

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

تحليل اثرات تقويمي در نوسانات قيمت

برخي از كالاهاي اساسي

(مطالعه موردی: داده‌های ماهیانه قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ)

مجري: دکتر قهرمان عبدالي

پیشگفتار

تقویم اثر تعیین کننده‌ای بر شکل‌گیری رفتار متغیرهای اقتصادی دارد. در ایران دو نوع روزشمار قمری و شمسی به‌طور رسمی پذیرفته شده است. هر یک از این تقویم‌ها به نوبه خود دارای اثر تعیین کننده‌ای بر سطح متغیرهای اقتصادی می‌باشند. هدف این طرح 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 تخم‌مرغ در مناطق شهری (مورد خاص شهر تهران) است. داده‌های مورد استفاده مقدار هر یک از متغیرهای یاد شده برای دوره فروردین ۱۳۶۹ تا اردیبهشت ۱۳۸۴ 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 میزان (۱۹۹۳) استفاده شده است. هیچ یک از متغیرها ناماننا نبوده و اثرات تقویمی بعضی از ماه‌های شمسی و بعضی از ماه‌های 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.

در پایان لازم است از آقای دکتر قهرمان عبدلی مجری طرح و همکار ایشان، آقای دکتر بیژن آباد مسئول طرح و همکاران شرکت چاپ و نشر بازرگانی که موجبات انتشار این اثر را فراهم آورده‌اند، تقدیر و تشکر به عمل آید.

مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی

cbpc.ir

فهرست مطالب

صفحه

عنوان

فصل اول: موضوع شناسی پژوهش	۱
۱-۱- بیان موضوع تحقیق و ضرورت انجام آن	۱
۱-۲- ادبیات تحقیق (چکیده نظریه‌ها و مطالعات و تحقیقات مرتبط با موضوع)	۲
۱-۳- ادبیات تجربی	۴
۱-۴- اهداف تحقیق	۵
۱-۵- پرسش‌های اصلی و فرعی تحقیق	۵
فرضیه یا فرضیه‌های تحقیق	۵
۱-۶- جامعه آماری، حجم نمونه، روش‌های نمونه‌گیری	۶
فصل دوم: چارچوب نظری	۷
۲-۱- اهمیت سری‌های زمانی فصلی	۷
۲-۲- مدل‌های SARIMA	۸
۲-۲-۱- معیارهای عینی شناسایی مدل	۱۱
۲-۳- مشخص‌نمایی اثرات تقویمی	۱۱
۲-۴- وجود ریشه‌های واحد در سری‌های زمانی مورد مطالعه	۱۴
گذشته آزمون‌های ریشه واحد (غیرفصلی)	۱۵

- ۲-۵- شناسایی و کنترل‌های تشخیص در مدل‌های سری زمانی فصلی ۱۹
- ۲-۶- برآورد ضرایب یک فرایند ARIMA فصلی ۲۱
- ۲-۷- پیش‌بینی و ارزیابی پیش‌بینی ۲۲
- فصل سوم: تحلیل‌های تجربی ۲۵
- ۳-۱- مقدمه ۲۵
- ۳-۲- معرفی و تحلیل داده‌ها ۲۶
- ۳-۲-۱- قیمت گوشت مرغ ۲۶
- ۳-۲-۲- بررسی وجود ریشه‌های واحد فصلی در سری زمانی قیمت گوشت مرغ ۲۸
- ۳-۲-۳- مشخص‌نمایی، برآورد و پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ ۳۱
- ۳-۳- گوشت قرمز ۳۶
- ۳-۳-۱- بررسی وجود ریشه‌های واحد فصلی در سری زمانی قیمت گوشت قرمز ۳۷
- ۳-۳-۲- پیش‌بینی قیمت گوشت قرمز با استفاده از یک فرایند SARIMA ۴۱
- ۳-۳-۳- پیش‌بینی‌های نقطه‌ای و فاصله‌ای ۴۳
- ۳-۴- تخم مرغ ۴۶
- ۳-۴-۱- بررسی وجود ریشه واحد فصلی در سری زمانی قیمت تخم‌مرغ ۴۷
- ۳-۴-۲- برآورد و پیش‌بینی مدل SARIMA قیمت تخم‌مرغ ۵۰
- نتیجه‌گیری ۵۵
- فهرست منابع ۵۷

فصل اول

موضوع شناسی پژوهش

۱-۱- بیان موضوع تحقیق و ضرورت انجام آن

تقویم، اثر تعیین کننده‌ای بر رفتار فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی مردم دارد. در کشور ما دو نوع تقویم شمسی و قمری رسماً پذیرفته شده است. بخش عمده‌ای از فعالیت‌های اقتصادی و برنامه‌های رسمی بر اساس تقویم قمری شکل می‌گیرند. شناخت اثرات این دو نوع تقویم بر فعالیت‌های اقتصادی و نیز سطح قیمت‌ها یکی از موضوعات مهم تحقیقی در بحث سری‌های زمانی فصلی است؛ زیرا که از مهم‌ترین ویژگی‌های تقویم قمری لغزان بودن آن در مقایسه با تقویم خورشیدی است. این خاصیت، اندازه‌گیری تأثیر رسومات مربوط به آن بر فعالیت‌های اقتصادی براساس تقویم خورشیدی را پیچیده می‌سازد. به‌طور مثال مقدار تقاضای برخی از اقلام خوراکی در ماه رمضان یا قیمت احشام برای ماه ذیحجه افزایش می‌یابد. از سوی دیگر در طول ماه‌های محرم و صفر بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی فروکش می‌کنند. علاوه بر این در تقویم خورشیدی هم مناسبت‌هایی وجود دارند که تأثیر چشمگیری بر مقدار تقاضا و در نتیجه قیمت‌ها دارند. در روزهای قبل از نوروز

تقاضا برای نیروی کار، مواد اولیه و نیز کالاهای مصرفی افزایش می یابد و در مقابل، فروردین و اردیبهشت ماه‌های رکود فعالیت‌های اقتصادی و شهریور و مهر ماه هر سال، فصل افزایش قیمت لوازم‌التحریر و کتاب است. بنابراین سطح قیمت‌ها و فعالیت‌های اقتصادی در ایران از دو تقویم متأثر می‌گردد.

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. روشن است که متناسب با اندازه نوسان‌های پیش‌بینی شده وزارت بازرگانی می‌تواند مداخلات ارشادی خود را در جهت کنترل قیمت با استفاده از ابزارهای اقتصادی نظیر واردات و صدور مجوزهای مختلف اعمال نماید.

۲-۱- ادبیات تحقیق (چکیده نظریه‌ها و مطالعات و تحقیقات مرتبط با موضوع)

بسیاری از سری‌های زمانی مربوط به کسب و کار و تجارت یک پدیده فصلی دارند که بعد از دوره زمانی منظمی تکرار می‌شوند؛ کمترین دوره زمانی برای این پدیده تکراری را دوره فصلی می‌نامند. این دوره می‌تواند به صورت چهار ماه و نیم سال یا دوازده ماه باشد. تحلیل اثرات فصلی^۱ در سری زمانی اقتصادی یکی از مهم‌ترین کاربردهای تحلیل سری‌های زمانی آماری مدرن است. از آنجایی که برخی از سری‌های زمانی اقتصادی توسط بانک مرکزی و مرکز آمار ایران به صورت دوره‌ای (اغلب ماهیانه) منتشر می‌گردند، تحلیل این سری‌ها نه تنها از نظر علمی فایده‌مند است، بلکه از نظر کاربردی برای تحلیل و

1. Seasonality.

ارزیابی تصمیمات و سیاست‌های اقتصادی نیز بسیار حایز اهمیت است. بسیاری از مراجع آماری در کشورهای پیشرفته جهان ابزارهایی را برای نیل به این مقصود به کار بسته‌اند که یکی از مهم‌ترین آن‌ها مدل regARIMA است. این تکنیک برای برآورد اثرات فصلی و نیز اثرات تقویمی لغزان از (۱۹۸۳) تاکنون به‌طور وسیع به کار گرفته می‌شود.

در چارچوب مدلسازی اثرات تقویمی (عید پاک) بل و هیلمر (۱۹۸۳) متغیرهای توضیحی ساده قابل تطبیق با مدلسازی اثرات لغزان انواع وقایع تقویمی را پیشنهاد کردند. منطق این متغیرهای توضیحی این است که ابتدا یک فاصله τ روز برای کل دوره تعطیلی یا حادثه تقویمی موردنظر در نظر می‌گیرند که در آن τ_t نمایانگر تعداد روزهایی از ماه τ 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 طول دوره حادثه تقویمی در ماه t ، 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 بسته شود. به‌طور مثال ماه رمضان، محرم، صفر، ذیحجه و ... در سال قمری و نیز عید پاک، روز کارگر و روز شکرگزاری در تقویم میلادی و نیز تعطیلات سال جدید چینی در کشور چین و تایوان از سنخ متغیرهای توضیحی لغزان هستند.

اثرات تقویمی برای یک یا چند واقعه تقویمی می‌تواند با استفاده از یک مدل ARIMA، یعنی مشخص‌نمایی یک سری زمانی y_t به شکل تابعی از $H(\tau, t)$ در y_t یا در لگاریتم y_t صورت پذیرد. چنین مدلی می‌تواند به صورت $\log y_t = \beta' x_t + \varepsilon_t$ نشان داده شود که در آن دنباله $\{y_t\}_{t=1}^{\infty}$ نشانگر سری زمانی یک متغیر و x_t برداری از متغیرهای توضیحی شامل $H(\tau, t)$ و ε_t یک جزء اخلاص یا نوفه سفید است. اگر B به‌عنوان عملکرد وقفه به کار بسته شود، آن‌گاه مدل regARIMA به‌صورت زیر قابل بیان است.

$$\phi_p(B) \cdot \Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D \log y_t - \beta'_1 x_t - \beta'_2 H(\tau, t) = \theta_q(B) \cdot (B^s) \varepsilon_t$$

که در آن $B y_t = y_{t-1}$ ، p, q, d, s, P, D, Q اعداد صحیح نامنفی ($S \geq 2$)،

X_{1t} مجموعه از متغیرهای توضیحی و $H(\tau, t)$ مجموعه‌ای از متغیرهای مربوط به اثرات تقویمی می‌باشند. چند جمله‌ای‌های مربوط به وقفه‌ها در مدل ARIMA فصلی به صورت زیر تعریف می‌گردند.

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

$$\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{sp}$$

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

$$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{sQ}$$

که در آن $\{\phi_j\}$ ، $\{\Phi_j\}$ ، $\{\theta_j\}$ و $\{\Theta_j\}$ پارامترهای مجهول بخش ARIMA مدل و $\{\beta_j\}$ ضرایب مجهول پارامترهای بخش رگرسیون آن است. فرض بر این قرار داده می‌شود که قدر مطلق ریشه معادله مفسر چند جمله‌ای‌های بالا خارج از دایره واحد قرار داشته و $\varepsilon_t \sim W.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ است.

برای انتخاب بهترین مدل برای اهداف پیش‌بینی، یعنی تعیین p ، P ، q و Q از معیارهای آکائیک و نیز AICC منسوب به هرویچ و تسای^۱ که نگارش اصلاح شده‌ای از معیار آکائیک است، استفاده می‌گردد.

۱-۳- ادبیات تجربی

مدل regARIMA در کشورهای مختلف برای پیش‌بینی اثرات تقویمی و فصل زدایی از سری‌های زمانی مورد استفاده قرار گرفته است. شناسایی اثرات تقویمی و فصلی در داده‌های سری زمانی جوامع با آیین مسیحیت، یهودی، مسلمان، بودایی و غیره موضوع تحقیقاتی است که در آن‌ها این تکنیک به‌طور وسیع به کار برده شده است.

جین _ یانگ لین و تیان سی - ليو (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

1. Hurvich and Tsay (1989).

پژوهش به این نتیجه رسیده که نرخ بیکاری در کشور تایوان دارای اثرات تقویمی معنی‌داری است که در صورت عدم به کارگیری متغیرهای تقویمی، پیش‌بینی‌های خوبی از متغیرهای مورد مطالعه به دست نمی‌آید. علاوه بر این اثرات تعطیلی معمولاً کمتر از اثرات فصل است ولی قابل چشم‌پوشی نیست.

لويس بارک و یوری گابمن (۲۰۰۲) مدل $x12$ -ARIMA را برای پیش‌بینی و شبیه‌سازی شاخص تولیدات صنعتی مورد استفاده قرار داده‌اند. در این تحقیق نشان داده شده است که تعطیلات لغزان در کشور فلسطین اشغالی اثر معنی‌داری بر شاخص تولیدات صنعتی دارد. ریاض ریاض‌الدین و محمد الحسن خان (۲۰۰۲)، در مقاله‌ای اثرات تقویمی مناسبت‌های اسلامی را در سری‌های زمانی کشور پاکستان بررسی کرده‌اند. در این تحقیق اثرات 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 تأثیرگذار می‌باشند.

۱-۴ - اهداف تحقیق

- ۱- تدوین یک الگوی سری زمانی برای پیش‌بینی متغیرهای مورد مطالعه؛
- ۲- پیش‌بینی آینده قیمت و نوسانات تقویمی ناشی از اثرات فصلی؛
- ۳- آزمون فرضیه معنی‌دار بودن اثرات تقویمی و فصلی؛
- ۴- ارائه یک مدل قابل به‌هنگام‌سازی برای پیش‌بینی‌های نوسانات در سال‌های آینده.

۱-۵ - پرسش‌های اصلی و فرعی تحقیق

- ۱- آیا اثرات تقویمی معنی‌دار هستند؟
- ۲- آیا اثرات فصلی معنی‌دار هستند؟

فرضیه یا فرضیه‌های تحقیق

- ۱- اثرات تقویمی اختلاف معنی‌داری از صفر دارند.

۲- اثرات فصلی اختلاف معنی داری از صفر دارند.

۶-۱- جامعه آماری ، حجم نمونه، روش های نمونه گیری

در این تحقیق سری زمانی ماهیانه منتخبی از کالاهای اساسی برای دوره زمانی M01

۱۳۶۹ تا M02 ۱۳۸۴ مورد استفاده قرار می گیرد.

CPBPC.ir

فصل دوم

چارچوب نظري

۱-۲- اهمیت سری‌های زمانی فصلي

بسیاری از سری‌های زمانی مربوط به کسب و کار، تجارت و اقتصاد یک پدیده فصلی دارند که بعد از دوره زمانی معینی تکرار می‌شوند. کمترین دوره زمانی برای این پدیده تکراری را دوره فصل می‌نامند. برای مثال فروش بستنی در فصل تابستان، لباس گرم در فصل زمستان، افزایش تقاضا برای آجیل و برخی از مواد خوراکی در آخر اسفند و اول فروردین ماه، و افزایش تقاضا برای لوازم التحریر مدرسه در مهرماه از جمله پدیده‌هایی هستند که در هر سال تکرار می‌شوند، که بعضی از آنها به صورت فصل‌های سه ماهه و برخی دیگر در فصل‌های یک ماهه وقوع می‌نمایند. این نوسان در قیمت‌ها و مقادیر مبادله شده انواع کالاها در بازار براساس نظریه بازار می‌تواند ریشه در عوامل طرف عرضه یا طرف تقاضای اقتصاد یا هر دو آنها داشته باشد. به‌طور مثال گوشت مرغ در ماه‌های تابستان افزایش می‌یابد. این نوسان در قیمت هم می‌تواند منشأ طرف تقاضا و هم طرف عرضه داشته باشد. در فصل تابستان به دلیل افزایش دما ظرفیت مزارع مرغداری کاهش

می‌یابد و از طرف دیگر به دلیل تعطیلات مراودات خانوادگی، سفرهای تابستانی افزایش پیدا می‌کند، در نتیجه دو اثر کاهش تولید (عرضه) و افزایش تقاضا به‌طور همزمان در بازار این محصول وقوع پیدا می‌کنند. نتیجه این کارکرد بازار افزایش فصلی قیمت این کالا در بازار است. وجود این ویژگی در بازار محصولات مختلف امکان پیش‌بینی آن‌ها را به‌وسیله روش‌های سری زمانی ARIMA فصلی فراهم می‌سازد. در این فصل مبانی نظری مربوط به مدل‌های SARIMA^۱ معرفی می‌گردند.

۲-۲- مدل‌های SARIMA

در این بخش الگوهای ARIMA فصلی تصادفی معرفی می‌شوند. در ادبیات اقتصادسنجی سری‌های زمانی فصلی، و دو نگرش در ارتباط مدل‌سازی سری‌های زمانی فصلی وجود دارد. روش اول که به روش‌های سنتی موسوم می‌باشد، 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 به‌صورت تصادفی و همبسته با مؤلفه‌های غیرفصلی فرض می‌گردد. به‌طوری‌که 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 است. 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، بلکه لازم است سطوح قیمت در همین ماه نیز در سال یا سال‌های قبل مورد آزمایش قرار گیرند. معروف‌ترین الگوی ARIMA فصلی الگوی حاصل ضربی معروف مدل باکس و جنکینز (۱۹۷۶) است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\Phi_p(B^s) \cdot \phi_p(B)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta_q(B) \cdot \Theta_Q(B^s) a_t \quad (2-1)$$

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 $\Theta_Q(B)$ را عوامل (یا چند جمله‌ای‌های) اتورگرسیو و

1. Seasonal Autoregressive Integrated Moveing Average.

میانگین متحرک فصلی و s را دوره فصل می نامند.

الگوی (۲-۱) را در اغلب متون سری زمانی به صورت
 $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ نشان می دهند.^۱

یک مدل $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$ حاصل ضربی فصل (۲-۱)، می تواند در
 برگیرنده عرض از مبدأ ثابت نیز باشد، که در آن B ، عملگر وقفه، d درجه عملگر تفاضل
 غیر فصلی، D درجه عملگر تفاضل فصلی؛ p درجه عملگر AR غیر فصلی، P درجه عملگر
 AR فصلی، q درجه عملگر MA غیر فصلی؛ و Q درجه عملگر فصلی MA است.
 به طوری که:

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

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

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

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

شرط مانایی و معکوس پذیری برقرار می گردد، تنها اگر تمام ریشه های معادله
 مشخصه $\Theta_Q(B^s) \neq 0$ و $\theta_q(B) \neq 0$ و $\Phi_p(B^s) \neq 0$ و $\phi_p(B) \neq 0$ خارج از دایره
 واحد قرار گیرد.

رهیافت باکس و جنکینز برای انجام یک پیش بینی قابل اعتماد در سیاست گذاری ها،
 انجام مراحل زیر را شامل می شود:

۱- مشخص نمای مدل: تعیین درجه های عملگرهای وقفه.

۲- برآورد مدل: برآورد ضرایب مدل خطی.

۳- تعیین اعتبار مدل: به کارگیری روش های تشخیص مناسبی برای مناسب بودن مدل

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

$$(1 - B)(1 - B^{12})Z_t = (1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12})a_t$$

این الگو به کرات در پژوهش های مختلف در مدل های خطوط هوایی، تجارت و غیره به صورت یک فرایند
 سودمند به کار بسته شده است.

2. Characteristic Equations.

برآورد شده.

۴- پیش‌بینی: انتخاب بهترین مدل برآورد شده برای انجام پیش‌بینی.

یکی از شرط‌های اساسی برای به کارگیری مدل ARIMA برای مدل‌سازی یک فرایند تصادفی، مانایی سری 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.

پیش از بیان چارچوب نظری مربوط به تحقیق لازم است به محدودیت‌های رهیافت مدل‌سازی سری زمانی SARIMA به رغم داشتن پاره‌ای از مزیت‌ها نیز اشاره‌ای بشود. مهم‌ترین مزیت این گونه پیش‌بینی‌ها به وسیله تکنیک‌های سری زمانی، نیاز اطلاعاتی و داده‌ای محدود آن به خود سری زمانی مورد مطالعه است. بنابراین هیچ وقت یک محقق با مشکلات مربوط به تحلیل سری‌های زمانی چند متغیره نظیر مشاهدات مفقود و هم خطی روبه‌رو 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 محدودیت‌های نیز روبه‌روست که توجه بدان ضرورت دارد.

الف) تکنیک‌های مدل‌سازی و مشخص‌نمایی مدل ذهنی^۱ بوده و قابلیت اعتماد مدل انتخاب شده متکی به مهارت و تجربه پژوهشگر است.

ب) مبتنی به هیچ پایه نظری و رابطه ساختاری نیست. بنابراین اهمیت اقتصادی آن از شفافیت چندانی برخوردار نیست. علاوه بر این برخلاف مدل‌های ساختاری، اجرای شبیه‌سازی سیاستی به وسیله مدل‌های ARIMA امکان‌پذیر نیست.

ج) مدل‌های ARIMA ضرورتاً بنا به ماهیتشان، "گذشته نگر" هستند، به طوری که در صورت وقوع یک نقطه بازگشت در آینده، دقت پیش‌بینی‌ها کاهش می‌یابد.

با این حال برای پیش‌بینی وقایع مربوط به آینده نزدیک این چارچوب تحلیلی دارای کارکرد بهتری از روش‌های رقیب است.

۱-۲-۲- معیارهای عینی شناسایی مدل

نظر به درجه بالای ذهنی بودن روش شناسایی باکس و جنکینز، تحلیل گران سری‌های زمانی معیارهای دیگری را برای شناسایی و تشخیص مدل‌های SARIMA معرفی و به کار بسته‌اند. توابع نمونه‌ای جریمه^۱، نظیر معیار اطلاعاتی آکائیک^۲ (AIC)، معیار اطلاعاتی بی‌زی^۳ BIC، خطای پیش‌بینی نهایی^۴ FPE و معیار هنان کوئین^۵ HQC، در ادبیات تحلیل‌های سری‌زمانی برای ارائه یک مدل دقیق و در عین حال مقتصدانه از نظر تعداد پارامترها مورد استفاده قرار گرفته است. تمام این توابع نمونه‌ای دارای یک مؤلفه حداقل‌سازی مجموع مجذورات پسماندها به علاوه یک عنصر جریمه می‌باشند که ترکیبی از تعداد پارامترهای ضریب برآورد شده همراه با تعداد مشاهدات است. این توابع نمونه‌ای به صورت‌های زیر تعریف شده‌اند.

$$BIC = \text{Log} \left(\frac{RSS}{n} \right) + \left(\text{Log}(n) \times \frac{k}{n} \right)$$

$$AIC = \text{Log} \left(\frac{RSS}{n} \right) + \left(2 \frac{k}{n} \right) \quad HQC = \text{Log} \left(\frac{RSS}{n} \right) + \left(2 \text{Log}(\text{log}(n)) \times \frac{k}{n} \right)$$

که در آن K تعداد ضریب برآورد شده $(1 + p + q + P + Q)$ ، RSS مجموع مجذورات پسماندها و n تعداد مشاهدات می‌باشند.

۳-۲- مشخص‌نمایی اثرات تقویمی

تقویم‌ها تأثیر عمیقی بر فرهنگ، رفتار اقتصادی و اجتماعی مردم دارند. تقریباً غالب کشورهای دنیا از تقویم میلادی پیروی می‌کنند و روزهای کاری و تعطیلات خود را بر اساس این تقویم تنظیم می‌کنند. با این حال تعداد قابل توجهی از ملل نیز وجود دارند که بر اساس روز شمارهای ملی یا مذهبی تعطیلات، فعالیت‌ها و رسومات مذهبی خود را به‌جا

1. Penalty Function Statistics.
2. Akaike Information Criterion.
3. Bayesian Information Criterion.
4. Final Prediction Error.
5. Hannan Quinn Criterion.

می‌آورند. برای مثال جوامع اسلامی از تقویم‌های هجری قمری و یا بعضاً هجری شمسی که کاملاً مبتنی بر ماه باشد پیروی می‌کنند. جوامع یهودی نشین از تقویم هبرو^۱، که یک تقویم ماه-خورشیدی^۲ است و جوامع مسیحی نشین از تقویم میلادی که کاملاً خورشیدی است پیروی می‌کنند. همچنین ملل هند و چین نیز از تقویم خاص خودشان پیروی می‌کنند.

تشخیص اثرات تقویمی و فصلی در داده‌های سری‌های زمانی جوامع مسیحی یک زمینه مطالعاتی شناخته شده در علم آمار است. روش‌های متعددی که در Bureau of Census ایالات متحده، در مرکز آمار کانادا (۱۹۷۹) و بانک اسپانیا (۱۹۹۷) به کار بسته شده، برای شناسایی الگوهای فصلی و اثرات تقویمی میلادی مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. بعضی از این‌ها دارای شرایط و قیدهایی برای تشخیص اثرات تعطیلات مسیحی عید پاک نیز می‌باشند، که براساس تقویم سال - ماه^۳ تنظیم می‌شوند. همچنین روش‌های آماری گوناگونی توسط بانک اسرائیل (۱۹۷۹) برای تشخیص و اندازه‌گیری اثرات جشنواره‌های مذهبی یهودی نظیر Pass over 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 $X-11$ یا $X-12$ نمی‌تواند اثرات فصلی قابل شناسایی را آشکار سازد و در بعضی موارد عوامل فصلی تحریف‌شده‌ای را در داده‌های سری‌زمانی کشورهای اسلامی نتیجه می‌دهد.^۴

در تمام جوامع و کشورهای اسلامی رفتار اقتصاد اجتماعی و فرهنگی توسط تقویم‌های اسلامی و قمری و میلادی تعیین می‌شود. به‌طور مثال مصرف بعضی از کالاها در ماه رمضان به‌ویژه در روزهای منتهی به عید فطر و نیز ماه ذیحجه و عید قربان افزایش می‌یابد. برعکس در دوره بعد از ماه رمضان و در حلول ماه شوال و ماه محرم (ایام عاشورا) فعالیت‌های اقتصادی کاهش پیدا می‌کند. کشورهای اسلامی مختلف دارای ایام تعطیلات و مناسبت‌های خاص خود نیز می‌باشند. علاوه بر این میزان پایبندی ملل اسلامی به این

1. Hebrew.

2. Lunisdar.

3. Ecclesiastical.

4. Riazuddin, R. (January 2002); "Detection and Forecasting of Islamic Calendar Effect in Time Series Data", Working Paper No.2, Staff Bank of Pakistan.

مناسبت‌ها در کشورهای مختلف از یک کشور به کشور دیگر نیز متفاوت است. اگر امکان تبدیل داده‌های تقویم غیراسلامی به تقویم اسلامی وجود داشت، تشخیص و اندازه‌گیری اثرات تقویم چندان دشوار نبود. با این حال تمام داده‌ها به صورت سال میلادی با سال شمسی می‌باشند، درحالی‌که سال اسلامی (قمری) دارای ۳۵۴ یا ۳۵۵ روز است و در هر سال از سال شمسی یا سال میلادی به اندازه ده روز عقب می‌افتد. علاوه بر این، شروع و پایان در ماه قمری براساس رؤیت هلال ماه توسط مراجع مذهبی است، به همین دلیل الگوریتم‌های تبدیل ماه قمری به شمسی یا میلادی معمولاً با خطا مواجه می‌شوند. تبدیل دقیق برای زمان مناسبت‌های مذهبی به سال شمسی یا میلادی تنها باید از طریق ثبت وقایع روزانه در سال‌های گذشته صورت گیرد که در این صورت برای سری‌های زمانی با تعداد مشاهدات بالا کار دشوار و پر زحمتی خواهد بود.

هدف این بخش ارائه چارچوبی برای چگونگی اندازه‌گیری اثرات این مناسبت‌ها بر اساس تقویم غیرقمری (براساس تقویم شمسی) بر انواع متغیرهای اقتصادی است. برای تشخیص و اندازه‌گیری اثرات مناسبت‌های اسلامی از یک مدل ساده ARIMA با متغیرهای نماگر نسبی^۱ استفاده می‌شود. برای تشخیص اثرات تقویمی ماه‌های اسلامی از مفهوم متغیر نماگر نسبی برای نشان دادن وجود کل ماه اسلامی (مثلاً رمضان) در یک ماه شمسی (مثلاً شهریور)، یا انطباق بخشی از آن در ماه شهریور و بخش دیگر در ماه مهر یک متغیر مجازی توزیع شده در ماه‌های شهریور و مهر استفاده می‌شود. همین‌طور برای در نظر گرفتن اثرات فصلی ماه‌های شمسی متغیرهای مجازی مرسوم در یک مدل ARIMA ماهانه برای لگاریتم یا سطح متغیرهای مورد مطالعه به کار بسته خواهد شد. این مشخص‌نمایی به وسیله یک معادله رگرسیونی به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\Phi_p(B^s)\phi_p(B)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t + \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i D_{it} + \sum_j \gamma_j F_{ji} \quad (۳-۲)$$

1. Fractional Indicator Variable.

که در آن:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \quad \text{اگر } Z_t \text{ متعلق به ماه } t \text{ باشد،}$$

$$F_{ji} = \frac{n_{ji}}{n_j} + \frac{n_{ji+1}}{n_j} \quad \text{در غیر این صورت:}$$

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 (۲-۲) قبلاً در (۲-۱) تعریف شده است.

الگو (۲-۲) حالت خاصی از مدل ارائه شده توسط بل - هیلمر^۱ (۱۹۸۳) است که به سادگی قابل انطباق با انواع مدل‌های رگرسیونی با اثرات تقویمی لغزان از جمله (۲-۲) است.

۲-۴- 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 سری زمانی (یا سری‌های زمانی) مورد مطالعه است. وجود مؤلفه $(1-B^s)^D$ و $(1-B)^d$ در (۲-۱) نیز به همین منظور است. اما نکته حایز اهمیت در شناسایی وجود ریشه واحد تعیین D و d درجه چند جمله‌ای تفاضل به ترتیب مربوط به عامل فصلی و سال است. در این بخش روش آزمون وجود ریشه‌های واحد در سری‌های زمانی فصلی ماهیانه معرفی می‌گردد. تحلیل تغییرات فصلی در سری‌های زمانی اقتصادی تقریباً پیشینه‌ای به اندازه پیشینه

1. Bell, W.R., and Hillmer, S.C. (1983), "Modeling Time Series with Calendar Variation", Journal of the American Statistical Association, 78, 526-534.

نظریه اقتصاد کلان دارد. با این حال، به رغم این گذشته طولانی، اجماع اندکی درباره چگونگی برخورد با پدیده فصلی بودن نوسانات متغیرهای اقتصادی در تحقیقات تجربی به چشم می خورد. مشخص نمایی اثرات فصلی به طور قابل توجهی از یک تحقیق به تحقیق دیگر تغییر می کند.^۱ تشخیص ریشه های واحد ابتدا در داده های سالانه (یا به اصطلاح در داده های با فراوانی صفر) شروع شد. بسط و گسترش روش شناسی به دست آمده برای ملاحظه تناوب های فصلی در دو مرحله اتفاق افتاده است. نخست، محققان کاربرد این روش را برای داده های فصلی (سه ماهه) یعنی سه تناوب اضافی دیگر مورد بررسی قرار دادند. سپس، داده های فصلی (ماهانه) را که دارای یازده تناوب فصلی اضافه بر ریشه واحد مرسوم می باشند مورد ملاحظه قرار داده اند. به محض ظهور روش های جدید، شیوه های گوناگونی نیز برای آزمون فرضیه ساخته شدند. در این راستا، نه تنها آزمون های پارامتریک مطرح شدند، بلکه تکنیک های آزمون نیمه پارامتریک، ناپارامتریک و بیزی نیز پیشنهاد گردیدند.

گذشته آزمون های ریشه واحد (غیر فصلی)

گذشته آزمون های ریشه واحد (غیر فصلی) با دیکی و فولر (۱۹۷۹) و آزمون دیکی فولر تقویت شده (ADF) با یک مدل نامانا به عنوان فرضیه صفر شروع شده است. در داده های فصلی، اولین روش آزمون تقریباً تعمیمی از آزمون ADF برای انباشتگی داده های سالانه است. دیکی، هاسزا و فولر (۱۹۸۴) به پیروی از روش پیشنهاد شده توسط دیکی و فولر (۱۹۷۹) برای حالت ریشه واحد با تناوب یک، روشی را برای آزمون فرضیه $\rho=1$ در مقابل $\rho < 1$ در مدل $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ ارائه کردند. این روش آزمون فرضیه وجود ریشه های واحد را در تمام تناوب های فصلی در نظر می گیرد و دارای فرضیه مقابلی می باشد که تا حدودی محدود کننده است. یعنی در فرضیه های مقابل تمام ریشه ها دارای مدول^۲ یکسانی هستند. برای فایق آمدن بر این کاستی، هایلبرگ و دیگران (۱۹۹۹) یک

1. Chesels. E.

2. Modulus.

راهبر عمومی تری را پیشنهاد کردند که وجود ریشه واحد را در بعضی از فراوانی‌های فصلی و نیز فراوانی صفر امکان‌پذیر می‌پندارد. این راهبرد آزمون ریشه واحد را در بعضی از تناوب‌های فصلی بدون توجه به وجود ریشه‌های واحد در تمام تناوب‌های فصلی آزمون می‌کند.

بررسی ما از وجود ریشه‌های واحد براساس نگرش ارائه شده توسط هایلبرگ، انگل، گرانجر و یو (۱۹۹۰) (از این پس [HEGY]) برای سری‌های زمانی ماهیانه صورت می‌گیرد. این روش یک شیوه عمومی است که آزمون‌های وجود ریشه‌های واحد را برای بعضی تناوب‌ها^۱ بدون توجه به وجود ریشه واحد در تمام فراوانی‌های فصلی انجام می‌دهد.

HEGY (۱۹۹۰) در مقاله اثرگذار خودشان چگونگی انجام آزمون را برای ریشه‌های واحد در فرایندهایی که اثرات فصلی استوکاستیک مانا یا اثرات فصلی متعین نشان می‌دهند، ارائه کردند. بیولیو و میران (۱۹۹۳) در روش تقریباً 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 a_t سری زمانی فصلی مورد مطالعه تولید شده به وسیله یک فرایند خود رگرسیون:

$$\varphi(B)x_t = \varepsilon_t \quad (2-3)$$

باشد که در آن $\varphi(B)$ یک چند جمله‌ای در عملگر وقفه و ε_t یک فرایند نوفه سفید است.^۲ فرض کنید γ_k ریشه‌های چند جمله‌ای مشخصه^۳ مربوط به $\varphi(B)$ باشد. در این مرحله از تحقیق فعلاً 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 γ_k ها ممکن است مختلط باشند.

تناوب مربوط به یک ریشه خاص مقدار α در $e^{\alpha i}$ 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

-
1. Frequency.
 2. White Noise.
 3. Characteristic Polynomial.

مشاهدات در هر سال است. برای داده‌های ماهیانه، ریشه‌های واحد فصلی عبارتند از:

$$-1; \pm i; -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i); \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i) \quad (2-4)$$

این ریشه‌ها به ترتیب متناظراً ۶، ۳، ۹، ۸، ۴، ۲، ۱۰، ۷، ۵، ۱ و ۱۱ سیکل در هر سال می‌باشند. تناوب این ریشه‌ها به ترتیب $\pi, 2\pi/3, \pm\pi/3, \pm 5\pi/6$ و $\pm\pi/6$ است. هدف ما در این بخش بررسی وجود قدر مطلق ریشه‌های چند جمله‌ای $\varphi(B)$ برابر با واحد در تناوب‌های فصلی و سالانه است. به عبارت دیگر، هدف ما آزمون فرضیه‌ای درباره یک ریشه واحد بدون توجه به وجود ریشه واحد فصلی با سالانه می‌باشد. اساس روش آزمون HEGY مبتنی بر یک تقریب خطی از چند جمله‌ای $\varphi(B)$ در حول ریشه واحد با تناوب صفر به علاوه $S-1$ ریشه معادله (۲-۳) است. بنابراین با استفاده از قضیه تقریب لاگرانژ می‌توانیم $\varphi(B)$ را به صورت زیر بنویسیم:

گزاره: هر چند جمله‌ای $\varphi(B)$ که در نقطه‌های $\theta_1, \dots, \theta_s$ غیر تکراری، غیر صفر و احتمالاً مختلط متناهی مقدار می‌باشد، می‌تواند بر حسب چند جمله‌های مقدماتی^۱ و یک باقیمانده به صورت زیر نوشته شود.

$$\varphi(B) = \sum_{k=1}^s \lambda_k \Delta(B) / \delta_k(B) + \Delta(B) \varphi^{**}(B) \quad (2-5)$$

که در آن مجموعه‌ای از عناصر ثابت، $\varphi^{**}(B)$ یک چند جمله‌ای و $\delta_k(B) = 1 - \frac{1}{\theta_k}(B)$ $\Delta(B) = \prod_{k=1}^s \delta_k(B)$ است.

برهان: فرض کنیم λ_k به صورت زیر تعریف شود:

$$\lambda_k = \varphi(\theta_k) / \prod_{j \neq k} \delta_j(\theta_k)$$

که همیشه وجود دارد. زیرا تمام ریشه‌های δ متمایز بوده و بنابراین فروع چندجمله‌ای کراندار است. چندجمله‌ای

مقدار از $B = \theta_k$ برابر صفر خواهد بود. بنابراین می‌تواند به صورت حاصل ضرب یک چند جمله‌ای مثلاً $\varphi^{**}(B)$ و $\Delta(B)$ نوشته شود. Q.E.D

یک بیان بسیار مفید دیگر برای این عبارت با اضافه و کسر کردن مؤلفه $\Delta(B) \cdot \sum \lambda_k$ به (۲-۵) حاصل می‌شود.

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

که در آن $\varphi^*(B) = \varphi^{**}(B) + \sum \lambda_k$ است. در این بیان $\varphi^*(\circ) = \varphi^{**}(\circ)$ است که به عدد یک نرمالیزه می‌شود. روشن است که چند جمله‌ای $\varphi(B)$ دارای یک ریشه θ_k اگر و فقط اگر $\lambda_k = 0$ باشد. بنابراین آزمودن ریشه‌های واحد می‌تواند به طور هم ارز به وسیله انجام آزمون فرضیه برای پارامترهای $\lambda_k = 0$ صورت گیرد.

$\varphi^*(B)$ جزء باقیمانده با ریشه‌های خارج از دایره واحد بوده و θ_k ریشه واحد با فراوانی صفر به علاوه $S-1$ ریشه واحد فصلی است. در حالت وجود داده‌های ماهیانه جایگذاری (۲-۶) و (۲-۵) نتیجه زیر را به دست می‌دهد.

$$\varphi^*(B) y_{13t} = \sum_{K=1}^{12} \pi_k y_{n \ t-1} + \varepsilon_t \quad (2-7)$$

که در آن:

$$y_{1t} = (1 + B + B^2 + B^3 + B^4 + B^5 + B^6 + B^7 + B^8 + B^9 + B^{10} + B^{11}) x_t$$

برای آزمون فرضیه انواع مختلف ریشه‌های واحد لازم است رابطه ضرایب (۲-۷) 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 گردد. برای تناوب صفر و π به سهولت می‌توان توابع نمونه t -را به صورت آزمون فرضیه $\pi_k = 0$ در مقابل فرضیه آلترناتیو $\pi_k < 0$ ارزیابی نمود. برای تناوب‌های دیگر می‌توان $\pi_k = 0$ را برای k های زوج به صورت دو طرفه آزمون نمود. ضریب زوج برابر صفر است، اگر

سری‌ها زمانی در همان تناوب مربوط به π_k دارای ریشه واحد باشد. 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. تحت 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 بدیل $\pi_{k-1} < 0$ باید آزمون شود. آزمون یک طرفه است، زیرا بر اساس فرضیه بدیل سری زمانی مورد مطالعه دارای ریشه خارج از دایره واحد است. تحت فرض مانایی ضریب درست^۱ کوچک‌تر از صفر است. راهبرد دیگر آزمودن فرضیه $\pi_{k-1} = \pi_k = 0$ با استفاده از تابع نمونه‌ای F است. برای نشان دادن نبود ریشه واحد در هر یک از فراوانی‌های فصلی π_k نباید برای $k=2$ و حداقل برای یک عضو از هر مجموعه‌ای $\{4 \text{ و } 3\}$ ، $\{5 \text{ و } 8\}$ ، $\{7 \text{ و } 8\}$ ، $\{9 \text{ و } 10\}$ ، $\{11 \text{ و } 12\}$ 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 می‌باشند، قابل انجام است. معادله:

$$\varphi(B^*) y_{13t} = \sum_{K=1}^{12} \pi_k y_{k, t-1} + m.t + m_1 + \sum_{K=1}^{12} m_k S_{k_2} + \varepsilon_t$$

این معادله می‌تواند با استفاده از روش OLS برآورد گردد. 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^۲ (۱۹۹۳) آمده است.

۵-۲- شناسایی و کنترل‌های تشخیص در مدل‌های سری زمانی فصلی

با به دست آوردن یک فرایند سری زمانی تبدیل شده مانا:

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

روش شناسایی باکس و جنکینز تعیین می‌کند مدلی که:

1. True Coefficient.

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

$$\phi_p(B) \cdot \Phi_p(B^s) Z_t^* = \delta + \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) a_t \quad (2-8)$$

برای توصیف و پیش‌بینی یک‌سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد باید مانا و معکوس‌پذیر^۱ باشد. مفهوم مانایی و معکوس‌پذیری این است که تمام ریشه‌های بخش خودهمبسته و میانگین متحرک (۲-۸) خارج از دایره واحد قرار داشته باشند. با فرض برقراری شرط‌های مانایی و معکوس‌پذیری برای حصول اطمینان از به‌دست آوردن یک پیش‌بینی دقیق در احتمال لازم است آزمون‌های کفایت^۲ مدل نیز پس از برآورد ضرایب (۲-۸) صورت گیرد.

یک روش مرسوم برای کنترل و بررسی کفایت یک مدل کلی باکس و جنکینز، تحلیل پسماندهای به‌دست آمده از مدل (۲-۸) برآورد شده است. در این رهیافت تقریباً همانند بررسی‌های تشخیصی 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^۳ و Q* یونگ و باکس^۴ با تعاریف زیر مورد استفاده قرار می‌گیرند.

تابع باکس و پیرسن:

$$Q = n' \sum_{i=1}^k r_i^2(\hat{a}_t) \quad (2-9)$$

تابع یونگ و باکس:

$$Q^* = n'(n'+2) \sum_{i=1}^k (n'+1)^{-1} r_i^2(\hat{a}_t) \quad (2-10)$$

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 ۳ یا ۱۲ ماه)، d و D تعداد دفعات تفاضل‌گیری سالانه و فصلی از سری زمانی مورد مطالعه برای رسیدن به یک فرایند مانا

1. Invertible.
2. Adequacy.
3. Box and Pierce.
4. Loung- Box.

Z_t^* ، و I_t^2 توان دوم خودهمبستگی نمونه وقفه و i مربوط به پسماندهای مدل برآورد شده (۸-۲) می‌باشد، روشن است که اگر $D=d=0$ باشد آن‌گاه $n'=n$ می‌گردد. و این همان تابع نمونه‌ای است که برای بررسی‌های تشخیصی داده‌های سالانه مورد استفاده قرار می‌گیرد.

برای بررسی‌های تشخیصی هر دو این توابع نمونه‌ای می‌توانند مورد استفاده قرار گیرند ولی قابل اثبات است که Q^* دارای کارکرد نظری بهتری است، که معمولاً برای تشخیص کفایت مدل توصیه می‌گردد. هر اندازه $I_t^2(\hat{a}_t)$ بزرگ‌تر باشد و به همین طریق Q^* ، آن‌گاه پسماندها با خودهمبستگی مواجه خواهند بود، از این رو Q^* نشان می‌دهد که مدل برآورد شده از عدم کفایت برخوردار بوده و پسماند به دست آمده نوفه سفید نیست، یعنی هنوز اطلاعاتی در \hat{a}_t وجود دارد که از نظم مشخص برخوردار بوده و باید در بخش خودهمبسته یا میانگین متحرک برای پیشین Z_t لحاظ گردد. 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؛ به عبارت دیگر پسماندهای مدل برآورد شده نوفه سفید بوده و اطلاعات منظمی را در خود ندارد.^۱

۶-۲- برآورد ضرایب يك فرایند ARIMA فصلی

دو روش جایگزین برای برآورد ضرایب یک مدل SARIMA^۲ وجود دارد؛ حداقل مربعات معمولی غیرخطی و روش حداکثر راستنمایی. در این تحقیق روش اول برای برآورد ضرایب فرایندهای مورد مطالعه به کار برده می‌شود. این روش سودمندتر از روش داده است و علاوه بر این می‌توان آن را در ساختن انواع توابع نمونه‌ای نظیر AIC، نسبت راستنمایی و غیره مورد استفاده قرار داد.

1. Bowerman B. and Richerd T. O'Connell, (1987), "Time Series Forecasting"

2nded; Duxbury Press, Boston, USA.

2. Seasoned ARIMA

۷-۲- پیش‌بینی و ارزیابی پیش‌بینی

این مرحله نیز یکی از مراحل مهم به کارگیری مدل‌های ARIMA برای به‌دست آوردن یک توصیه سیاستی قابل اعتماد است، حتی اگر هدف نهایی به الگو در آوردن سری‌های زمانی برای کنترل یک سیستم باشد. عملیات آن معمولاً مبتنی بر پیش‌بینی است. مقادیر تحقیق‌یافته دنباله $\{Z_t\}_{1-d-D}^T$ را از یک مدل فرایند $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$ به صورت (۲-۱) در نظر می‌گیریم. هدف ما پیش‌بینی مقادیر آینده Z_{T+h} است، اگر قرار بدهیم:

$$\alpha(B) = \Phi_p(B^s) \phi_p(B)(1-B)^d (1-B^s)^D \\ = (1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \dots - \alpha_{p+d+D+p} B^{p+d+D+p})$$

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 به‌دست می‌آید.

$$F_{T,h} = E[(\alpha_1 Z_{t+h-1} + \alpha_2 Z_{t+h-2} + \dots + \alpha_{p+d+D+p} B^{p+d+D+p}) Z_{t+h-p-d-D+p} \\ + a_{T+h} - \theta_1 a_{T+h-1} - \dots - \theta_{q+Q} a_{T+h-q-Q} | Z_T, Z_{T-1}, \dots]$$

$$\varepsilon_{(T+j)} \left| Z_T, Z_{T-1}, \dots \right) = \begin{cases} Z_{T+j} & ; j \leq 0 \\ \text{اکنون} & \\ f_{T,j} & ; j > 0 \end{cases}$$

و

$$\varepsilon_{(T+j)} \left| Z_T, Z_{T-1}, \dots \right) = \begin{cases} a_{T+j} & ; j \leq 0 \\ \text{و} & \\ 0 & ; j > 0 \end{cases}$$

به طوری که برای ارزشیابی $f_{T,h}$ تنها لازم است: الف - امید ریاضی مقادیر گذشته را با Z_{T+j} و a_{T+j} جایگزین کنیم، ب- مقادیر آینده $j > 0$ را نیز به وسیله f_{T+j} و صفر

جایگزاری کنیم^۱. خطای پیش‌بینی h دوره بعد از مبدأ زمان T عبارت است از:

$$e_{T+h} = Z_{T+h} - F_{T+h} = a_{T+h} + \psi_1 a_{T+h-1} + \dots + \psi_{h-1} a_{T+1}$$

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^۲.

1. Mill T.C. (1999); "The Econometric Modeling of Financial Time Series", Cambridge University Press.

۲. باکس و چنکینز، تحلیل سری زمانی، پیش‌بینی کنترل، ترجمه محمدرضا مشکانی، جلد اول، فصل ۹، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۱.

cbpc.ir

فصل سوم

تحلیل‌های تجربی

۱-۳- مقدمه

در این فصل تحلیل‌های تجربی از مبانی نظری ارائه شده در فصل دو، برای برخی از کالاهای اساسی ارائه می‌شوند. سری‌های زمانی تحلیل شده در این پژوهش، داده‌های ماهیانه مربوط به قیمت گوشت مرغ، تخم‌مرغ و گوشت قرمز در شهر تهران می‌باشند. ابتدا داده‌های مورد استفاده توصیف و سپس وجود ریشه‌های واحد در این داده با استفاده از روش بیولیو-میران آزمون می‌گردند. با فرض مانا بودن یا پس از ماناسازی فرایندهای یاد شده مدل مناسب SARIMA تصریح و پس از برآورد آزمون‌های مربوط به بررسی‌های تشخیصی انجام می‌شود. هدف از برآورد هر مدل سری‌زمانی، استفاده از آن برای اهداف پیش‌بینی است. بنابراین بخش پایانی هر قسمت به موضوع پیش‌بینی فرایند مورد مطالعه اختصاص می‌یابد.

۲-۳- معرفی و تحلیل داده‌ها

داده‌های مورد مطالعه در این تحقیق قیمت سه کالای یاد شده در بخش (۱-۳) در شهر تهران در دوره زمانی مرداد ۱۳۶۹ تا اردیبهشت ۱۳۸۴ یعنی ۱۸۲ مشاهده است. این داده‌ها از منابع آماری اداره بررسی‌های اقتصادی بانک مرکزی اخذ شده است. برای در نظر گرفتن اثرات تقویمی مربوط به تقویم قمری و شمسی متغیرهای مجازی به روش $H(\tau, t) = \frac{\tau_t}{t}$ و نیز $D_{it} \in \{0, 1\}$ ساخته می‌شود. برای ساختن متغیرهای مجازی مربوط به تقویم قمری و تطبیق آن با تقویم شمسی از گاه‌نامه تطبیقی احمد بیرشک^۱ استفاده شده است. در صورت نیاز، بنا به ماهیت متغیرهای مورد مطالعه، دیگر متغیرهای مجازی نیز تعریف و به کار بسته می‌شوند.

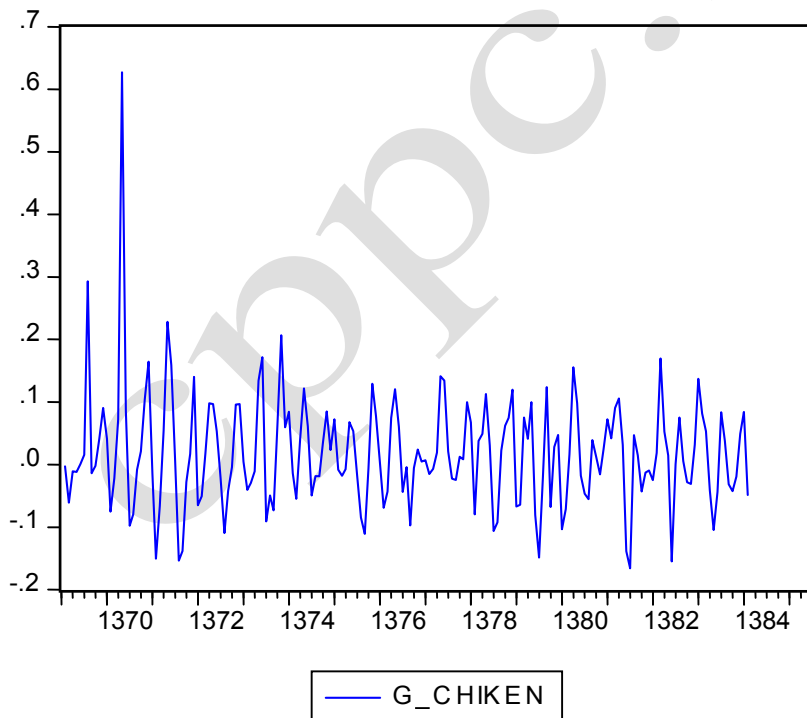
۱-۲-۳- قیمت گوشت مرغ

متوسط نرخ رشد این متغیر در طول دوره مورد مطالعه برابر ۰/۰۱۷ با حداکثر مقدار آن در سال و ماه مرداد ۱۳۷۰ به اندازه ۰/۶۲ و حداقل مقدار رشد آن در سال با مقدار ۰/۱۶- است. ضریب چولگی متغیر برابر با ۱/۸ و ضریب کشیدگی آن ۱۳/۴۴ است. بنابراین همانطوری که آزمون جارگوبرا نیز نشان می‌دهد، فرضیه نرمال بودن نرخ رشد متغیر رد می‌شود. به علاوه، این فرضیه در مورد سطح متغیر نیز رد می‌شود. نرخ رشد ۰/۶۲ در مرداد ماه ۱۳۷۰ به دلیل افزایش قیمت پول خارجی (کاهش ارزش ریال) که به موجب آن قیمت وارداتی کالاهای خارجی افزایش یافته و در نتیجه صنعت تولید مرغ که وابستگی چشمگیری به نهاده‌های وارداتی دارد افزایش یافته است.

شوکی‌های وارد شده به قیمت در نوع خود از دو منشأ تقاضا و عرضه سرچشمه می‌گیرند. شوکی‌های طرف عرضه ناشی از افزایش قیمت نهاده‌ها و تغییرات تکنولوژیک است. افزایش قیمت مربوط به نوسانات غیرمعمول نوعاً ناشی از شوکی‌های طرف عرضه است. شوکی‌های طرف تقاضا از نوسانات بالایی برخوردار نیستند و به صورت منظم در

۱. بیرشک، احمد (۱۳۶۷).

طول سال (قمری یا شمسی) می‌توانند وقوع نمایند. برای لحاظ نمودن 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 غیرنوسانات فصلی و تقویمی منتفی است. ولی شوک‌های طرف عرضه با توجه به تکنولوژی تولید گوشت مرغ و وابستگی آن به نهاده‌های وارداتی موضوع قابل توجهی است. تقریباً در تمام موارد که افزایش‌های ناگهانی در قیمت این کالا دیده می‌شود، یک افزایش در نرخ برابری دلار و ریال نیز وجود دارد. برای لحاظ نمودن این نوسانات تعدادی متغیر مجازی در مدل SARIMA در نظر گرفته می‌شوند. نمودار (۳-۱) نوسانات رشد را در قیمت گوشت مرغ نشان می‌دهد.



نمودار ۳-۱ - نوسانات رشد قیمت گوشت مرغ

۲-۲-۳ - بررسی وجود ریشه‌های واحد فصلی در سری زمانی قیمت گوشت مرغ

در این بخش نتایج با به کارگیری روش آزمون B&M برای سری زمانی ماهیانه قیمت گوشت مرغ، وجود ریشه واحد فصلی در این سری زمانی آزمون می‌گردد. معادله برآورد شده 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.

علاوه بر این، $Q(36)=32/3$ بوده و P -مقدار آن $0/501$ است. بنابراین امکان رد فرضیه صفر مبنی بر نوفه سفید بودن پسماندها وجود ندارد (جدول ۲-۳). ضریب $y_1(-1)$ در معادله کمکی برآورد شده برابر با $0/745$ با P -مقدار صفر است (جدول ۱-۳). نتیجه این که ریشه واحد با تناوب صفر رد می‌شود. یعنی فرایند فاقد ریشه واحد سالانه است. ضریب متغیر ساخته شده $y_2(-1)$ نیز اختلاف معنی‌داری از صفر دارد. مقدار کوانتیل t بحرانی یک درصد مربوط به ضریب $y_2(-1)$ در جدول B&M برابر $2/48$ است که بزرگ‌تر از مقدار t محاسبه شده $2/97$ است. بنابراین در تناوب π نیز فرایند، فاقد ریشه واحد است. مقدار کوانتیل 90 درصد و 95 درصد بحرانی کمیت تصادفی F ضرایب π_k با زیرنویس‌های زوج و فرد به ترتیب برابر $2/28$ و $2/32$ است، بنابراین فرضیه وجود ریشه واحد در تناوب‌های دیگر نیز رد می‌شود. بنابراین سری زمانی قیمت گوشت مرغ مانا بوده و در مدل‌سازی SARIMA نیازی به تفاضل‌گیری ندارد.

جدول ۱-۳- ریشه واحد در قیمت گوشت مرغ

Dependent Variable: Y13				
Method: Least Squares				
Date: 02/01/05 Time: 22:31				
Sample (adjusted): 1372M03 1384M02				
Included observations: 144 after adjustments				
Convergence achieved after 11 iterations				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0040	2.929716	49.50315	145.0302	C
0.0000	-5.823723	0.127970	-0.745261	Y1(-1)
0.0035	-2.972739	0.076601	-0.227714	Y2(-1)
0.0000	-7.018232	0.112808	-0.791710	Y3(-1)
0.0000	-7.438445	0.070578	-0.524989	Y4(-1)
0.0000	-6.277732	0.062041	-0.389476	Y5(-1)
0.0003	-3.752494	0.161897	-0.607519	Y6(-1)
0.0000	-5.906222	0.518452	-3.062091	Y7(-1)
0.0000	-5.998120	0.055687	-0.334017	Y8(-1)
0.0000	-5.807709	0.669050	-3.885646	Y9(-1)
0.2827	-1.078839	0.106156	-0.114525	Y10(-1)
0.0000	4.307050	0.032143	0.138443	Y11(-1)
0.0000	5.676541	0.233785	1.327091	Y12(-1)
0.0000	-4.657458	0.098956	-0.460885	AR(13)
0.0381	-2.095067	0.094659	-0.198317	AR(18)
0.0313	-2.177800	0.113679	-0.247570	AR(26)
1139.115	Mean dependent var		0.843166	R-squared
1141.601	S.D. dependent var		0.824787	Adjusted R-squared
15.28094	Akaike info criterion		477.8571	S.E. of regression
15.61092	Schwarz criterion		29228468	Sum squared resid
45.87648	F-statistic		-1084.228	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		2.028839	Durbin-Watson stat
.88+.30i	.88-.30i	.95-.16i	.95+.16i	Inverted AR Roots
.66+.70i	.66-.70i	.77-.55i	.77+.55i	
.28+.90i	.28-.90i	.38-.85i	.38+.85i	
-.21+.92i	-.21-.92i	-.03+.97i	-.03-.97i	
-.61+.75i	-.61-.75i	-.45-.81i	-.45+.81i	
-.85+.37i	-.85-.37i	-.82-.50i	-.82+.50i	
	-.95+.10i		-.95-.10i	

جدول ۲-۳- آزمون کنترل تشخیصی برای کفایت مدل

Date: 02/01/05 Time: 22:36						
Sample: 1372M03 1384M02						
Included observations: 144						
						Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA term(s)
Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
	0.1691	-0.034	-0.034	1
	0.2778	0.026	0.027	2
	0.6361	0.051	0.049	3
0.230	1.4400	0.076	0.073	4	* .	* .
0.473	1.4987	-0.017	-0.020	5
0.674	1.5359	-0.024	-0.016	6
0.814	1.5709	-0.023	-0.015	7
0.885	1.7293	0.028	0.032	8
0.936	1.8129	-0.015	-0.023	9
0.956	2.0709	0.043	0.041	10
0.859	3.9836	-0.109	-0.110	11	* .	* .
0.860	4.6904	0.055	0.067	12	. .	* .
0.870	5.2973	-0.055	-0.061	13	. .	* .
0.858	6.2212	-0.077	-0.076	14	* .	* .
0.649	9.6228	-0.141	-0.144	15	* .	* .
0.589	11.262	0.094	0.100	16	* .	* .
0.665	11.271	0.037	0.007	17
0.704	11.661	-0.031	-0.048	18
0.652	13.285	-0.098	-0.098	19	* .	* .
0.421	17.506	0.132	0.158	20	* .	* .
0.352	19.668	-0.099	-0.112	21	* .	* .
0.407	19.799	0.023	0.028	22
0.369	21.492	0.132	0.099	23	* .	* .
0.293	24.011	0.113	0.120	24	* .	* .
0.341	24.116	-0.027	-0.024	25
0.395	24.164	-0.070	-0.016	26	* .	. .
0.431	24.544	0.057	0.046	27
0.488	24.545	-0.040	0.003	28
0.535	24.720	-0.038	-0.031	29
0.585	24.810	0.005	0.022	30
0.486	27.603	-0.054	-0.123	31	. .	* .
0.474	28.838	0.013	0.081	32	. .	* .
0.458	30.146	-0.095	-0.083	33	* .	* .
0.487	30.582	-0.044	-0.048	34
0.523	30.879	0.020	-0.039	35
0.501	32.320	0.054	0.086	36	. .	* .

۳-۲-۳- مشخص‌نمایی، برآورد و پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ

مشخص‌نمایی SARMA قیمت گوشت مرغ به لحاظ تکنیکی دشوارترین و پیچیده‌ترین فرایند در میان سری‌های زمانی مورد مطالعه است. این متغیر به شدت از شرایط بازار و مداخلات دولت در بازار تأثیر پذیرفته است. علاوه بر متغیرهای مجازی فصلی (سال شمسی و قمری) تعدادی از متغیرهای مجازی مربوط به نوسانات شدید نیز در قیمت محصول در مدل‌سازی به کار برده شده است. از میان متغیرهای مجازی فصلی (قمری) تنها ماه رمضان تأثیر معنی‌داری بر قیمت گوشت مرغ دارد و از میان متغیرهای مجازی فصلی شمسی تنها ماه‌های اردیبهشت، خرداد، مرداد، شهریور، دی و بهمن از تأثیر معنی‌داری برخوردارند. علاوه بر این متغیرها، هفت متغیر مجازی نیز برای در نظر گرفتن نوسانات غیرمنظم تعریف شده‌اند. برخلاف دو فرایند قیمت گوشت قرمز و تخم‌مرغ، فرایند گوشت و مرغ به صورت خطی مدل‌سازی (غیرلگاریتمی) شده است. مقدار $AIC=14/87$ است که انتخاب مدل از میان مدل‌های برآورد شده معنی‌دار بر اساس کمترین مقدار این معیار با در نظر گرفتن دقت پیش‌بینی انتخاب شده است. جدول (۳-۳) نتایج برآورد را نشان می‌دهد. جدول همبستگی نگار اجزای پسماند مدار رگرسیون برآورد شده در جدول (۳-۴) آورده می‌شود. $Q(36)=27/19$ است که P مقدار متناظر با وقفه ۳۶ برابر با $0/346$ می‌باشد. در نتیجه نمی‌توان فرضیه نوفه سفید بودن اجزای پسماند را رد کرد. علاوه بر این مدل SARIMA معکوس‌پذیر و ماناست. زیرا معکوس تمام ریشه‌های معادله مشخصه آن کوچک‌تر از واحد بوده یا مدول آن کمتر از واحد است.

جدول ۳-۳- برآورد مدل SARIMA برای قیمت گوشت مرغ

Dependent Variable: CHIKEN				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/05 Time: 19:26				
Sample (adjusted): 1372M04 1384M02				
Included observations: 143 after adjustments				
Convergence achieved after 12 iterations				
Backcast: 1368M06 1372M03				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-13.95608	190.6248	-2660.375	C
0.0004	-3.620593	79.42442	-287.5635	D ORD

0.0027	-3.064915	82.84741	-253.9203	D KHO
0.0000	4.822988	87.38433	421.4536	D MOR
0.0000	4.638196	84.17197	390.4061	D SHA
0.0002	-3.854650	82.84902	-319.3539	D DEY
0.0005	-3.584117	83.47766	-299.1937	D BAH
0.0014	3.264585	103.5470	338.0379	RAMEZAN
0.0000	70.21272	1.408278	98.87900	@TREND
0.0000	6.702402	337.6450	2263.033	DUM1 CHIKEN
0.0000	4.313410	331.8318	1431.327	DUM2 CHIKEN
0.0000	7.232166	316.2492	2287.166	DUM3 CHIKEN
0.0001	-3.921235	245.9309	-964.3528	DUM4 CHIKEN
0.0000	4.794417	212.0843	1016.820	DUM5 CHIKEN
0.0247	2.275439	249.1887	567.0136	DUM7 CHIKEN
0.0000	5.119983	301.8004	1545.213	DUM8 CHIKEN
0.0000	6.886196	0.081018	0.557903	AR(1)
0.0111	-2.581802	0.111189	-0.287068	AR(26)
0.0052	2.850272	0.104121	0.296772	AR(27)
0.0482	-1.996552	0.076916	-0.153567	AR(20)
0.0000	5.929668	0.079729	0.472769	SAR(12)
0.0023	-3.119549	0.094471	-0.294708	MA(15)
0.0747	-1.798526	0.097584	-0.175508	MA(3)
0.0437	-2.039497	0.106331	-0.216861	MA(8)
0.0007	-3.484205	0.089412	-0.311530	MA(18)
0.0007	3.501416	0.084399	0.295514	MA(34)
0.0000	-27.31175	0.032090	-0.876438	SMA(12)
8437.555	Mean dependent var	0.993658	R-squared	
4292.333	S.D. dependent var	0.992236	Adjusted R-squared	
14.87711	Akaike info criterion	378.2037	S.E. of regression	
15.43653	Schwarz criterion	16592408	Sum squared resid	
699.0164	F-statistic	-1036.713	Log likelihood	
0.000000	Prob(F-statistic)	1.747304	Durbin-Watson stat	
.88-.40i	.94	.95+.15i	.95-.15i	Inverted AR Roots
.81+.47i	.81-.47i	.85	.88+.40i	
.62+.71i	.62-.71i	.75-.57i	.75+.57i	
.44+.86i	.44-.86i	.47+.81i	.47-.81i	
.00-.94i	.00+.94i	.21+.95i	.21-.95i	
-.23+.93i	-.23-.93i	-.02-.95i	-.02+.95i	
-.47-.81i	-.47+.81i	-.45+.86i	-.45-.86i	
-.79-.54i	-.79+.54i	-.65+.72i	-.65-.72i	
-.89-.34i	-.89+.34i	-.81-.47i	-.81+.47i	
	-.96-.12i	-.96+.12i	-.94	
.92-.28i	.98-.04i	.98+.04i	.99	Inverted MA Roots
.86+.49i	.87+.41i	.87-.41i	.92+.28i	
.67+.70i	.76+.60i	.76-.60i	.86-.49i	
.49+.86i	.51-.81i	.51+.81i	.67-.70i	
.18-.96i	.34-.89i	.34+.89i	.49-.86i	
-.02+.95i	-.00+.99i	-.00-.99i	.18+.96i	
-.35+.87i	-.16-.98i	-.16+.98i	-.02-.95i	
-.52+.85i	-.49+.86i	-.49-.86i	-.35-.87i	
-.78-.62i	-.65-.69i	-.65+.69i	-.52-.85i	
-.86+.49i	-.84+.42i	-.84-.42i	-.78+.62i	
-.96-.08i	-.93+.27i	-.93-.27i	-.86-.49i	
		-.99	-.96+.08i	

جدول ۳-۴- آزمون کنترل تشخیصی برای کفایت مدل SARIMA

Date: 02/01/05 Time: 22:40						
Sample: 1372M04 1384M02						
Included observations: 143						
Q-statistic probabilities adjusted for 11 ARMA term(s)						
Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
	1.9654	0.116	0.116	1	.*	.*
	2.2294	-0.057	-0.042	2
	3.6345	-0.087	-0.097	3	* .	* .
	4.2754	0.087	0.066	4	.*	. .
	4.3869	0.001	0.027	5
	4.3906	-0.012	-0.005	6
	4.4041	0.028	0.009	7
	5.0776	-0.077	-0.066	8	* .	* .
	6.4310	-0.082	-0.094	9	* .	* .
	6.8224	0.075	0.050	10	.*	. .
	7.1451	0.008	0.045	11
0.007	7.2512	0.015	0.026	12
0.026	7.3204	0.050	0.021	13
0.056	7.5762	-0.055	-0.040	14
0.093	7.9698	-0.041	-0.049	15
0.138	8.3553	0.068	0.049	16	.*	. .
0.209	8.4259	-0.071	-0.021	17	* .	. .
0.251	9.0282	-0.054	-0.060	18	. .	* .
0.316	9.3228	0.100	0.042	19	.*	. .
0.393	9.4911	-0.079	-0.032	20	* .	. .
0.349	11.112	0.120	0.098	21	.*	.*
0.311	12.734	-0.103	-0.097	22	* .	* .
0.174	16.392	0.146	0.146	23	.*	.*
0.224	16.476	-0.050	-0.022	24
0.267	16.808	-0.043	-0.043	25
0.291	17.477	0.103	0.061	26	.*	. .
0.254	19.298	0.060	0.101	27	. .	.*
0.243	20.643	-0.127	-0.086	28	* .	* .
0.231	22.033	-0.017	-0.087	29	. .	* .
0.272	22.255	-0.012	-0.035	30
0.320	22.379	-0.089	-0.026	31	* .	. .
0.297	23.920	-0.052	-0.091	32	. .	* .
0.235	26.405	-0.124	-0.115	33	* .	* .
0.265	26.780	0.074	0.044	34	.*	. .
0.307	26.951	-0.043	-0.030	35
0.346	27.197	-0.041	-0.036	36

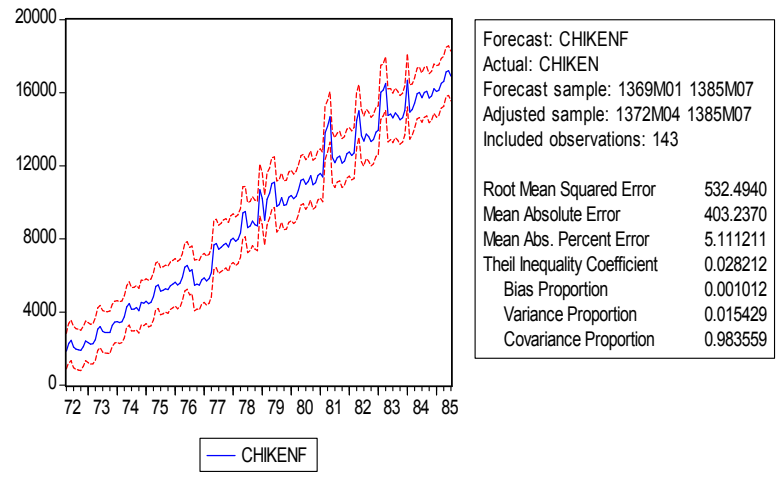
اثرات متقابل تقویمی ماه‌های شمسی و قمری تنها برای ماه رمضان و ماه‌های شمسی معنی‌دار قابل محاسبه است که نتایج این محاسبات در جدول (۳-۵) آورده می‌شود. همزمانی ماه مبارک رمضان با اردیبهشت ماه به مقدار ۵۰ ریال سبب افزایش قیمت گوشت مرغ نسبت به ماه‌های مثلاً اسفند، فروردین و سایر ماه‌های یاد نشده در جدول (۳-۵) می‌گردد. بیشترین تأثیرگذاری بر قیمت گوشت مرغ همزمانی ماه رمضان با ماه‌های مرداد و شهریور است که به ترتیب ۷۵۹ و ۷۲۸ ریال بازای هر کیلوگرم است. روشن است که این تحلیل و محاسبات بدون در نظر گرفتن شوک‌های مربوط به نرخ ارز و افزایش قیمت نهاده‌های تولید است. 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 زمان می‌باشند سبب افزایش قیمت گوشت مرغ می‌گردند.

جدول ۳-۵- کل اثر همزمانی ماه رمضان با ماه‌های شمسی

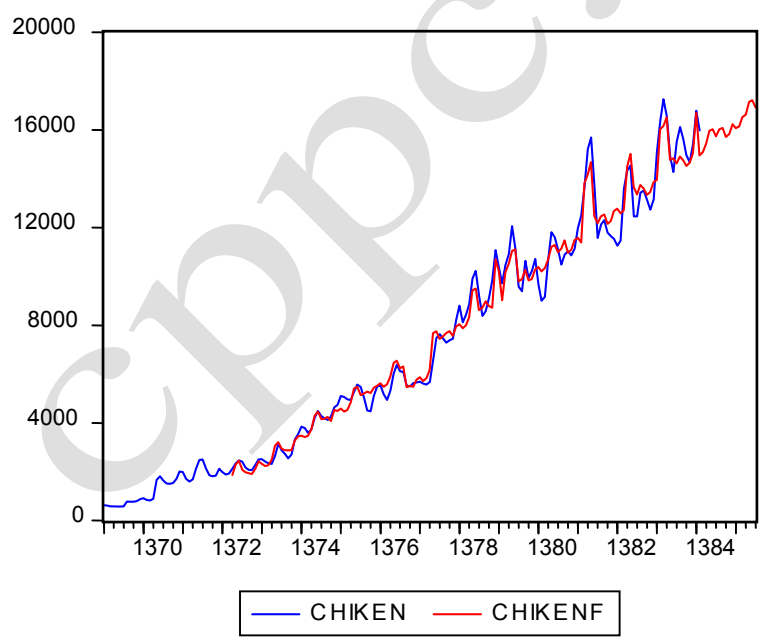
ماه‌های شمسی	پارامتر	ماه رمضان	اثر کل
اردیبهشت	-۲۸۷/۵۶	۳۳۸/۰۴	۵۰/۴۷
خرداد	-۲۵۳/۹۲	۳۳۸/۰۴	۸۴/۱۲
مرداد	۴۲۱/۴۵	۳۳۸/۰۴	۷۵۹/۴۹
شهریور	۳۹۰/۴۰	۳۳۸/۰۴	۷۲۸/۴۴
دی	-۳۱۹/۳۵	۳۳۸/۰۴	۱۸/۶۸
بهمن	-۲۹۹/۱۹	۳۳۸/۰۴	۳۸/۸۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

نسبت نابرابری تایل برای اندازه‌گیری دقت پیش‌بینی مدل برآورد شده برابر با ۰/۰۲۸ است که نشانگر دقت قابل توجه مدل تصریح و برآورد شده می‌باشد (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 (۳-۶) نشان داده شده است.



نمودار ۳-۱- دقت پیش‌بینی مدل SARIMA



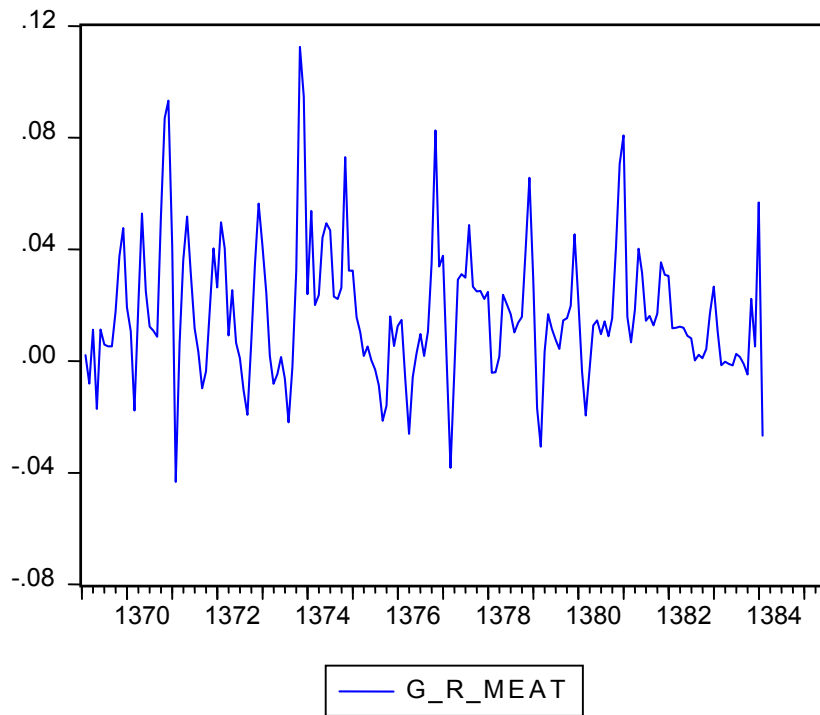
نمودار ۳-۲- پیش‌بینی نقطه‌ای

جدول ۳-۶- پیش‌بینی نقطه‌ای و فاصله‌ای قیمت مرغ

CHIKENF	CHIKENF+2*SE_C	CHIKEN	CHIKENF-2*SE_C	obs
15519.27	16385.72	NA	14652.82	1384M03
15584.68	16581.49	NA	14587.86	1384M04
15453.20	16514.75	NA	14391.65	1384M05
15970.39	16983.86	NA	14956.92	1384M06
15626.04	16613.32	NA	14638.75	1384M07
16553.54	17589.32	NA	15517.76	1384M08
16184.91	17195.02	NA	15174.80	1384M09
15497.68	16477.66	NA	14517.70	1384M10
15524.33	16490.76	NA	14557.90	1384M11
16330.42	17285.53	NA	15375.32	1384M12
16004.64	16996.75	NA	15012.54	1385M01
15880.34	16871.88	NA	14888.80	1385M02
15636.19	16727.21	NA	14545.16	1385M03
16254.06	17359.12	NA	15149.01	1385M04
16642.71	17737.94	NA	15547.49	1385M05
17339.75	18416.37	NA	16263.13	1385M06
16954.17	18013.38	NA	15894.96	1385M07

۳-۲- گوشت قرمز

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 با ضریب چولگی ۰/۹۱ و ضریب کشیدگی ۴/۸۶ است. انحراف معیار نرخ رشد قیمت این کالا ۰/۰۲۴ است که در مقایسه با متغیر قیمت گوشت مرغ از نوسانات کمتری برخوردار است. نمودار (۳-۳) نوسانات نرخ رشد این متغیر را نشان می‌دهد.



نمودار ۳-۳- نوسانات نرخ رشد قیمت گوشت قرمز

۳-۳-۱- بررسی وجود ریشه‌های واحد فصلی در سری زمانی قیمت گوشت قرمز

وجود ریشه‌های واحد فصلی در سری زمانی قیمت خرده فروشی کالاهای گوشت قرمز با استفاده از روش آزمون B&M (۱۹۹۳) آزمون می‌شود. مدل رگرسیون کمکی (۷-۲) به صورت لگاریتمی و با یک جزء ثابت عرض از مبدأ در عنصر خود رگرسیونی مربوط به $\phi^*(B)$ تصریح و پس از انجام آزمون‌های مربوط به نوفه سفید بودن جزء پسماند به عنوان مدل‌های نهایی مناسب برای آزمون ریشه واحد انتخاب می‌شوند. در مشخص‌نمایی اولیه مدل کمکی که به روش OLS برآورد می‌گردد، متغیرهای مجازی فصلی و متغیر روند نیز در مشخص‌نمایی اولیه لحاظ گردیدند. ضرایب هیچ یک از این متغیرها اختلاف معنی‌داری از صفر نداشتند. به همین دلیل در مشخص‌نمایی نهایی از مدل کمکی کنار گذاشته شدند. برای تبدیل جزء اخلاص به یک فرایند تصادفی نوفه سفید دو

جزء (۱۳) AR و (۲۳) AR به سمت راست معادله کمکی اضافه می‌شوند. ضرایب برآورد شده مربوط به π_1 و π_2 دارای علامت منفی بوده و کمیت t متناظر با آن‌ها به ترتیب برابر با $۰/۰۱-۶/۰۱$ و $۰/۴-۲$ است. در مقایسه با جدول مقادیر بحرانی B&M^۱ در ناحیه بحرانی $۰/۰۲۵$ و حتی $۰/۰۱$ نیز (مقادیر جدول به ترتیب برای $\hat{\pi}_1$ و $\hat{\pi}_2$ برابر با $۳/۳۵-۳$ و $۲/۵۱-۲$ است) فرضیه وجود ریشه واحد متناظر با این ضرایب رد می‌شوند. 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 مقدار کمیت تصادفی t مربوط به ضرایب π_3 تا π_{12} معادله کمکی 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 (۷-۳) 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 π ، $\pm \pi/3$ ، $\pm \pi/2$ و $\pm 2\pi/3$ 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 خروجی (۸-۳) نشان داده می‌شود. P -مقدارهای آزمون در تمام وقفه‌ها بیشتر از $۰/۲۵$ است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نوفه سفید بودن نمی‌تواند در سائز آزمون ۵ درصد رد شود و این نشان‌دهنده کفایت مشخص نمایی مدل مشخص شده کمکی است. علاوه بر انجام آزمون‌های آماری یاد شده مراجعه به مُدول معکوس ریشه واحد فرایند برآورد شده نیز نتایج به دست آمده را تأیید می‌کند. زیرا معکوسی ریشه‌های بخش AR کوچک‌تر از واحد است. نتیجه نهایی این است که در فرایند SARIMA مورد مطالعه $d=D=0$ است و فرآیند به $SARIMA(p, 0, Q)/2$ تحویل می‌یابد و بدون تفاضل‌گیری می‌توان مدل SARIMA را برای انجام پیش‌بینی‌های مورد نظر به کار بست.

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

جدول ۷-۳- ریشه واحد در قیمت گوشت قرمز

	Dependent Variable: Y13			
	Method: Least Squares			
	Date: 06/09/05 Time: 18:16			
	Sample (adjusted): 1371M11 1384M02			
	Included observations: 148 after adjustments			
	Convergence achieved after 13 iterations			
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0439	2.034120	0.014395	0.029282	C
0.0000	-6.013422	0.153288	-0.921784	Y1(-1)
0.0178	-2.400502	0.095609	-0.229510	Y2(-1)
0.0000	-6.313967	0.132844	-0.838771	Y3(-1)
0.0000	-7.883015	0.086452	-0.681499	Y4(-1)
0.0000	-8.034046	0.085279	-0.685138	Y5(-1)
0.0002	-3.888767	0.198761	-0.772937	Y6(-1)
0.0000	-5.997480	0.619909	-3.717893	Y7(-1)
0.0000	-6.817692	0.065937	-0.449538	Y8(-1)
0.0000	-6.005186	0.801658	-4.814106	Y9(-1)
0.1143	-1.589426	0.128302	-0.203927	Y10(-1)
0.0000	5.538962	0.034521	0.191212	Y11(-1)
0.0000	5.920158	0.279578	1.655145	Y12(-1)
0.0006	-3.503060	0.084177	-0.294879	AR(13)
0.0032	-2.999303	0.079476	-0.238372	AR(22)
0.203090	Mean dependent var		0.980071	R-squared
0.116924	S.D. dependent var		0.977973	Adjusted R-squared
-5.174244	Akaike info criterion		0.017353	S.E. of regression
-4.870472	Schwarz criterion		0.040051	Sum squared resid
467.1963	F-statistic		397.8941	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		1.996522	Durbin-Watson stat
.84+.36i	.84-.36i	.93-.16i	.93+.16i	Inverted AR Roots
.48-.77i	.48+.77i	.73-.63i	.73+.63i	
-.03-.94i	-.03+.94i	.29+.91i	.29-.91i	
-.53-.80i	-.53+.80i	-.23+.89i	-.23-.89i	
-.87-.41i	-.87+.41i	-.69-.59i	-.69+.59i	
		-.92-.10i	-.92+.10i	

جدول ۸-۳- آزمون کنترل تشخیصی برای کفایت مدل

Date: 02/01/05 Time: 22:59						
Sample: 1371M11 1384M02						
Included observations: 148						
						Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)
Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
	0.2500	-0.041	-0.041	1
	0.2687	0.009	0.011	2
0.257	1.2849	0.082	0.081	3	* .	* .
0.354	2.0752	0.079	0.072	4	* .	* .
0.514	2.2938	0.043	0.038	5
0.596	2.7783	0.052	0.056	6
0.731	2.7957	0.003	0.011	7
0.773	3.2815	0.044	0.055	8
0.855	3.3055	0.003	0.012	9
0.911	3.3410	-0.026	-0.015	10
0.805	5.3290	-0.129	-0.111	11	* .	* .
0.827	5.8558	0.033	0.057	12
0.875	5.9707	0.031	0.026	13
0.662	9.4683	-0.132	-0.145	14	* .	* .
0.484	12.541	-0.148	-0.136	15	* .	* .
0.563	12.546	-0.010	0.005	16
0.355	16.420	-0.131	-0.151	17	* .	* .
0.378	17.124	-0.051	-0.064	18	. .	* .
0.230	20.915	-0.129	-0.148	19	* .	* .
0.249	21.617	-0.048	-0.064	20	. .	* .
0.303	21.629	0.037	0.008	21
0.346	21.891	0.007	-0.039	22
0.291	24.043	-0.047	-0.110	23	. .	* .
0.272	25.550	0.121	0.092	24	* .	* .
0.322	25.557	0.027	0.006	25
0.376	25.557	0.023	-0.001	26
0.390	26.336	-0.032	-0.065	27	. .	* .
0.438	26.464	-0.013	0.026	28
0.459	27.081	0.026	0.057	29
0.508	27.189	-0.003	0.024	30
0.560	27.217	-0.041	-0.012	31
0.610	27.249	-0.042	0.013	32
0.657	27.309	-0.094	-0.018	33	* .	. .
0.693	27.524	-0.151	-0.033	34	* .	. .
0.726	27.744	0.017	0.033	35
0.642	30.462	0.089	0.117	36	* .	* .

۲-۳-۳- پیش‌بینی قیمت گوشت قرمز با استفاده از یک فرآیند SARIMA

در این بخش پیش‌بینی‌های نقطه‌ای و فاصله‌ای برای قیمت گوشت قرمز با در نظر گرفتن متغیرهای مجازی فصلی ماهیانه سال شمسی و اثرات تقویمی سال قمری با استفاده از یک فرآیند SARIMA ارائه می‌گردد. با توجه به این که متغیر قیمت این کالا در لگاریتم ماناست، بنابراین مشخص‌نمایی مدل در لگاریتم صورت می‌گیرد. جدول (۹-۳) نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای مجازی ماه‌های فروردین و 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 سطح معنی‌داری پایین‌تری از قابلیت اعتماد برخوردار است، ولی به دلیل خوبی برازش و به هم ریخته شدن ساختار مدل در صورت حذف آن در مشخص‌نمایی مدل حفظ می‌گردد. متغیر روند زمانی نیز معنی‌دار بوده و ضریب آن مثبت است. بدین معنی که در طول زمان با افزایش قیمت این کالا در بازار مواجه می‌شویم. در میان متغیرهای مجازی مربوط به تقویم قمری تنها ماه رمضان تأثیر معنی‌داری بر قیمت دارد و نشان می‌دهد که در هر ماه رمضان ۰/۰۵۸ به لگاریتم قیمت گوشت قرمز اضافه می‌شود. اثر همزمانی وقوع ماه رمضان و هر یک از ماه‌های شمسی فهرست شده در جدول (۱۰-۳) آورده شده است. این محاسبات با این فرض صورت گرفته‌اند که ماه قمری کاملاً بر یک ماه شمسی انطباق پیدا کند. به طور مثال اگر ماه رمضان با بهمن ماه همزمان باشد، در این صورت قیمت گوشت قرمز به اندازه ۱/۰۲۶ ریال نسبت به سایر فصول افزایش می‌یابد.

نتایج آزمون نوفه سفید بودن جزء پسماند برای بررسی کفایت مدل در جدول (۱۱-۳) آورده می‌شود. مقدار احتمال مربوط به معنی‌داری در وقفه ۳۶ برابر با ۰/۶۷۴ است. با توجه به بزرگ‌تر از ۵ درصد بودن آن فرضیه صفر مربوط به فرضیه نوفه سفید بودن پسماندها نمی‌تواند رد شود و نیز مقدار معکوس ریشه‌های معادله مفسر کمتر از واحد می‌باشند. بنابراین مدل برآورد شده حایز ویژگی‌های مطلوب برای به کارگیری آن در پیش‌بینی قیمت است.

جدول ۹-۳- برآورد مدل SARIMA برای قیمت گوشت قرمز

Dependent Variable: LOG(R MEAT)				
Method: Least Squares				
Date: 07/16/05 Time: 19:06				
Sample (adjusted): 1371M02 1384M02				
Included observations: 157 after adjustments				
Convergence achieved after 25 iterations				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Backcast: 1370M01 1371M01				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	49.64297	0.165735	8.227558	C
0.1025	1.643399	0.003572	0.005870	RAMEZAN
0.0000	15.93461	0.000913	0.014556	@TREND^1.
0.0000	5.872282	0.009581	0.056261	D_FAR
0.0000	5.379111	0.005659	0.030438	D_ORD
0.0022	3.111761	0.006390	0.019885	D_BAH
0.0001	4.078807	0.009585	0.039095	D_ESF
0.0020	-3.149953	0.002152	-0.006779	D_TIR
0.0000	43.05710	0.022197	0.955755	AR(1)
0.0000	-5.410363	0.020475	-0.110776	AR(13)
0.0000	16.01317	0.048841	0.782093	SAR(12)
0.0001	3.965980	0.115478	0.457983	MA(1)
0.0000	-43.10506	0.020986	-0.904624	SMA(12)
9.602343	Mean dependent var	0.999677	R-squared	
0.781683	S.D. dependent var	0.999650	Adjusted R-squared	
-5.532119	Akaike info criterion	0.014631	S.E. of regression	
-5.279054	Schwarz criterion	0.030827	Sum squared resid	
37092.92	F-statistic	447.2713	Log likelihood	
0.000000	Prob(F-statistic)	1.853243	Durbin-Watson stat	
.85+.49i	.97+.14i	.97-.14i	.98	Inverted AR Roots
.49-.85i	.71-.51i	.71+.51i	.85-.49i	
.00+.98i	.36-.75i	.36+.75i	.49+.85i	
-.43+.68i	-.05-.81i	-.05+.81i	-.00-.98i	
-.70+.39i	-.49+.85i	-.49-.85i	-.43-.68i	
-.85+.49i	-.85-.49i	-.79	-.70-.39i	
		-.98		
.50-.86i	.86+.50i	.86-.50i	.99	Inverted MA Roots
-.46	-.00-.99i	.00+.99i	.50+.86i	
-.86-.50i	-.86+.50i	-.50-.86i	-.50+.86i	
		-.99		

**جدول ۱۰-۳- تأثیر ماه رمضان بر متوسط قیمت گوشت قرمز
در ماه‌های منتخب شمسی**

ماه‌های شمسی	مقدار پارامتر	رمضان	کل تأثیر 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

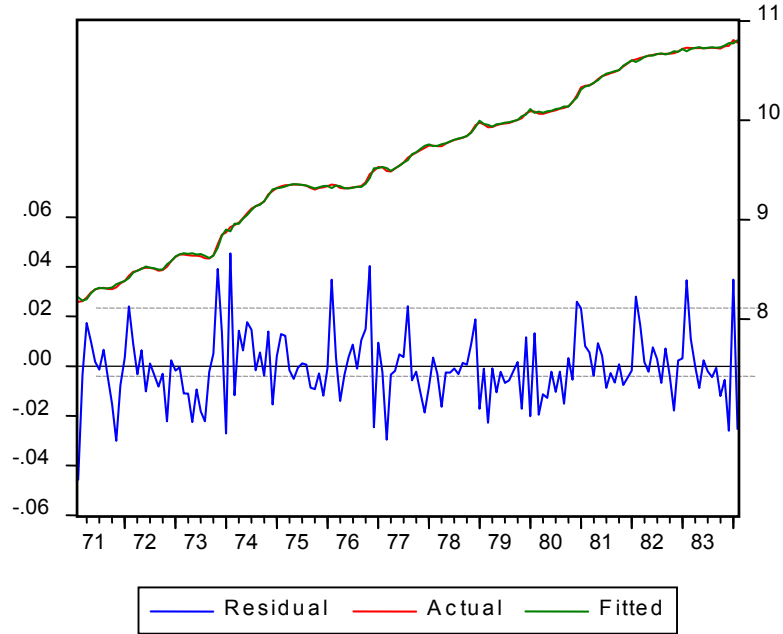
مأخذ: محاسبات پژوهش

۳-۳-۳- پیش‌بینی‌های نقطه‌ای و فاصله‌ای

این پیش‌بینی به وسیله برازش مدل برآورد شده برای داده‌های متغیرهای توضیحی و جایگزاری متوالی پویا به دست می‌آید. نتایج پیش‌بینی نقطه‌ای در جدول (۱۲-۳) آورده می‌شود. معیارهای دقت پیش‌بینی نظیر ضریب نابرابری تایل^۱ و میانگین قدر مطلق خطاها نیز در این جدول آورده 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. به طور مثال قیمت در ماه‌های اسفند ۸۳ و فروردین ۸۴ به ترتیب برابر با ۵۲۱۴۱ و ۵۳۶۵۵ در کنار پیش‌بینی‌های نقطه‌ای، پیش‌بینی‌های فاصله‌ای نیز به کمک انحراف معیار پیش‌بینی به صورت کران پایین و بالای پیش‌بینی نقطه‌ای در جدول (۱۲-۳) ارائه می‌شود. بر اساس 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.

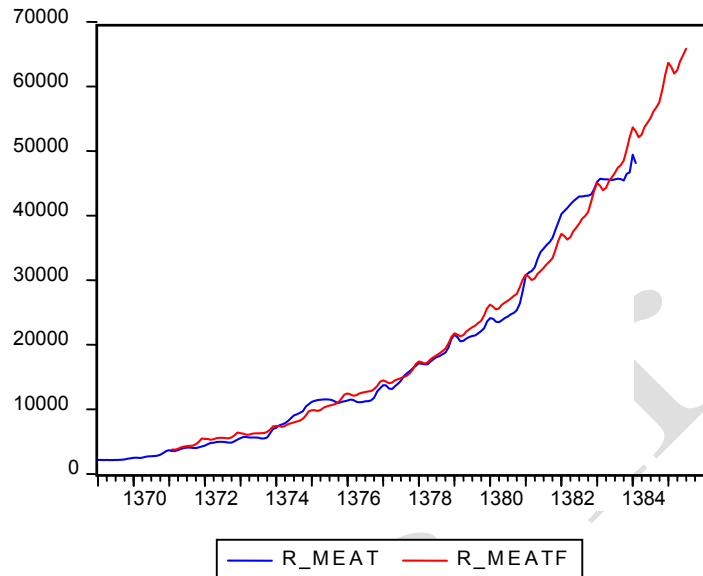
جدول ۱۱-۳- آزمون کنترل تشخیصی برای کفایت مدل SARIMA

Date: 02/01/05 Time: 23:05						
Sample: 1371M02 1384M02						
Included observations: 157						
Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA term(s)						
Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
	0.1289	0.028	0.028	1
	2.2489	0.114	0.115	2	. *	. *
	2.8098	-0.066	-0.059	3	*. .	*. .
	2.8333	-0.022	-0.012	4
	2.9290	-0.009	-0.024	5
0.034	4.5115	-0.099	-0.098	6	*. .	*. .
0.104	4.5261	-0.002	-0.009	7
0.210	4.5262	0.022	0.001	8
0.202	5.9595	0.082	0.092	9	. *	. *
0.308	5.9791	-0.022	-0.011	10
0.406	6.1572	0.012	0.032	11
0.507	6.2852	0.032	0.027	12
0.489	7.4483	-0.094	-0.082	13	*. .	*. .
0.553	7.8170	-0.043	-0.046	14
0.624	8.0524	0.007	-0.037	15
0.547	9.8137	0.105	0.100	16	. *	. *
0.466	11.753	-0.117	-0.104	17	*. .	*. .
0.547	11.765	-0.033	-0.008	18
0.592	12.173	-0.022	-0.047	19
0.664	12.197	-0.010	0.011	20
0.727	12.241	0.015	0.015	21
0.646	14.299	-0.084	-0.105	22	*. .	*. .
0.611	15.734	-0.104	-0.088	23	*. .	*. .
0.645	16.185	0.078	0.049	24	. *	. .
0.692	16.394	0.029	0.033	25
0.682	17.480	0.068	0.075	26	. *	. *
0.576	20.113	0.109	0.117	27	. *	. *
0.597	20.747	0.020	0.057	28
0.630	21.142	0.029	0.045	29
0.676	21.288	0.037	0.027	30
0.727	21.289	0.014	-0.002	31
0.724	22.269	-0.076	-0.070	32	*. .	*. .
0.651	24.581	-0.082	-0.107	33	*. .	*. .
0.601	26.451	-0.071	-0.096	34	*. .	*. .
0.650	26.483	0.019	0.012	35
0.674	26.965	-0.104	-0.048	36	*. .	. .



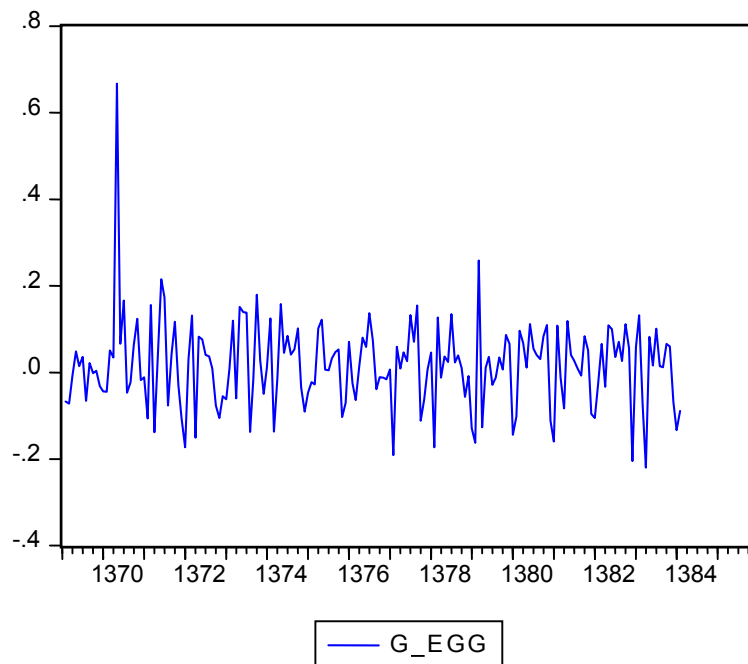
جدول ۱۲-۳- پیش‌بینی نقطه‌ای و فاصله‌ای قیمت گوشت قرمز

R_MEATF	R_MEATF+2*SE_M	R_MEAT	R_MEATF-2*SE_M	Obs
66228.91	74621.81	NA	57836.01	1385M06
67931.17	76574.65	NA	59287.68	1385M07
46682.56	48098.25	NA	45266.87	1384M03
47099.59	49531.63	NA	44667.55	1384M04
48281.28	51432.83	NA	45129.73	1384M05
49120.74	52837.76	NA	45403.71	1384M06
50083.78	54296.47	NA	45871.08	1384M07
51338.64	56024.97	NA	46652.30	1384M08
52453.58	57570.80	NA	47336.37	1384M09
53599.62	59122.31	NA	48076.92	1384M10
56267.24	62337.79	NA	50196.68	1384M11
59068.35	65713.09	NA	52423.61	1384M12
61609.12	68780.86	NA	54437.37	1385M01
61224.56	68569.43	NA	53879.70	1385M02
60906.05	68403.20	NA	53408.90	1385M03
62262.36	70039.55	NA	54485.16	1385M04
64544.11	72677.66	NA	56410.55	1385M05



۴-۳- تخم مرغ

در این بخش همانند متغیر قیمت گوشت مرغ و قرمز یک مدل SARIMA برای سری زمانی قیمت تخم مرغ ساخته شده، سپس قیمت‌های آینده به صورت نقطه‌ای و فاصله‌ای پیش‌بینی می‌گردند. این متغیر در سال‌های اخیر و به‌ویژه در ماه‌های منتهی به اوایل سال 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، به‌طوری که متوسط نرخ رشد آن در حدود $0/016479$ با حداکثر مقدار رشد $0/667183$ و کمترین نرخ رشد آن معادل $0/220006$ - بوده است. انحراف معیار رشد برابر با $0/10150$ و با ضریب چولگی $1/294281$ و ضریب کشیدگی $11/67918$ است. نمودار (۳-۴) نوسانات نرخ رشد این متغیر را نشان می‌دهد.



نمودار ۳-۴- نمودار نرخ رشد قیمت تخم مرغ

۳-۴-۱- بررسی وجود ریشه واحد فصلی در سری زمانی قیمت تخم مرغ

وجود ریشه واحد فصلی برای سری زمانی قیمت تخم مرغ در سطح لگاریتم آزمون می‌گردد. هیچ یک از متغیرهای فصلی شمسی تأثیر معنی‌داری در مدل مشخص شده برای آزمون ریشه‌های واحد ندارند. نتایج مدل برآورد شده نشان می‌دهد که برای هیچ یک از تناوب‌ها و نیز تناوب صفر (سالانه) ریشه واحد ندارد و فرضیه وجود ریشه واحد رد می‌شود (جدول ۳-۱۲). این آزمون برای حصول اطمینان از نوفه سفید بودن جزء اختلال مدل برآورد شده رگرسیون کمکی با استفاده از آزمون یونگ و باکس صورت گرفته و نتیجه آن در جدول (۳-۱۳) آورده شده است. ستون آخر نشان می‌دهد که مقدار احتمال (P مقدارها) بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشند، در نتیجه نمی‌توان فرضیه صفر نوفه سفید بودن را رد کرد. به‌طور خلاصه می‌توان نتیجه گرفت که $d=D=0$ است و نیازی به تفاضل‌گیری نیست و فرایند تصادفی قیمت تخم مرغ یک فرایند تصادفی فصلی $SARIMA(p,0,q)(P,0,Q)_{12}$

است. در بخش بعد مقادیر پارامترهای فرایند SARIMA تعیین می شوند.

جدول ۱۲-۳ - بررسی وجود ریشه واحد برای قیمت تخم مرغ

Dependent Variable: Y13				
Method: Least Squares				
Date: 06/01/05 Time: 13:56				
Sample (adjusted): 1371M12 1384M02				
Included observations: 147 after adjustments				
Convergence achieved after 15 iterations				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0473	2.003526	0.387695	0.776757	C
0.0000	-5.682352	0.105158	-0.597545	Y1(-1)
0.0987	-1.663903	0.052476	-0.087315	Y2(-1)
0.0000	-6.323596	0.096335	-0.609186	Y3(-1)
0.0000	-6.961201	0.056544	-0.393616	Y4(-1)
0.0000	-6.247301	0.050624	-0.316260	Y5(-1)
0.0002	-3.855200	0.129019	-0.497393	Y6(-1)
0.0000	-5.745292	0.428671	-2.462839	Y7(-1)
0.0000	-7.182119	0.051237	-0.367991	Y8(-1)
0.0000	-5.384771	0.556340	-2.995763	Y9(-1)
0.9261	0.092961	0.085970	0.007992	Y10(-1)
0.5357	0.621117	0.042011	0.026094	Y11(-1)
0.0000	4.730053	0.197668	0.934982	Y12(-1)
0.0019	3.176065	0.024886	0.079038	D_KHO
0.0000	5.632022	0.026026	0.146579	D_MOR
0.0023	3.106968	0.030709	0.095413	D_SHA
0.0006	3.534355	0.032477	0.114786	D_ABA
0.0000	5.033933	0.031686	0.159503	D_MEH
0.0007	3.484795	0.032592	0.113577	D_AZA
0.0000	4.241075	0.030729	0.130326	D_DEY
0.0390	2.086105	0.029580	0.061707	D_BAH
0.0424	2.051085	0.000897	0.001841	@TREND
0.0648	-1.863194	0.076796	-0.143087	AR(22)
0.1483	1.454821	0.076187	0.110838	AR(23)
0.171836	Mean dependent var		0.838561	R-squared
0.156333	S.D. dependent var		0.808374	Adjusted R-squared
-2.377580	Akaike info criterion		0.068435	S.E. of regression
-1.889346	Schwarz criterion		0.576053	Sum squared resid
27.77821	F-statistic		198.7521	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		2.041411	Durbin-Watson stat
.78+.41i	.78-.41i	.84-.16i	.84+.16i	Inverted AR Roots
.46+.79i	.65-.62i	.65+.62i	.76	
-.03-.93i	.23+.89i	.23-.89i	.46-.79i	
-.52-.78i	-.29+.89i	-.29-.89i	-.03+.93i	
-.86-.38i	-.72+.60i	-.72-.60i	-.52+.78i	
	-.93+.13i	-.93-.13i	-.86+.38i	

جدول ۱۳-۳- آزمون کنترل تشخیصی برای کفایت مدل

Date: 06/01/05 Time: 13:59					
Sample: 1371M12 1384M02					
Included observations: 147					
					Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)
Prob	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation
	0.1058	-0.027	-0.027	1	. .
	0.2983	-0.036	-0.036	2	. .
0.570	0.3223	-0.015	-0.013	3	. .
0.849	0.3276	0.004	0.006	4	. .
0.944	0.3803	-0.019	-0.018	5	. .
0.969	0.5420	0.031	0.032	6	. .
0.984	0.6847	0.031	0.030	7	. .
0.994	0.7031	0.014	0.011	8	. .
0.998	0.7144	0.012	0.008	9	. .
0.983	1.9423	0.090	0.088	10	.* .
0.990	2.1072	-0.025	-0.032	11	. .
0.992	2.4034	0.049	0.043	12	. .
0.964	4.1809	-0.105	-0.104	13	* .
0.979	4.2056	-0.017	-0.012	14	. .
0.989	4.2190	0.002	0.009	15	. .
0.990	4.6922	0.043	0.053	16	. .
0.965	6.7364	-0.113	-0.110	17	* .
0.969	7.1875	-0.061	-0.052	18	* .
0.980	7.2686	0.013	0.022	19	. .
0.985	7.5251	0.035	0.039	20	. .
0.989	7.7373	0.048	0.035	21	. .
0.912	12.128	-0.174	-0.158	22	* .
0.740	16.524	0.192	0.158	23	.* .
0.784	16.615	0.020	0.023	24	. .
0.692	19.153	-0.103	-0.119	25	* .
0.683	20.239	0.070	0.077	26	.* .
0.584	22.882	0.142	0.120	27	.* .
0.639	22.887	0.022	0.005	28	. .
0.674	23.196	-0.033	-0.041	29	. .
0.586	25.758	-0.171	-0.117	30	* .
0.490	28.519	0.137	0.121	31	.* .
0.533	28.710	0.003	-0.032	32	. .
0.582	28.760	-0.051	0.016	33	. .
0.599	29.391	-0.060	-0.057	34	* .
0.569	30.951	0.070	0.089	35	.* .
0.306	37.649	-0.195	-0.184	36	** .

۲-۴-۳- برآورد و پیش‌بینی مدل SARIMA قیمت تخم‌مرغ

با در نظر گرفتن متغیرهای فصلی و روند، در جدول (۱۴-۳) نتایج به دست آمده از برآورد مدل SARIMA درج شده است. برخلاف دو فرایند تحلیل شده قبل تعداد متغیرهای مجازی مربوط به فصل‌های سال شمسی تأثیر گذار بر قیمت تخم‌مرغ بیشتر است. معیار انتخاب مدل، از میان مدل‌های برآورد شده رقیب براساس AIC در برآورد و محک نبرابری تایید در پیش‌بینی است. افزایش قیمت در ماه‌های معتدل و سرد سال مثبت بوده و در ماه‌های گرم سال رشد قیمت منفی است. به‌طور مثال در تیرماه در مقایسه با اسفندماه با فرض ثابت بودن سایر شرایط لگاریتم قیمت $0/14-$ واحد کوچک‌تر است و در مقایسه با آن بیشترین افزایش قیمت در مقایسه با اسفندماه در دی ماه با $0/092+$ واحد در مقیاس لگاریتم است. همانند دیگر متغیرها ضریب متغیر روند مثبت و معنی‌دار است. از میان ماه‌های قمری تنها ماه ذیحجه تأثیر معنی‌داری در قیمت این کالا دارد و سرانجام این که $P=Q=0$ است و بخش تصادفی فصلی فرایند برابر صفر است. ریشه معادله شاخصه فرایند برآورد شده کوچک‌تر از واحد است، یعنی فرایند ماناست. فرضیه نوفه سفید بودن اجزای پسماند مدل برآورد شده نمی‌تواند رد شود، بنابراین مدل برآورد شده قابلیت به‌کارگیری برای اهداف پیش‌بینی است (جدول ۱۵-۳).

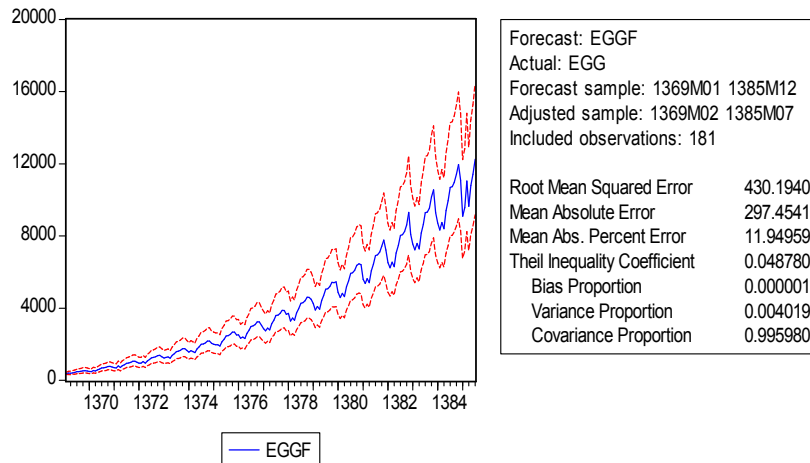
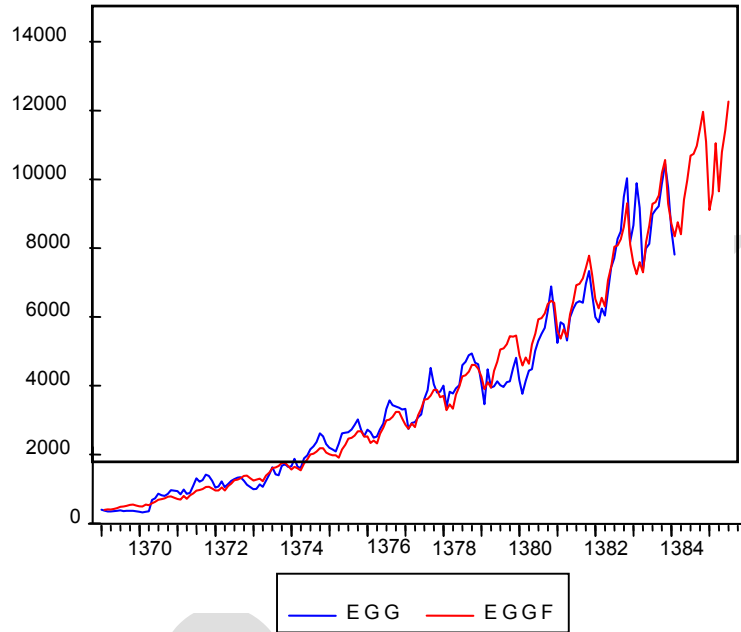
جدول ۱۴-۳- برآورد مدل SARIMA برای قیمت تخم مرغ

Dependent Variable: LOG(EGG)				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/05 Time: 13:37				
Sample (adjusted): 1369M02 1384M02				
Included observations: 181 after adjustments				
Convergence achieved after 6 iterations				
Backcast: 1366M09 1369M01				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	71.87067	0.076680	5.511031	C
0.0005	-3.572095	0.021218	-0.075794	D_FAR
0.0000	-4.954962	0.026407	-0.130844	D_ORD
0.0003	-3.719075	0.025535	-0.094965	D_KHO
0.0329	-2.151891	0.021137	-0.045485	D_MOR
0.0000	-5.565931	0.026388	-0.146875	D_TIR
0.0529	1.950438	0.026581	0.051845	D_ABA
0.0177	2.395830	0.025736	0.061660	D_AZA
0.0007	3.449996	0.026633	0.091885	D_DEY
0.0004	3.602178	0.021151	0.076190	D_BAH
0.0060	2.785694	0.021187	0.059020	D_MEH
0.0000	33.76544	0.005299	0.178936	@TREND^58
0.0001	3.916525	0.022182	0.086876	ZIHAJEH
0.0000	14.60103	0.051490	0.751800	AR(1)
0.0016	3.212805	0.066223	0.212762	MA(1)
0.0036	2.958050	0.062050	0.183546	MA(27)
0.0099	-2.609875	0.065659	-0.171362	MA(29)
0.0000	-4.840778	0.060576	-0.293234	MA(22)
0.0005	3.547208	0.068609	0.243371	MA(6)
0.0013	-3.276930	0.062543	-0.204948	MA(25)
7.832321	Mean dependent var		0.994636	R-squared
0.917263	S.D. dependent var		0.994003	Adjusted R-squared
-2.347506	Akaike info criterion		0.071031	S.E. of regression
-1.994081	Schwarz criterion		0.812304	Sum squared resid
1571.370	F-statistic		232.4493	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		1.971455	Durbin-Watson stat
			.75	Inverted AR Roots
.80+.52i	.91+.26i	.91-.26i	.95	Inverted MA Roots
.65-.71i	.74+.35i	.74-.35i	.80-.52i	
.26+.91i	.45+.83i	.45-.83i	.65+.71i	
-.16-.98i	.06+.98i	.06-.98i	.26-.91i	
-.60-.74i	-.40+.90i	-.40-.90i	-.16+.98i	
-.82+.51i	-.65-.57i	-.65+.57i	-.60+.74i	
-.92+.30i	-.90+.07i	-.90-.07i	-.82-.51i	
			-.92-.30i	

جدول ۱۵-۳- آزمون کنترل تشخیصی برای کفایت مدل SARIMA

Date: 02/01/05 Time: 23:22						
Sample: 1369M02 1384M02						
Included observations: 181						
						Q-statistic probabilities adjusted for 7 ARMA term(s)
Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
	0.0250	0.012	0.012	1
	0.1141	-0.022	-0.022	2
	1.9577	0.100	0.100	3	. *	. *
	2.0747	0.022	0.025	4
	2.9169	0.072	0.067	5	. *	. *
	2.9756	-0.028	-0.018	6
	3.0634	-0.022	-0.021	7
0.045	4.0137	0.056	0.070	8	. .	. *
0.129	4.0937	-0.022	-0.020	9
0.251	4.0958	0.001	-0.003	10
0.270	5.1719	-0.086	-0.074	11	* .	* .
0.318	5.8770	0.068	0.060	12	. *	. .
0.435	5.8973	-0.026	-0.010	13
0.377	7.5186	-0.067	-0.090	14	* .	* .
0.462	7.7158	-0.038	-0.031	15
0.562	7.7253	0.010	0.007	16
0.559	8.7157	-0.066	-0.070	17	* .	* .
0.471	10.669	-0.089	-0.098	18	* .	* .
0.555	10.702	0.037	0.013	19
0.630	10.777	-0.024	-0.019	20
0.700	10.822	0.007	-0.015	21
0.673	12.073	0.089	0.077	22	. *	. *
0.739	12.076	0.028	0.004	23
0.746	12.850	0.051	0.061	24
0.792	12.996	0.009	0.026	25
0.779	14.072	-0.061	-0.071	26	* .	* .
0.813	14.332	-0.064	-0.035	27	* .	. .
0.855	14.339	-0.017	0.005	28
0.889	14.341	-0.009	-0.003	29
0.747	18.194	-0.129	-0.133	30	* .	* .
0.754	18.967	0.066	0.059	31	. *	. .
0.798	18.973	-0.033	-0.005	32
0.791	20.020	-0.036	-0.068	33	. .	* .
0.727	22.205	0.096	0.098	34	. *	. *
0.757	22.510	0.054	0.037	35
0.778	22.976	-0.044	-0.045	36

مقدار ضریب نابرابری تایل ۰/۰۴۸ است و این نشانگر دقت بالای پیش‌بینی مدل استخراج شده است. حداکثر مقدار قیمت (کران بالا) در مهرماه ۱۳۸۴ بازای هر کیلوگرم ۱۲۶۷۳/۹۷ و کران پایین معادل ۷۵۷۳/۴۱۹ ریال بابرآورد نقطه‌ای ۱۰۱۲۳/۶۹ ریال پیش‌بینی می‌گردد. جزئیات مربوط به پیش‌بینی تا مهرماه ۱۳۸۵ در جدول (۱۶-۳) آمده است.



نمودار ۵-۳- دقت پیش‌بینی مدل SARIMA

جدول ۱۶-۳- پیش‌بینی نقطه‌ای و فاصله‌ای برای قیمت تخم مرغ

EGGF	EGGF+2*SE_E	EGG	EGGF-2*SE_E	obs
8222.513	9448.993	NA	6996.033	1384M03
8009.652	9654.840	NA	6364.463	1384M04
9387.490	11553.33	NA	7221.646	1384M05
9836.892	12238.34	NA	7435.439	1384M06
10123.69	12673.97	NA	7573.419	1384M07
10381.05	13038.66	NA	7723.436	1384M08
10535.69	13326.58	NA	7744.800	1384M09
10951.72	13906.16	NA	7997.285	1384M10
11318.73	14411.50	NA	8225.953	1384M11
10302.26	13133.25	NA	7471.274	1384M12
8674.574	11131.61	NA	6217.535	1385M01
9414.230	12056.32	NA	6772.137	1385M02
10760.93	13776.51	NA	7745.350	1385M03
9742.290	12471.58	NA	7012.999	1385M04
11533.34	14749.27	NA	8317.410	1385M05
12096.99	15459.92	NA	8734.068	1385M06
12175.17	15563.70	NA	8786.639	1385M07

نتیجه‌گیری

در این تحقیق فرایندهای تصادفی مربوط به قیمت سه کالای اصلی و پروتئینی در سبد مصرفی خانوارهای شهری در شهر تهران با استفاده از تکنیک فرایندهای خود همیشه با میانگین لغزان باکس و جنکینز مدل‌سازی و برآورد شده‌اند. برای آزمون، مرتبه انباشتگی تکنیک بیولیو و میران (۱۹۹۳) مورد استفاده قرار گرفت. 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 شد. نتایج به‌دست 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 بالاتر برخوردار می‌باشند. کالای گوشت قرمز دارای مسیر زمانی روندی بوده و علی‌رغم معنی‌دار بودن اثرات تقویمی این اثرات از نوسان اندکی برخوردارند.

cbpc.ir

فهرست منابع

- باکس و جی. ای. پی. و. جی. ام. جنکینز (۱۹۷۶)، تحلیل سری‌های زمانی: پیش‌بینی و کنترل، ترجمه محمدرضا مشکانی، دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۱.
- بیرشک، احمد، گاهنامه تطبیقی سه هزار ساله، شرکت انتشارات علمی و فرهنگی، ۱۳۶۷.
- ویلیام. دبلیو. اس. وی. ا، تحلیل سری‌های زمانی، روش‌های یک متغیری و چند متغیری، ترجمه حسینعلی نیرومند. دانشگاه فردوسی مشهد، ۱۳۷۶.
- Aguirre, A (2000), Testing for Seasonal Unit Root Using Monthly Data, Working Paper.
- Beaulien J., Joseph and Jeffmy A. Miron (1993) Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data, Journal of Econometrics, Vol. 55.
- Bell, W. R. and Hillmer, M. (1983). Modeling Time Series with Calendar Variation, Journal of the American Statistical Association, 78.
- David F. Findley and Catherine C. Hood, X-12-ARIMA and its Application to Some Italian Indicator Series, U.S. Bureau of the Census.
- 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.
- Findley D.F. and R.J. Souknp (), Modeling and Model Selection for Moving Holidays, Working Paper, Washington, DC. 20233-9100.
- Findley. D. F, On the Unbiasedness Property of AIC for Exact or Approximating

- linear Stochastic Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis*, 6, 1985.
- Ghysels E. and D.R. Osborn (2001), *the Econometric Analysis of Seasonal Time Series*, Cambridge University Press.
- Hasza, D.P. and W. Fuller (1982), Testing for Nonstationarity Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models, *Annals of Statistics*, Vol. 10.
- Hurvich, C.M. and Tsay, C.L. (1989). Regression and Time Series Modeling in Small Samples, *Biometrika*, 76.
- Hylleberg, S., Engle, C.W.J. Granger, and B.S. Yoo, (1990), Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, Vol. 44.
- Jin-Lung Lin, Tian-Syh Liu, *Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan*, Institute of Economics, Academia Sinica.
- Luisa Burck and Yuri Gubman , Pre-adjustment in X12-ARIMA , Israel Central Bureau of Statistics (2002).
- Mills, T.C. (1999); “The Econometric Modeling of Financial Time Series”, Cambridge University Press.
- Peter Reinhard Hansen and Asger Lunde, Testing the Significance of Calendar Effects, Working Paper No. 2003-03, January, 2003.
- Riazuddin, R. and M.H. Khan 2002, “Detection and Forecasting of Islamic Calendar Effects in Time Series Data”, Data, State Bank of Pakistan, Working Paper No.2.