر ماه رمضان با بهمن ماه همزمان باشد، در این صورت قیمت گوشت قرمز به اندازه ۱/۰۲۶ ریال نسبت به سایر ماههای فهرست نشده در جدول (۴-۳) افزایش پیدا می‌کند.

جدول (۴-۳) - کل اثر همزمانی ماه رمضان با ماههای شمسی در پیش‌بینی متوسط لگاریتم

#### قیمت گوشت قرمز

ماههای شمسی	مقدار پارامتر	رمضان	کل تاثیر بر قیمت
فروردین	۰/۰۵۶	۰/۰۶۲	۱/۰۶۴
اردیبهشت	۰/۰۳۰۴	۰/۰۳۶۳	۱/۰۳۷
تیر	-۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۰۸	۰/۹۹۹
بهمن	۰/۰۱۹۸	۰/۰۲۵۶۷	۱/۰۲۶
اسفند	۰/۰۳۹۰	۰/۰۴۴۸	۱/۰۴۵۸

مأخذ محاسبات پژوهش

#### ۴-۳ - پیش‌بینی

**۴-۳- الف - گوشت مرغ:** نسبت نابرابری تاییل برای اندازه‌گیری دقت پیش‌بینی مدل برآورد شده برابر با ۰/۰۲۸ است، که نشان‌گر دقت قابل توجه مدل تصریح شده است (نمودار ۱-۳). پیش‌بینی نقطه‌ای قیمت گوشت مرغ برای مهرماه ۱۳۸۴ برابر با ۱۵۷۴۸ ریال صورت گرفته، که فاصله اعتماد ۹۵ درصد برآورد شده برای آن بین ۱۴۷۵۶/۶۴ تا ۱۶۷۴۱/۰۴ ریال است. نتایج پیش‌بینی‌های نقطه‌ای و فاصله‌ای در جدول (۵-۳) نشان داده شده است.

**۴-۳- الف - گوشت قرمز:** این پیش‌بینی به‌وسیله برآزش مدل برآورد شده

برای داده‌های متغیرهای توضیحی و جایگزاری متوالی پویا به دست می‌آید. نتایج پیش‌بینی نقطه‌ای در جدول (۳-۵) آورده می‌شود. معیارهای دقت پیش‌بینی مانند ضریب نابرابری تایل<sup>۱</sup> و میانگین قدر مطلق خطاها نیز در این جدول ذکر شده است. پایین بودن معیار تایل ۰/۰۳۷ نشانگر دقت مناسب مدل برآورد شده است. در این نمودار نوساناتی در روند پیش‌بینی وجود دارد که مربوط به ماه‌های آخر سال و اول سال بعد یعنی نوسانات ناشی از کاهش عرضه گوشت قرمز (در مقایسه با دیگر ماه‌های سال) است، که با نزدیکتر شدن به سال‌های اخیر مقدار این نوسانات افزایش می‌یابد. برای مثال قیمت در ماه‌های اسفند ۸۳ و فروردین ۸۴ به ترتیب برابر با ۵۲۱۴۱ و ۵۳۶۵۵ است. در کنار پیش‌بینی‌های نقطه‌ای، پیش‌بینی‌های فاصله‌ای نیز به کمک انحراف معیار پیش‌بینی به صورت کران پایین و بالای پیش‌بینی نقطه‌ای در جدول (۳-۵) ارائه می‌شود. براساس این جدول قیمت گوشت قرمز برای مهر ماه ۱۳۸۴ می‌تواند در فاصله ۴۵۸۴۶ ریال تا ۶۴۴۴۲ قرار گیرد و مقدار پیش‌بینی نقطه‌ای آن ۵۵۱۴۴ و برای اسفندماه ۱۳۸۴ حداقل ۵۲۹۳۳ و پیش‌بینی نقطه‌ای آن ۶۳۶۵۵ ریال است.

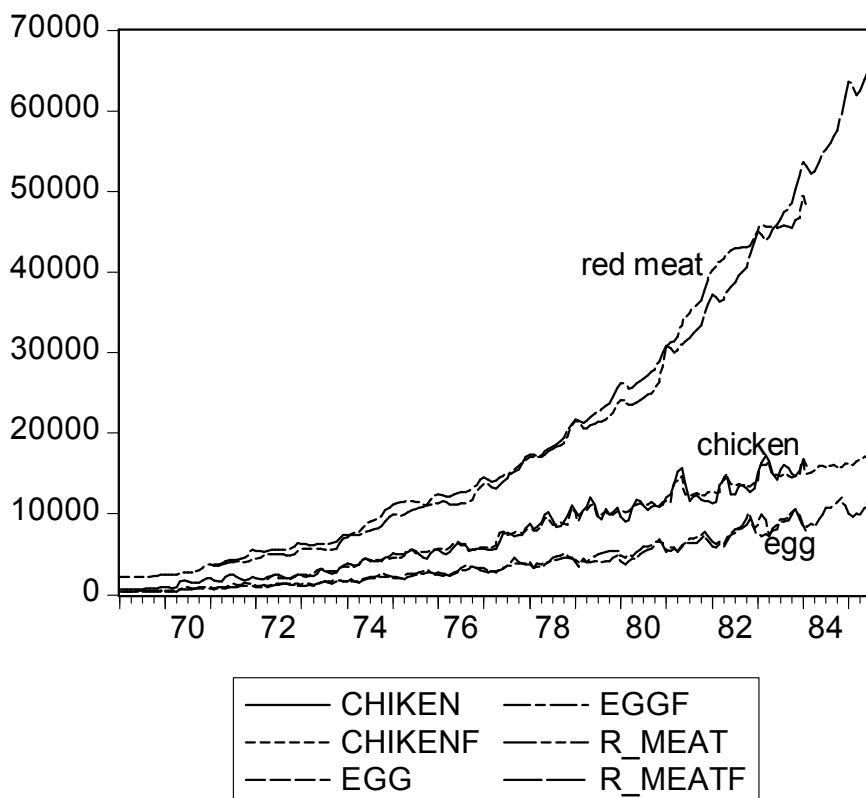
**۳-۴-ج-تخم مرغ:** مقدار ضریب نابرابری تایل ۰/۰۴۸ بوده و این نشان‌دهنده دقت بالای پیش‌بینی مدل استخراج شده است. حداکثر مقدار قیمت (کران بالا) در مهرماه ۱۳۸۴ به ازای هر کیلوگرم ۱۲۶۷۳/۹۷ و کران پایین معادل ۱۰۱۲۳/۶۹ ریال با برآورد نقطه‌ای ۱۰۱۲۳/۶۹ ریال پیش‌بینی می‌شود. جزییات مربوط به پیش‌بینی تا مهرماه ۱۳۸۵ در جدول (۳-۵) آمده است

---

1-Thiel.

جدول (۳-۵): پیش بینی های ماهانه قیمت ها

گوشت مرغ			گوشت قرمز			تخم مرغ			
کران بالا	کران پایین	پیش بینی نقطه ای	کران بالا	کران پایین	پیش بینی نقطه ای	کران بالا	کران پایین	پیش بینی نقطه ای	زمان
16385.72	14652.82	15519.27	48098.25	45266.87	46682.56	9448.99	6996.03	8222.513	1384M03
16581.49	14587.86	15584.68	49531.63	44667.55	47099.59	9654.84	6364.46	8009.652	1384M04
16514.75	14391.65	15453.2	51432.83	45129.73	48281.28	11553.3	7221.65	9387.49	1384M05
16983.86	14956.92	15970.39	52837.76	45403.71	49120.74	12238.3	7435.44	9836.892	1384M06
16613.32	14638.75	15626.04	54296.47	45871.08	50083.78	12674	7573.42	10123.69	1384M07
17589.32	15517.76	16553.54	56024.97	46652.3	51338.64	13038.7	7723.44	10381.05	1384M08
17195.02	15174.8	16184.91	57570.8	47336.37	52453.58	13326.6	7744.8	10535.69	1384M09
16477.66	14517.7	15497.68	59122.31	48076.92	53599.62	13906.2	7997.29	10951.72	1384M10
16490.76	14557.9	15524.33	62337.79	50196.68	56267.24	14411.5	8225.95	11318.73	1384M11
17285.53	15375.32	16330.42	65713.09	52423.61	59068.35	13133.3	7471.27	10302.26	1384M12
16996.75	15012.54	16004.64	68780.86	54437.37	61609.12	11131.6	6217.54	8674.574	1385M01
16871.88	14888.8	15880.34	68569.43	53879.7	61224.56	12056.3	6772.14	9414.23	1385M02
16727.21	14545.16	15636.19	68403.2	53408.9	60906.05	13776.5	7745.35	10760.93	1385M03
17359.12	15149.01	16254.06	70039.55	54485.16	62262.36	12471.6	7013	9742.29	1385M04
17737.94	15547.49	16642.71	72677.66	56410.55	64544.11	14749.3	8317.41	11533.34	1385M05
18416.37	16263.13	17339.75	74621.81	57836.01	66228.91	15459.9	8734.07	12096.99	1385M06
18013.38	15894.96	16954.17	76574.65	59287.68	67931.17	15563.7	8786.64	12175.17	1385M07



نمودار (۱-۳) - مقادیر پیش بینی شده و واقعی قیمت گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم مرغ

#### ۴- خلاصه و نتیجه گیری

در این تحقیق فرایندهای تصادفی مربوط به قیمت سه کالای اصلی پروتئینی در سبد مصرفی خانوارهای شهری در شهر تهران، با استفاده از تکنیک فرایندهای خود همیشه با میانگین لغزان باکس و جنکینز فصلی مدل سازی و برآورد شدند. برای آزمون مرتبه انباشتگی تکنیک بیولو و میران (۱۹۹۳) استفاده شد. هدف ثانوی در این تحلیلها محاسبه اثرات تقویمی قمری و شمسی در تعیین سطح قیمتها بود. برای دستیابی به این منظور از تکنیک بل و هیلمر (۱۹۸۳) استفاده شده است. نتایج بدست آمده نشان دادند که ماه رمضان نقش بیشتری در افزایش قیمت کالاهای یاد شده دارد. از میان ماههای شمسی بسته به نوع کالا، بعضی از



ماه‌ها اثر مثبت و برخی دیگر اثر منفی در تعیین قیمت دارند. بیشترین اثرات تقویمی قمری در قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ مشاهده می‌شود، ولی در تعیین قیمت تخم مرغ ماه‌های شمسی از تعیین‌کنندگی بالاتری برخوردارند. کالای گوشت قرمز دارای مسیر زمانی روندی بوده و با وجود معنی‌دار بودن اثرات تقویمی این اثرات، از نوسان اندکی برخوردارند. می‌توان نتیجه گرفت که، نظام قیمت‌ها در مورد هر سه کالا به خوبی نسبت به عوامل بازار علامت‌دهی می‌کنند، به طوری که در هنگام افزایش تقاضا یا کاهش عرضه و نیز افزایش قیمت نهاده‌های تولید، قیمت بازار افزایش یافته و یا در صورت وفور، عرضه بازار با کاهش قیمت روبرو بوده است. کاهش قیمت مرغ در دی و بهمن، قیمت گوشت قرمز در اوایل تابستان و قیمت تخم مرغ در تابستان نشان‌گر این نتیجه است. قیمت گوشت مرغ از تلاطم بالایی برخوردار است، در نتیجه برای کاهش نوسانات، امکان خرید برای ذخیره‌سازی در زمان کاهش قیمت و توزیع آن در هنگام افزایش وجود دارد. بازار گوشت قرمز تلاطم بالایی ندارد، اگرچه در اوایل تابستان کاهش قیمت تا حدی محسوس است، بنابراین نهادهای مربوطه می‌توانند با مداخله در بازار، مانع از کاهش شدید قیمت شده و با ذخیره‌سازی و توزیع آن در هنگام افزایش قیمت، روند با ثباتی را در بازار ایجاد کنند.

### فهرست منابع

- ۱- باکس وجی. ای. پی. و. جی. ام. جنکینز (۱۹۷۶) تحلیل سری‌های زمانی: پیش‌بینی و کنترل، ترجمه محمدرضا مشکانی، ۱۳۷۱، دانشگاه شهید بهشتی.
- ۲- بیرشک، احمد، (۱۳۶۷)، گاهنامه تطبیقی سه هزار ساله، شرکت انتشارات علمی و فرهنگی.
- ۳- ویلیام. دبلیو. اس. وی. ا. تحلیل سری‌های زمانی، روش‌های یک متغیری و چند متغیری، ترجمه: حسینعلی نیرومند. ۱۳۷۶، دانشگاه فردوسی مشهد.
- 4- Aguirre, A. (2000), "Testing for Seasonal Unit Root Using Monthly Data", Working Paper.
- 5- Beaulien J., Joseph and Jeffmy A. Miron (1993) "Seasonal unit roots in Aggregate U.S. Data", *Journal of Econometrics*, Vol. 55, PP. 305-328.
- 6- Bell, W. R. and Hillmer, M. (1983). "Modeling Time Series with Calendar Variation", *Journal of the American Statistical Association*, 78, 526-534.
- 7- David F. Findley and Catherine C. Hood, "X-12-ARIMA and its

- Application to Some Italian Indicator Series", U.S. Bureau of the Census.
- 8- Dickey, D.A. D.P. Hasza, and W.A. Fuller, (1984), "Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 79, PP. 355-362.
  - 9- Findley D.F. and R.J. Souknp, "Modeling and Model Selection for Moving Holidays", Working Paper, Washington, DC. 20233-9100.
  - 10- Findley. D. F, "On the unbiasedness property of AIC for exact or approximating linear stochastic time series models", *Journal of Time Series Analysis*, 6:229-252, 1985.
  - 11- Ghysels E. and D.R. Osborn (2001), "The Econometric Analysis of Seasonal Time Series", Cambridge University Press.
  - 12- Hasza, D.P. and W.Fuller (1982), "Testing for Nonstationarity Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models", *Annals of Statistics*, Vol. 10, PP. 1209-1216.
  - 13- Hurvich, C.M. and Tsay, C.L. (1989). "Regression and Time Series Modeling in Small Samples", *Biometrika*, 76, 297-307.
  - 14- Hyllebery, S., Engle, C.W.J. Granger, and B.S. Yoo, (1990), "Seasonal Integration and Co-integration", *Journal of Econometrics*, Vol. 44, PP. 215-238.
  - 15- Jin-Lung Lin, Tian-Syh Liu, (2002), "Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan", Institute of Economics, Academia Scintica.
  - 16- Luisa Burck and Yuri Gubman, Pre-adjustment in X12-ARIMA, Israel Central Bureau of Statistics (2002).
  - 17- Mills, T.C. (1999); "The Econometric Modeling of Financial Time Series", Cambridge University Press.
  - 18- Peter Reinhard Hansen and Asger Lunde, "Testing the Significance of Calendar Effects", Working Paper No. 2003-03, January, 2003.
  - 55- Riazuddin, R. and M.H. Khan (2002), "Detection and Forecasting of Islamic Calender Effects in Time Series Data", Data, State Bank of Pakistan, Working Paper No.2.