مجله تحقيقات اقتصادی / شماره ۷۳ / خرداد و تير ۱۳۸۵ / صفحات ۳۲۸-۲۹۵

تحليل اثرات تقويمي در نوسانات قيمت برخي از كالاهاي اساسي (مطالعة موردي: داده‌هاي فصلي قيمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ)

غلامرضا كشاورز حداد[1]

تاريخ دريافت: ۸۴/۵/۲۲ تاريخ پذيرش: ۸۴/۹/۱۵

چكيده:

تقويم, اثر تعيين‌كننده‌اي بر شكل‌گيري رفتار متغيرهاي اقتصادي دارد. در ايران دو نوع روز شمار قمري و شمسي به‌طور رسمي پذيرفته شده‌اند. هر يك از اين تقويم‌ها به نوبة خود داراي اثر تعيين‌كننده‌اي بر سطح متغيرهاي اقتصادي اند. هدف اين پژوهش ارائة الگوي سري زماني فصلي به روش باكس و جنكينز با در نظر گرفتن اثرات تقويمي, براي پيش بيني سطح قيمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ در مناطق شهري (مورد خاص شهر تهران) است. داده‌هاي مورد استفاده, مقدار هر يك از متغيرهاي ياد شده براي دوره ۱۳۶۹:۰۱ تا ۱۳۸٤:۰۲ و نيز برخي از متغيرهاي مجازي مربوط به ماه‌هاي شمسي و قمري است. براي تعيين مرتبة انباشتگي فرايندهاي مورد مطالعه, از تكنيك آزمون فرضية بيوليو و ميران (۱۹۹۳) استفاده شده است. هيچ يک از متغيرها نامانا نبوده و اثرات تقويمي بعضي از ماه‌هاي شمسي و قمري اختلاف معني‌داري از صفر دارند. اين تحقيق در چارچوب تحليلي به كار گرفته شده, اولين تحقيقي است كه در كشور براي داده‌هاي ماهيانه صورت مي‌گيرد.

طبقه‌بندي **JEL**: C49, C53.

كليد واژه‌ها:SARIMA، ريشه‌هاي واحد فصلي، داده‌هاي ماهيانه، اثرات تقويم.

۱- استاديار گروه اقتصاد- دانشگاه صنعتي شريف

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

★ در انجام اين تحقيق از همكاري بسيار خوب مزدک محتشم، دانشجوي كارشناسي ارشد علوم اقتصادي دانشگاه صنعتي شريف برخودار بوده‌ام.

۱- مقدمه

تقويم, اثر تعيين كننده‌اي بر رفتار فرهنگي، اجتماعي و اقتصادي مردم دارد. شناسايي اثرات تقويمي و فصلي در داده هاي سري زماني جوامع داراي آيين مسيحي، يهودي، مسلمان، بودايي و ... موضوع تحقيقاتي است كه در آنها اين تكنيك با وسعت به كار بسته شده است. تشخيص اثرات تقويمي و فصلي در داده‌هاي سري‌هاي زماني جوامع مسيحي يك زمينة مطالعاتي شناخته شده در علم آمار است. روش‌هاي متعددي كه توسط بريو[1] (۱۹٦۹) ايالات متحدة آمريكا، در مركز آمار كانادا (۱۹۷۹) و بانک اسپانيا (۱۹۹۷) ارائه شده‌اند، در تحقيقات مختلف, براي شناسايي الگوهاي فصلي و اثرات تقويمي ميلادي مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. بعضي از اين روش‌ها داراي شرايط و قيدهايي براي تشخيص اثرات تعطيلات مسيحي عيد پاک نيز هستند، كه براساس تقويم كليسايي[2] تنظيم مي‌شوند. همچنين روش‌هاي آماري گوناگوني توسط بانك اسراييل (۱۹۷۹) براي تشخيص و اندازه‌گيري اثرات جشنواره‌هاي مذهبي يهودي نظير پاسور[3] به‌كار بسته شده‌اند. با اين همه، روش‌هاي تشخيص و تعديل اثرات مناسبت‌هاي مذهبي اسلامي و ايام مهم آن, هنوز در مراحل ابتدايي خود قرار دارد. به كارگيري روش‌هاي متعارف مدل‌هاي ARIMA نظير X-۱۱ يا X -۱۲ نمي‌تواند اثرات فصل قابل شناسايي را آشكار كند و در بعضي موارد عوامل فصلي تحريف شده‌اي را در داده‌هاي سري‌زماني كشورهاي اسلامي نتيجه مي‌دهد[4].

در كشور ما دو نوع تقويم شمسي و قمري به‌صورت رسمي پذيرفته شده است. عمدة فعاليت‌هاي اقتصادي و برنامه هاي رسمي براساس تقويم شمسي شكل مي‌گيرند, ولي روز شمار قمري نيز در شكل گيري عاملان اقتصادي تاثير چشم‌گيري دارد. شناخت اثرات اين دو نوع تقويم بر فعاليت‌هاي اقتصادي و نيز

1- Bureau Census.
2 - Ecclesiastical.
3- Passover.
4-Riazuddin, R. (January 2002);

سطح قيمت‌ها يكي از موضوعات مهم تحقيقي در بحث سري‌هاي زماني فصلي است؛ زيرا از مهمترين ويژگي‌هاي تقويم قمري لغزان بودن آن در مقايسة با تقويم خورشيدي است. اين خاصيت تقويم قمري، اندازه‌گيري تأثير مناسبت‌ها را بر فعاليت‌هاي اقتصادي, براساس تقويم خورشيدي پيچيده مي سازد. به‌طور مثال، مقدار تقاضاي برخي از اقلام خوراكي در ماه رمضان, يا قيمت احشام براي ماه ذيحجه افزايش، و از سوي ديگر در طول ماههاي محرم و صفر بسياري از فعاليت‌هاي اقتصادي كاهش مي‌يابند. علاوه بر اين در تقويم خورشيدي هم مناسبت‌هايي وجود دارند كه تأثير چشم گيري بر مقدار تقاضا و در نتيجه قيمت‌ها دارند، در روزهاي پيش از نوروز تقاضا براي نيروي كار، مواد اوليه و نيز كالاهاي مصرفي افزايش پيدامي‌كند و در مقابل، فروردين و ارديبهشت ماه‌هاي ركود فعاليت‌هاي اقتصادي و شهريور و مهر ماه هر سال، فصل افزايش قيمت لوازم التحرير و كتاب است. بنابراين سطح قيمت‌ها و فعاليت‌هاي اقتصادي در ايران از دو تقويم تاثير مي‌پذيرد، كه يكي نسبت به ديگري لغزان است.

در صورت امكان دسترسي به مقدار تقاضا شده براي هر يك از اقلام كالاهاي اساسي، پيش بيني مقدار نوسانات ناشي از فصل (اثرات تقويمي), مي تواند با استفاده از تكنيك‌هاي سري زماني _ فصلي صورت گيرد، ولي داده و روشي براي اندازه‌گيري مقدار تقاضا شده از كالاها و آن هم به‌طور ماهيانه در كشور وجود ندارد، بنابراين تمركز اين تحقيق بر پيش بيني اثرات تقويمي در قيمت كالاهاي منتخب خواهد بود. نتايج اين تحقيق نشان خواهد داد كه در فصل‌هاي آتي، در فعاليت‌هاي مختلف، قيمت اقلام مورد مطالعه تا چه اندازه مي توانند نوسان داشته باشند.

در چارچوب مدل‌سازي اثرات تقويمي (عيد پاك)، بل و هيلمر[1] (۱۹۸۳) متغيرهاي توضيحي سادة قابل تطبيق با مدل‌سازي اثرات لغزان انواع وقايع تقويمي را پيشنهاد كردند. منطق متغيرهاي توضيحي اين است كه ابتدا يك فاصلة τ روز براي كل دورة تعطيلي يا رويداد تقويمي موردنظر در نظر مي گيرند,

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

که در آن τ_t نمایان‌گر تعداد روزهایي از ماه τ است. که با آن حادثة تقويمي لغزان وجه اشتراك دارد. مقدار متغير توضيحي در ماه t برابر با $H(\tau,t)$ است و در واقع برابر با سهمي از كل طور دورة حادثه تقويمي در ماه t خواهد بود، يعني:

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

در هر مدل رگرسيوني $ARIMA$ متغيرهاي $H(\tau,t)$ مختلفي براي در نظر گرفتن انواع وقايع مي‌تواند به‌كار رود. به‌طور مثال ماه رمضان، محرم، صفر، ذيحجه و ... در سال قمري و نيز عيد پاك، روز كارگر و روز شكرگزاري در تقويم ميلادي و همچنين تعطيلات سال جديد چيني در كشور چين و تايوان, از سنخ متغييرهاي توضيحي لغزان‌اند.

جين _ يانگ لين و تيان سي _ ليو[1] (۲۰۰۲) اثرات تقويمي تعطيلات را بر توليدات صنعتي، بيكاري، صادرات، واردات ومتوسط دستمزدهاي كشور تايوان بررسي كرده اند. روش به كار بسته شده در اين تحقيق، مبتني بر روش بل و هيلمر (۱۹۸۳) است و اين پژوهش به اين نتيجه رسيده كه نرخ بيكاري در كشور تايوان داراي اثرات تقويمي معني داري است كه در صورت عدم به كارگيري متغيرهاي تقويمي، پيش بيني هاي خوبي از متغيرهاي مورد مطالعه به دست نمي آيد. علاوه بر اين, اثرات تعطيل به‌طور معمول كمتر از اثرات فصل است, ولي قابل چشم پوشي نيست.

رياض رياض الدين و محمد الحسن خان[2] (۲۰۰۲)، در مقاله‌اي اثرات تقويمي مناسبت‌هاي اسلامي در سري‌هاي زماني كشور پاكستان را بررسي كرده اند. در اين تحقيق اثرهاي تقويمي مناسبت‌هاي اسلامي, با اثرات فصل تقويم ميلادي, با استفاده از تكنيك سري زماني $ARIMA$ تركيب شده است. نتايج اين پژوهش نشان مي‌دهد كه اثرات تقويم قمري معني‌دار بوده و اين مناسبت‌ها در سرعت گردش نقدينگي تأثيرگذارند.

---

1 - Jin-Lung Lin, Tian-Syh Liu,(2002).
2 - Riazuddin, R. and M.H. Khan (2002).

هدف اين نوشته تدوين يك الگوي سري زماني براي پيش‌بيني متغييرهاي مورد مطالعه، پيش‌بيني كوتاه مدت از مقادير آيندة قيمت و نوسانات تقويمي ناشي از اثرات فصلي و آزمون فرضية معني‌دار بودن اثرات تقويمي و فصلي است، كه براي انجام آن, سري‌هاي زماني ماهيانه منتخبي از كالاهاي اساسي براي دورة زماني M01 ١٣٦٩ تا M02 ١٣٨٤بانک مركزي جمهوري اسلامي ايران و تطبيق تقويم سال شمسي و قمري گاهنامه, تنظيم شده توسط احمد بيرشک[1] استفاده مي‌شود. سازماندهي مقاله حاضر به شرحي است كه در بخش دو چارچوب نظري شامل معرفي مدل سري‌هاي زماني فصلي، مشخص نمايي اثرات تقويمي، آزمون وجود ريشه‌هاي واحد فصلي، شناسايي و كنترل‌هاي تشخيصي، براورد و پيش‌بيني مي‌شود. بخش سوم مقاله در برگيرندة تحليل‌هاي تجربي مربوط به مباني نظري ارائه شده‌اند. در اين بخش مدل سري‌زماني تصريح، فرضيه‌هاي تحقيق آزمون و نتايج حاصل از آن, همراه با پيش‌بيني‌هاي به دست آمده از مدل براورد شده و تحليل مي‌شوند. سر انجام در بخش پاياني نتايج ارائه شده‌اند.

٢- چارچوب نظري

در ادبيات اقتصادسنجي سري‌هاي زماني فصلي، دو نگرش در ارتباط با مدل‌سازي سري‌هاي زماني فصلي وجود دارد. روش اول كه به روش سنتي موسوم است، بر اين فرض استوار است كه مؤلفة فصلي در يك سري زماني غيرتصادفي و مستقل از مؤلفه‌هاي غيرفصلي ديگر است. در مقابل، در نگرش دوم مؤلفة فصل به‌صورت تصادفي و همبسته با مولفه‌هاي غيرفصلي فرض مي‌شود. به‌طوري كه براي مثال, قيمت يك محصول در دورة جاري نه تنها تابعي از قيمت همين محصول در ماه قبل, بلكه تابعي از قيمت محصول در ماه مشابه در سال پيش نيز هست. بنابراين براي پيش‌بيني يك متغير (قيمت يا هر متغير مورد مطالعة ديگر) نه تنها لازم است سطوح قيمت در ماه‌هاي (فصل‌هاي) مجاور مدل آورده شوند،

١- بيرشك، احمد، (١٣٦٧)، گاهنامه تطبيقي سه هزار ساله، شركت انتشارات علمي و فرهنگي.

بلکه سطوح قیمت در همین ماه در سال یا سال‌هاي قبل نیز باید مـورد آزمـایش قرار گیرند. معروف‌ترین الگوي ARIMA فصلي الگوي حاصل ضربي معروف مدل باکس و جنکینز (۱۹۷۶) است که به‌صورت زیر تعریف مي‌شود.

$$\Phi_P(B^s).\phi_p(B)(1-B)^d(1-B^s)^D x_t = \theta_q(B).\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \qquad (۱-۲)$$

بـراي سـهولت، $\phi_p(B)$ و $\theta_q(B)$ را بـه‌ترتیـب عوامـل (چنـد جملـه‌اي) اتورگرسـیو و میـانگین متحـرك و $\Phi_p(B^s)$ و $\Theta_Q(B)$ را عوامـل (یـا چنـد جمله‌اي‌هاي) اتورگرسیو و میانگین متحرك فصلي و s دورة فصل مي‌نامند.

الگـــوي (۲-۱) را در اغلـــب متـــون ســـري‌زمـــاني بـــه‌صـــورت $ARIMA(p,d,q)\times(P,D,Q)_s$ نـــشان مـــي‌دهنـــد[۱]. مـــدل $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ حاصـل ضـربي فـصلي (۲-۱)، مـي‌توانـد در برگیرندة عرض از مبدأ ثابت نیز باشد، که در آن B، عملگر وقفه, d درجة عملگـر تفاضل غیرفصلي, D درجة عملگر تفاضل فصلي؛ p درجة عملگر AR غیرفصلي، P درجة عملگر AR فصلي، q درجة عملگر MA غیرفصلي و Q درجة عملگر فـصلي MA است. به‌طوري‌که:

$$\phi_p(B) = 1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\ldots-\phi_p B^p$$
$$\Phi_P(B) = 1-\Phi_1 B^s-\Phi_2 B^{2s}-\ldots-\Phi_P B^{Ps}$$
$$\theta_q(B) = 1-\theta_1 B-\theta_2 B^2-\ldots-\theta_q B^q$$
$$\Theta_Q(B^s) = 1-\Theta_1 B^s-\Theta_2 B^{2s}-\ldots-\Theta_Q B^{Q.s}$$

۱- به‌طور 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.

تنهـــا اگـــر تمـــام ريـــشه‌هـــاي معادلـــه مشخـــصه[1] $\Theta_Q(B^s)$ و $\theta_q(B)=0$ و $\Phi_p(B^s)=0$ و $\phi_p(B)=0$ خارج از دايرة واحد قرار گيرند, شرط مانايي و معكوس‌پذيري برقرار مي‌شود. پيش از بيان چارچوب نظري مربوط به تحقيق لازم است به محدوديت‌هاي رهيافت مدل‌سازي سري‌زماني SARIMA (نيز به رغم داشتن پاره‌اي از مزيت‌ها) اشاره‌اي بشود. مهمترين مزيـت ايـن گونـه پيش‌بيني‌ها به وسيله تكنيك‌هاي سري زماني، نياز اطلاعاتي و داده‌اي محدود آن به خود سري زماني مورد مطالعه است. بنابراين هيچ وقت يك محقق با مـشكلات مربوط به تحليل سري‌هاي زماني چند متغيـره, ماننـد مـشاهدات مفقـوده و هـم خطي روبرو نمي‌شود و علاوه براين، مقادير قبلـي متغيـر مـورد مطالعـه و مقـادير جاري و قبلي جزء خطا براي پيش‌بينـي كفايـت مـي‌كننـد. امـا ايـن تكنيـك بـا محدوديت‌هايي نيز روبروست كه توجه به آن‌ها ضرورت دارد.

الف) تكنيك‌هاي مدل‌سازي و مشخص نمـايي مـدل, ذهنـي[2] بـوده و قابليـت اعتماد مدل انتخاب شده منوط به مهارت و تجربة پژوهش‌گر است.

ب) مبتني به هيچ پايـة نظـري و رابطـة سـاختاري نيـست. بنـابراين اهميـت اقتصادي آن شفافيت چنداني ندارد. علاوه بر اين بـرخلاف مـدل‌هـاي سـاختاري، اجراي شبيه‌سازي سياستي به‌وسيلة مدل‌هاي ARIMA امكان‌پذير نيست.

ج) مدل‌هاي ARIMA بنا به ماهيتشان، "گذشته نگر"ند، به‌طوري‌كه در صورت وقوع يك نقطة بازگشت درآينده، دقت پيش‌بيني‌ها كاهش پيدا مي‌كند.

با اين حال براي پيش‌بيني وقـايع مربـوط بـه آينـدة نزديـك, ايـن چـارچوب تحليلي داراي كاركرد بهتري (نسبت به روش‌هاي رقيب) است.

نظر به درجة بالاي ذهني بودن روش‌شناسي بـاكس و جنكينـز، تحليـل‌گـران سري‌هـاي زمـاني معيارهـاي ديگـري را بـراي شناسـايي و تـشخيص مـدل‌هـاي SARIMA معرفي كرده و به‌كار بسته‌اند. توابـع نمونـه‌اي جريمـه[3]، ماننـد معيـار

---

1 - Characteristic Equations.
2 - Subjective.
3 - Penalty Function Statistics.

اطلاعاتي آكاييك[1]، معيار اطلاعاتي بيزي[2] ، خطاي پيش‌بيني نهايي[3] و معيار هنان كويين[4]، در ادبيات تحليل‌هاي سري‌زماني براي ارائة يك مدل دقيق و در عين حال داراي توجيه اقتصادي از نظر تعداد شاخص مورد استفاده قرار گرفته است. تمام اين توابع نمونه‌اي داراي يك مولفه حداقل‌سازي مجموع مجذورات پسماندها, به‌علاوه يك عنصر جريمه‌اند كه تركيبي از تعداد شاخص‌هاي ضريب براورد شده همراه با تعداد مشاهدات است. رهيافت باكس و جنكينز براي انجام يك پيش‌بيني قابل اعتماد در سياستگزاري‌هاي انجام, شامل مراحل مشخص نمايي مدل (تعيين درجه‌هاي عملگرهاي وقفه)، براورد مدل (براورد ضرايب مدل خطي يا غيرخطي)، تعيين اعتبار مدل (به‌كارگيري روش‌هاي تشخيص كارايي براي تشخيص براي مناسب بودن مدل براورد شده) و پيش‌بيني (انتخاب بهترين مدل براورد شده براي انجام پيش‌بيني) مي‌گردد. در ادامه هر يک از اين مراحل به تفكيک معرفي خواهند شد.

۲-۱- مشخص نمايي اثرات تقويمي

هدف اين بخش ارائة چارچوبي براي اندازه‌گيري اثرات مناسبت‌هاي اسلامي بر اساس تقويم شمسي, بر انواع متغيرهاي اقتصادي است. براي بازبيني و اندازه‌گيري اثرات مناسبت‌هاي اسلامي از يك مدل ساده SARIMA با متغيرهاي نماگر نسبي[5] استفاده مي‌شود. همچنين براي اثرات تقويمي ماه‌هاي اسلامي از مفهوم متغير نماگر نسبي براي نشان دادن وجود كل ماه اسلامي (براي مثل رمضان) در يك ماه شمسي (به‌طور مثل شهريور)، يا انطباق بخشي از آن در ماه شهريور و بخش ديگر در ماه مهر, از يك متغير مجازي توزيع شده در ماه‌هاي شهريور و مهر استفاده مي‌شود. همين‌طور براي در نظر گرفتن اثرات فصلي

---

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

ماه‌هاي شمسي متغيرهاي مجازي مرسوم در يـك مـدل ARIMA ماهانـه, بـراي لگاريتم يا سطح متغيرهاي مورد مطالعه به‌كار خواهد رفت. ايـن مـشخص نمـايي بوسيلة يك معادلة رگرسيوني به‌صورت زير نشان داده مي‌شود.

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

كه در آن:

اگر Z_t متعلق به ماه t باشد

$$D_{it}=\begin{cases}1\\ \circ\end{cases}$$ در غير اين صورت

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

كه در آن:

n_{ji} : تعداد روزهاي ماه j ام قمري قرار گرفته در ماه i ام شمسي,

n_{ji+1} : تعداد روزهاي ماه j ام قمري قرار گرفته در ماه i+۱ شمسي,

$F_{ji}=1$ است, اگر بخشي از Z_t مربوط به مـاه j ام قمـري در مـاه‌هـاي i ام و i+۱ ام قرار گرفته باشد.

$F_{ji}=\circ$ در غير اين صورت

بقية مؤلفه‌هاي (۲-۳) قبل از اين در (۲-۱) تعريف شده است.

اين الگو حالت خاصي از مدل ارائه شده توسط بل - هيلمر[1] (۱۹۸۳) است, كه به سادگي قابل انطباق با انواع مدل‌هاي رگرسـيوني بـا اثـرات تقـويمي لغـزان, از جملة (۲-۳) 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 براورد شده، مشروط به مانایی سری‌زمانی (یا سری‌های زمانی) مورد مطالعه است. برای بررسی مانایی سری‌های زمانی فصلی روش‌های مختلفی می‌تواند به‌کار 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 اندازهٔ پیشینهٔ نظریهٔ اقتصاد کلان دارد. با این حال، با وجود این گذشتهٔ طولانی, اجماع اندکی دربارهٔ چگونگی برخورد با پدیدهٔ فصلی بودن نوسانات متغیرهای اقتصادی در تحقیقات تجربی به چشم می‌خورد و مشخص نمایی اثرات فصلی به‌طور قابل توجهی از یك تحقیق به تحقیق دیگر تغییر می‌کند[1]. 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 ملاحظهٔ 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 (ماهیانه) که دارای یازده تناوب فصلی اضافه بر ریشهٔ 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 پارامتریك مطرح شدند، بلکه تکنیك‌های آزمون نیمه‌پارامتریك، ناپارامتریك و بیزی نیز پیشنهاد شوند.

آزمون‌های ریشهٔ واحد (غیر فصلی) با دیکی و فولر (۱۹۷۹) و آزمون دیکی فولر تقویت شده (ADF) با یك مدل نامانا, به‌عنوان فرضیهٔ 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 (۱۹۸٤) به پیروی از روش

---

1 - Chesels. E.

پيشنهاد شده توسط ديكي و فولر (۱۹۷۹), براي حالت ريشة واحد با تناوب يـك، روشي را براي آزمون فرضية ρ=۱ در مقابـل ρ< ۱ و در مـدل $y_t = \rho y_{t-12} + \varepsilon_t$ ارائة كردند. اين روش آزمون, فرضية وجود ريشه‌هاي واحد را در تمام تناوب هاي فصلي در نظر مي‌گيرد و داراي فرضيه مقابلي است, كه تا حـدودي محدودكننـده است. يعني در فرضيه‌هاي مقابل تمام ريـشه‌هـا داراي مـدول[1] يكـساني هـستند. بـراي فـايق آمـدن بـر ايـن كاسـتي، هـايلبرگ و ديگـران (۱۹۹۰) يـك راهبـرد عمومي‌تري را پيشنهاد كردند كه وجود ريشة واحـد را در بعـضي از فراوانـي‌هـاي فصلي و نيز فراواني صفر امكان‌پذير مي‌كند. اين راهبرد آزمون ريـشة واحـد را در بعضي از تناوب‌هـاي فـصلي, بـدون توجـه بـه وجـود ريـشه‌هـاي واحـد در تمـام تناوب‌هاي فصلي, آزمون مي‌كند.

هايلبرگ و ديگران (۱۹۹۰) در مقالة اثر گذارشان چگونگي انجام آزمون بـراي ريشه‌هاي واحد در فرايندهايي را كه اثرات فصلي استوكاستيك مانا يا اثرات فصلي متعين نشان مي‌دهند، ارائة كردند. بيوليـو و ميـران (۱۹۹۳) در روش بـه تقريـب مشابهي، روش هايلبرگ و ديگران (۱۹۹۰) را براي استخراج روابـط رياضـي روش آزمون ريشة واحد, براي ريشه‌هاي واحد فصلي در داده‌هاي ماهيانه به‌كار گرفتنـد. فرض كنيد x_t سري‌زماني فصلي, مورد مطالعه توليد شده بـه‌وسـيلة يـك فراينـد خود رگرسيوني

$$\varphi(B)\, x_t = \varepsilon_t \qquad (٤-٢)$$

باشد كه در آن $\varphi(B)$ يك چند جمله‌اي در عملگـر وقفـه و ε_t يـك فراينـد نوفة سفيد است[2]. فرض كنيد γ_k ريشه‌هاي چند جمله‌اي مشخصة[3] مربـوط بـه $\varphi(B)$ باشد. در ايـن مرحلـه از تحقيـق, فـرض را بـر ايـن قـرار مـي‌دهـيم كـه مؤلفه‌هاي متعين نظير، متغيرهاي مجازي فـصلي، يـا رونـد زمـاني در فراينـد x_t وجود ندارند و به‌طور كلي بعضي يا تمام γ_k ها ممكن است مختلط باشند.

---

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

تناوب مربوط به يك ريشة خاص مقدار α در $e^{\alpha i}$ بيان قطبي ريشه است. يك ريشه را فصلي مي‌ناميم، اگر $\alpha=\frac{2\pi j}{S}$ ، براي $j=1,2,...,S-1$ باشد. كه در آن S تعداد مشاهدات در هر سال است. براي داده‌هاي ماهيانه، ريشه‌هاي واحد فصلي عبارتند از:

$$-1;\ \pm i;-\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i);\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i;\ -\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i);\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i) \qquad (۵-۲)$$

اين ريشه‌ها به‌ترتيب متناظربا ٦، ٣، ٩، ٨ ، ٤، ٢، ١٠، ٧، ٥، ١ و ١١ سيكل در هر سالند. تناوب اين ريشه‌ها به‌ترتيب $\pi,\ \pm\pi/2$ ، $\pm2\pi/3$ ، $\pm\pi/3$ ، $\pm5\pi/6$ و $\pm\pi/6$ است. هدف ما در اين بخش بررسي وجود قدر مطلق ريشه‌هايي چند جمله‌اي $\varphi(B)$ برابر با واحد در تناوب هاي فصلي وسالانه است. به‌عبارت ديگر، هدف ما آزمون فرضيه‌اي دربارة يك ريشه واحد, بدون توجه به وجود ريشة واحد فصلي با سالانه است. اساس روش آزمون HEGY و نيز B&M مبتني بر يك تقريب خطي از چند جمله‌اي $\varphi(B)$ در حول ريشة واحد با تناوب صفر, به‌علاوة S-١ ريشة معادلة (٢-٤) است. بنابراين با استفاده از قضية تقريب لاگرانژ مي‌توانيم $\varphi(B)$ را به‌صورت زير بنويسيم:

گزاره: هر چند جمله‌اي $\varphi(B)$ كه در نقطه هاي $\theta_1,...,\theta_s$ غيرتكراري، غيرصفر و احتمالاً مختلط متناهي مقدار است، مي‌تواند برحسب چند جمله‌هاي مقدماتي[1] و يك باقي‌مانده به‌صورت زير نوشته شود.

$$\varphi(B)=\sum_{K=1}^{S}\lambda_k\,\Delta(B)/\delta_k(B)+\Delta(B)\varphi^{**}(B) \qquad (٦-٢)$$

كه در آن λ_k مجموعه‌اي از عناصر ثابت، $\varphi^{**}(B)$ يك چند جمله‌اي

1 - Elementary Polynomials.

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

$\varphi^*(B)$ جزء باقيمانده با ريشه‌هاي خارج از دايرة واحد بوده و θ_k ريشة واحد با فراواني صفر, به‌علاوه S-۱ ريشه واحد فصلي است. در حالت وجود داده‌هاي ماهيانة جايگذاري (۲-۷) و (۲-٦) نتيجة زير را به‌دست مي‌دهد.

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

كه در آن:

براي آزمون فرضية انواع مختلف ريشه‌هاي واحد لازم است ضرايب رابطة (۲-۸) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولي براورد شده و سپس توابع نمونه‌اي OLS با توزيع‌هاي متناهي نمونه‌اي به‌دست آمده, از شبيه‌سازي‌هاي مونت كارلو مقايسه شود. براي تناوب صفر و π به سهولت مي‌توان توابع نمونة t را به‌صورت آزمون فرضية $\pi_k=0$ در مقابل فرضية آلترناتيو $\pi_k<0$ ارزيابي كرد. براي تناوب هاي ديگر مي‌توان $\pi_k=0$ را براي k هاي زوج به‌صورت دو طرفه آزمون كرد. ضريب زوج برابر صفر است، اگر سري‌ها زماني در همان تناوب مربوط به π_k داراي ريشة واحد باشند. به‌عبارت ديگر اگر فرضية $\pi_k=0$ براي k زوج رد شد، نتيجه مي‌شود كه ريشة واحد از تناوب متناظر k وجود ندارد. براي فراواني $\pi/2$ اگر ريشة واحد در اين فراواني وجود نداشته باشد, ضريب متناظر با آن برابر صفر نمي‌شود. با تكيه بر فرضية آلترناتيو، ضريب زوج مي‌تواند مثبت يا منفي باشد. اگر امكان رد فرضية $\pi_k=0$ (با k زوج) وجود نداشته باشد، آنگاه فرضية $\pi_{k-1}=0$ در مقابل فرضية $\pi_{k-1}<0$ بايد آزمون شود. آزمون يك طرفه است، زيرا فرضيه بديل اين است كه سري زماني مورد مطالعه, داراي ريشة خارج از دايرة واحد است. با فرض مانايي ضريب درست[2] كوچكتر از صفر است. راهبرد ديگر آزمودن فرضية $\pi_{k-1}=\pi_k=0$ با استفاده از تابع نمونه‌اي F است. براي نشان

1- B&M(1993) PP.

2 -True Coefficient.

دادن نبود ریشة واحد در هیچ یك از فراوانی‌هاي فصلي π_k نبايد براي k=۲ و حداقل براي يك عضو از هر مجموعه‌اي {۳و٤}، {٦و٥}، {۸و۷}، {۱۰و۹}، {۱۲و۱۱} برابر صفر باشد.

آزمون اين فرضيه‌ها براي مواردي كه در آن فرضيه‌هاي آلترناتيو در برگيرندة عنصر ثابت، بر متغيرهاي موهومي، يا يك روند زماني نيز هست، قابل انجام است.

$$\varphi(B^*)\, y_{13t} = \sum_{K=1}^{12} \pi_k\, y_{k,\,t-1} + m.t + m_1 + \sum_{K=1}^{12} m_k\, S_{k_2} + \varepsilon_t \qquad (۹\text{-}۲)$$

اين معادله مي‌تواند با استفاده از روش OLS براورد شود. جدول كوانيتل‌هاي مربوط به هر يك از توابع نمونه‌اي با فرض‌هاي مختلف در ارتباط با وجود روند، عنصر ثابت و متغيرهاي موهومي فصل, در جي.جي.بيوليو و جي.اي. ميران[1](۱۹۹۳) آمده است.

۲-۳- *شناسايي و كنترل‌هاي تشخيص در مدل‌هاي سري‌زماني فصلي*

با به‌دست آوردن يك فرايند سري زماني تبديل شدة مانا

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

روش شناسي باكس و جنكيز تعيين مي‌كند, مدلي كه

$$\phi_p(B)\,.\,\Phi_p(B^s)\, x_t^* = \delta + \theta_q(B)\,\Theta_Q(B^s)\,\varepsilon_t \qquad (۱۰\text{-}۲)$$

براي توصيف و پيش‌بيني يكسري زماني استفاده مي‌شود، بايد مانا و معكوس‌پذير[2] باشد. مفهوم مانايي و معكوس‌پذيري اين است كه تمام ريشه‌هاي بخش خودهمبسته و ميانگين متحرك (۲-۱۰) خارج از دايرة واحد قرار داشته باشند. با فرض برقراري شرط‌هاي مانايي و معكوس‌پذيري، براي حصول اطمينان

---

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

از به‌دست آوردن يك پيش‌بيني دقيق در احتمال، لازم است آزمون‌هاي كفايت[1] مدل نيز پس از براورد ضرايب (۲-۱۰) انجام شوند.

يک روش مرسوم براي كنترل و بررسي كفايت يك مدل كلي باكس و جنكينز، تحليل پسماندهاي به‌دست آمده از مدل (۲-۱۰) براورد شده, است. در اين رهيافت به‌تقريب همانند بررسي‌هاي تشخيص مدل‌هاي سري زماني با فراواني صفر از توابع خودهمبستگي جزيي و خودهمبستگي نمونه استفاده مي‌شود. در داده‌هاي سري‌زماني فصلي نيز توابع نمونه‌اي Q (Statistic) باكس و پيرس[2] و Q^* يونگ و باكس[3] با تعاريف زير مورد, استفاده مي‌شوند.

تابع باكس و پيرسن.

$$Q = n' \sum_{i=1}^{k} r_i^2(\hat{a}_t) \qquad (۲-۱۱)$$

تابع يونگ و باكس

$$Q^* = n'(n'+2) \sum_{i=1}^{k} (n'+1)^{-1} r_i^2(\hat{a}_t) \qquad (۲-۱۲)$$

كه در آن $n' = n - (d + s.D)$ و n تعداد مشاهدات در سري زماني اصلي، S تعداد فصل‌هاي سال (تعداد ماه‌ها يا تعداد فصل‌هاي (يعني ۳ يا ۱۲ماه)، d و D تعداد دفعات تفاضل‌گيري سالانه و فصلي از سري زماني مورد مطالعه براي رسيدن به يك فرايند مانا x_t^* است r_i^2 توان دوم خودهمبستگي نمونة وقفة i مربوط به پسماندهاي مدل براورد شده (۲-۱۰) است، روشن است كه اگر $D = d = 0$ باشد, آنگاه $n' = n$ مي‌شود. و اين همان تابع نمونه‌اي است كه براي بررسي‌هاي تشخيصي داده‌هاي سالانه استفاده مي‌شود.

براي بررسي‌هاي تشخيصي هر دوي اين توابع نمونه‌اي مي‌توانند به‌كار روند, ولي قابل اثبات است كه Q^* داراي كاركرد نظري بهتري است، و به‌طور معمول

---

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

براي تشخيص كفايت مدل توصيه مي‌شود[1]. هر اندازه $r_i^2(\hat{a}_t)$ و به‌همين ترتيب Q^* بزرگتر باشند، آنگاه پسماندها با خودهمبستگي مواجه خواهند بود، از اين‌رو Q^* نشان مي‌دهد كه مدل براورد شده از عدم كفايت برخوردار بوده و پسماند به‌دست آمده نوفة سفيد نيست، يعني هنوز اطلاعاتي در $\hat{\varepsilon}_t$ وجود دارد كه از نظم مشخص برخوردار بوده و بايد در بخش خودهمبسته, يا ميانگين متحرك براي پيشين x_t لحاظ شود. برعكس اگر Q^* كوچكتر از $\left[\chi^2_{0/05}\ (k-n_p)\right]$ باشد، آنگاه با احتمال اعتماد ۹۵ درصد مي‌توان نتيجه گرفت كه مدل براورد شده از كفايت برخوردار است، به‌عبارت ديگر پسماندهاي مدل براورد شده نوفة سفيد بوده و اطلاعات منظمي را در خود ندارد[2].

۲-٤- براورد ضرايب يك فرايند SARIMA، پيش‌بيني وارزيابي دقت پيش‌بيني

دو روش جايگزين براي براورد ضرايب يك مدل SARIMA[3] وجود دارد، حداقل مربعات معمولي غير خطي و روش حداكثر راستنمايي. در اين تحقيق روش اول براي براورد ضرايب فرايندهاي مورد مطالعه به‌كار مي‌رود. نتايج اين روش مي‌تواند در ساختن انواع توابع نمونه‌اي مانند AIC، نسبت راستنمايي استفاده شود. اين مرحله نيز يكي از مراحل مهم به‌كارگيري مدل‌هاي *ARMA* براي به‌دست آوردن يك توصية سياستي قابل اعتماد است، حتي اگر هدف نهايي به الگو درآوردن سري‌هاي زماني براي كنترل يك سيستم باشد. عمليات آن به‌طور معمول مبتني بر پيش‌بيني است مقادير تحقيق يافتة دنباله $\{z_t\}_{1-d-D}^{T}$ را از يك مدل فرايند $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_S$ 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.

مي‌گيريم, هدف ما پيش‌بيني مقادير آيندة Z_{T+h} است. اگر قرار بدهيم:

$$\alpha(B)=\Phi_P(B^s)\,\phi_p(B)(1-B)^d\,(1-B^s)^D$$
$$=(1-\alpha_1 B-\alpha_2 B-\ldots-\alpha_{p+d+D+P}B^{p+d+D+P})$$

آنگاه پيش‌بيني كمترين مربعات خطاي ميانگين انجام شده در زمان T كه به‌وسيلة $f_{T,h}$ نشان داده مي‌شود، به‌وسيلة اميد رياضي شرطي زير به‌دست مي‌آيد.

$$f_{T,h}=E[(\alpha_1 x_{t+h-1}+\alpha_2 x_{t+h-2}+\ldots+\alpha_{p+d+D+P})x_{t+h-p-d-D+P}$$
$$+\varepsilon_{T+h}-\theta_1\varepsilon_{T+h-1}-\ldots-\theta_{q+Q}\varepsilon_{T+h-q-Q}\,|x_T,x_{T-1},\ldots]$$

$$E(x_{T+j}\,|x_T,x_{T-1},\ldots)=\begin{cases}x_{T+j} & ;\ j\le 0\\ \text{اكنون} & \\ f_{T,j} & ;\ j\ge 0\end{cases}$$

و

$$E(\varepsilon_{T+j}\,|x_T,x_{T-1},\ldots)=\begin{cases}\varepsilon_{T+j} & ;\ j\le 0\\ \text{و} & \\ 0 & ;j\ge 0\end{cases}$$

به‌طوري‌كه براي ارزشيابي $f_{T,h}$ تنها لازم است: الف - اميد رياضي مقادير گذشته را x_{T+j} و ε_{T+j} جايگزين كنيم، ب- مقادير آيندة $j>0$ را نيز به‌وسيلة f_{T+j} و صفر جايگزاري مي‌كنيم[1]. خطاي پيش‌بيني h دورة بعد از مبدأ

1 - Mill T.C. (1999).

زمان T عبارت است از:

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

كـه در آن $\psi_1, ..., \psi_{h-1}$ ، اولـين h-۱ عنـصر از وزن‌هـاي چنـد جملـه‌اي $\psi_p(B) = \alpha^{-1}(B)\ \theta(B)\ \Theta(B)$. آنگاه واريانس اين خطاي پيش‌بينـي عبـارت است از :

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

قابل اثبات است كه $V(e_{T+h})$ تابعي از h بوده وبا افزايش h واريانس خطاي پيش‌بيني افزايش پيدا مي‌كنند. در نتيجة فاصلة اطمينـان بـه‌دسـت آمـده بـراي پيش‌بيني, افزايش پيدا مي‌كند[۱].

۳- تحليل‌هاي تجربي

متوسط نرخ رشد متغيرقيمت گوشت مرغ در طـول دورة مـورد مطالعـه برابـر ۰/۰۱۷ با حداكثر مقدار آن در سال و ماه مرداد به اندازه ۱۳۷۰ به انـدازه ۰/٦۲ و حداقل مقدار رشد آن در سال با مقدار ۰/۱٦- است. نرخ رشد ۰/٦۲ در مرداد مـاه ۱۳۷۰ به دليل افزايش قيمت پول‌هاي خارجي (كاهش ارزش ريال) كه موجب آن قيمت وارداتي كالاهاي خارجي افزايش يافته و در نتيجه صـنعت توليـد مـرغ كـه وابستگي چشم‌گيري به نهاده‌هاي وارداتي دارد, افزايش يافتـه اسـت (نمـودار(۳-۱)).

گاهي شوك‌هاي وارد شده به قيمت گوشت مـرغ از دو منـشأ تقاضـا و عرضـه سرچشمه مي‌گيرند. شوك‌هاي طرف عرضه ناشـي از افـزايش قيمـت نهـاده‌هـا و تغييرات فناورانه است. افزايش قيمـت مربـوط بـه نوسـانات غيرمعمـول ناشـي از شوك‌هاي طرف عرضه است. شوك‌هاي طرف تقاضا از نوسانات بالايي برخوردارنـد و به‌صورت منظم در طول سال (قمري يا شمسي) مي‌توانند اتفـاق بيفتنـد. بـراي

۱- نگاه كنيد: باكس و چنكينز (۱۳۷۱).

لحاظ كردن اين شوك‌ها، تعـدادي متغيـر مجـازي در مـدل پيـشنهادي در نظـر گرفته مي‌شود از طرف ديگر شوك‌هاي طرف تقاضـا بـه‌دليـل فـشار تقاضـا بـراي كالاست. فرض وجود شوك طرف تقاضا به غير نوسانات فصلي و تقـويمي منتفـي است. ولي شوك‌هاي طرف عرضه با توجه به فناوري توليد گوشت مرغ و وابستگي آن به نهاده‌هاي وارداتي, موضوع قابل توجهي است. به تقريب در تمام مواردي كه افزايش‌هاي ناگهاني در قيمت اين كالا ديده مي‌شود, يك افزايش در نـرخ برابـري دلار و ريال نيز وجود دارد. براي لحاظ كردن اين نوسانات تعدادي, متغير مجـازي در مدل SARIMA در نظر گرفته مي‌شوند. نمودار (۳-۱) نوسانات رشد در قيمت گوشت مرغ را نشان مي دهد.

ميانگين رشد متغير گوشت قرمز ۰/۰۱۷ با حداكثر مقدار ۰/۱۱ در بهمـن‌مـاه ۱۳۷۳ و حداقل مقدار آن در ماه ارديبهشت ۱۳۷۱ معادل ۰/۰٤۳ اسـت. انحـراف معيار نرخ رشد قيمت اين كالا ۰/۰۲٤ است, كه در مقايسه با متغير قيمت گوشت مرغ از تلاطم كمتري برخوردار است.

متغير قيمت تخم‌مرغ در سال‌هاي اخير و به‌ويژه در ماه‌هاي منتهـي بـه اوايـل ۱۳۸٤ با نوسانات شديد مواجه بوده است. علاوه بر آن همانند قيمت گوشت مـرغ در معرض نوسانات شديد قيمت و دلار در مقابل ريال نيز بوده است، به‌طـوري‌كـه متوسط نرخ رشد آن در حدود ۰,۰۱٦٤۷۹ بـا حـداكثر مقـدار رشـد ۰,٦٦۷۱۸۳ وكمترين نرخ رشد آن معادل ۰,۲۲۰۰۰٦- بوده و انحراف معيار نرخ رشد برابر با ۰,۱۰۰۱۵۰ است (نمودار(۳-۱)).

۳-۱- بررسي وجود ريشه‌هاي واحد فصلي در سري‌زماني

در اين بخش, نتايج با به‌كارگيري روش آزمون B&M براي سري‌زماني ماهيانة قيمت گوشت مرغ و وجود ريشة واحد فصلي در اين سري‌زماني آزمون مـي‌شـود. معادلة براورد شده (۲-۹) شامل يك عنصر ثابت و سه عنـصر مربـوط بـه فراينـد خودهمبستگي بـراي تبـديل جـزء پـسماند بـه يـك فراينـد نوفـة سـفيد شـامل AR(۱۳)، AR(۱۸) و AR(۲٦) است. معكوس تمام ريـشه‌هـاي معادلـة مشخـصة

فرایند براورد شده, داخل دایرة واحد بوده و در نتیجة فرایند براورد شـده ماناسـت [جدول(۳-۱)].

علاوه بر این Q(۳٦)=۳۲/۳ بوده و P- مقدار[1] آن ۰/۵۰۱ است. بنابراین امکـان رد فرضیة صفر مبني بر نوفة سفید بـودن پـسماندها وجـود نـدارد (جـدول۳-۱). ضریب (۱-)y_1 در معادلة کمکي براورد شده برابر بـا ۰/۷٤۵- بـا P- مقـدار صـفر است. نتیجة این‌که ریشة واحد با تناوب صفر رد مي‌شود. یعني فرایند فاقد ریـشة واحد سالانه است. ضریب متغییر ساخته شده (۱-)y_2 نیز اخـتلاف معنـي‌داري از صفر دارد. مقدار کوانتیل t بحراني یك درصد مربوط به ضریب (۱-)y_2 در جـدول B&M برابر ۲/٤۸- است کـه بـزرگ‌تـر از مقـدار t محاسـبه شـدة ۲/۹۷- اسـت. بنابراین در تناوب π نیز فرایند, فاقد ریشة واحد است. مقدار کوانتیل ۹۰ درصد و ۹۵ درصد بحراني کمیت تصادفي F ضرایب π_k با زیر نویس‌هـاي زوج و فـرد بـه ترتیب برابر ۲/۲۸ و ۲/۳۲ است, بنابراین فرضیة وجود ریشة واحد در تنـاوب‌هـاي دیگر نیز رد مي‌شود و سري زماني قیمت گوشت مرغ مانا بوده و در مـدل سـازي SARMA نیازي به تفاضل گیري ندارد (جدول(۳-۱)).

براي آزمون وجود ریشه‌هاي واحد فصلي در سري زماني قیمت خـرده فروشـي کالاي گوشت قرمز با استفاده مدل رگرسیون کمکي (۲-۹), به‌صورت لگاریتمي و با یك جزء ثابت عرض مبدأ در عنصر خودرگرسیوني مربوط به $\varphi^*(B)$ تصریح و پس از انجام آزمون‌هاي مربـوط بـه نوفـة سـفید بـودن, جـزء پـسماند بـه‌عنـوان مدل‌هاي نهایي مناسب براي آزمون انتخاب مـي‌شـوند. در مـشخص نمـایي اولیـة مدل کمکي که به روش OLS براورد مي‌شود، متغیرهاي مجازي فـصلي و متغیـر روند نیز در مشخص نمایي اولیه لحاظ شدند. ضرایب هـیچ یـك از ایـن متغیرهـا اختلاف معني‌داري از صفر نداشتند. به همین دلیل در مـشخص نمـایي نهـایي از مدل کمکي کنار گذاشته مي‌شوند. براي تبدیل جزء اخلال به یك فرایند تصادفي نوفة سفید دو جزء AR(۱۳) و AR(۲۳) به‌سـمت راسـت معادلـة کمکـي اضـافه

1- P_value.

مي‌شوند. ضرايب براورد شده مربـوط بـه π_1 و π_2 داراي علامـت منفـي بـوده و كميت t متناظر با آنها, به ترتيب برابر با ٦/٠١- و ٢/٤- است. در مقايسه با جدول مقادير بحراني B&M [1] در ناحية بحراني ٠/٠٢٥ و حتي ٠/٠١ نيز (مقادير جـدول به‌ترتيب براي $\hat{\pi}_1$ و $\hat{\pi}_2$ برابر با ٣/٣٥- و ٢/٥١- است) فرضية وجود ريشة واحـد متنـاظر بـا ايـن ضـرايب رد مـي‌شـود. عـلاوه بـر ايـن, تـابع نمونـه‌اي $F_k=\frac{1}{2}(t_k^2+t_{k+1}^2)\ ,\ K\in\{3,5,7,9,11\}$ كـه در آن t_k^2 و t_{k+1}^2 تـوان دوم مقدار كميت تصادفي t مربوط به ضرايب π_3 تا π_{12} معادلة كمكـي (٢-٨)اسـت؟ مقدار بحراني كميت تصادفي F_k براي سطح اعتماد ٠/٩٥، ٠/٩٧٥ و ٠/٩٩ بـراي حالت نبود متغيرهاي مجازي و روند برابـر بـا ٣/٠١، ٣/٦٨ و ٤/٦٠ اسـت. نتيجـة محاسبات در جدول (٣-١) نشان مي‌دهد كه فرضية وجـود ريـشة واحـد فـصلي $H_\circ:\pi_k=\pi_{k+1}=\circ$ رد مي‌شود. بنابراين در هيچ يك از تنـاوب‌هـاي فـصل π ، $\pi/3$، $\pi/2\pm$، $2\pi/3\pm$ و $5\pi/6\pm$، و فراواني صفر, فرايند داراي ريشه واحد نبوده و مانا است. براي بررسي دقت استنتاج به‌دست آمد.

با استفاده از تابع نمونه‌اي Q^* يونگ و باكس فرضية نوفـة سـفيد بـودن جـزء پسماند معادلة رگرسيون كمكي نيز صـورت گرفتـه اسـت. نتـايج ايـن آزمـون در جدول (٣-١) نشان داده مي‌شود. P-مقدارهاي آزمون در تمام وقفـه‌هـا بيـشتر از ٠/٢٥ است. بنـابراين فرضـية صـفر مبنـي بـر نوفـة سـفيد بـودن, نمـي‌توانـد در سايزآزمون 5% رد شود و اين نشان‌دهنده كفايت مشخص نمـايي مـدل مـشخص شده كمكي است. علاوه بر انجام آزمون‌هاي آماري ياد شده مراجعـه بـه معكـوس مدول ريشة واحد فرايند براورد شده نيز نتايج به‌دست آمده را تاييد مي‌كنند. زيرا معكوسي ريشه‌هاي بخش AR كوچكتر از واحد است. نتيجة نهايي اين اسـت كـه در فراينـد SARIMA مـورد مطالعـه $d=D=\circ$ اسـت و فراينـد بـه $SARMA(p,0,q)(P.0.Q)_{12}$ تحويل مي يابد و بدون تفاضل‌گيري مي‌توان مـدل

---

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

SARMA را براي انجام پيش‌بيني‌هاي مورد نظر به‌كاربست.

وجود ريشة واحد فصلي براي سري‌زماني قيمت تخم‌مرغ در سطح لگاريتم آزمون مي‌شود. بعضي از متغيرهاي فصلي شمسي تاثير معني‌داري، در مدل مشخص شده براي آزمون ريشه‌هاي واحد، دارند. نتايج مدل براورد شده نشان مي‌دهد كه اين سري زماني براي هيچ يك از تناوب‌ها و نيز تناوب صفر (سالانه) ريشة واحد ندارد و فرضية وجود ريشة واحد رد مي‌شود،(جدول ۳-۱). آزمون يونگ و باكس براي حصول اطمينان از نوفة سفيد بودن جزء پسماند مدل براورد شده رگرسيون كمكي صورت گرفته و نتيجة آن در جدول (۳-۱) آورده شده است. ستون آخر نشان مي‌دهد كه مقدار احتمال (P مقدارها) بيشتر از ۰/۰۵ مي‌باشند، در نتيجه نمي‌توان فرضية صفر نوفة سفيد بودن را رد كرد. به‌طور خلاصه مي‌توان نتيجه گرفت كه $d=D=0$ است و نيازي به تفاضل‌گيري نيست و فرايند تصادفي قيمت تخم‌مرغ يك فرايند تصادفي فصلي $SARIMA(p,0,q)(P,0,Q)_{12}$ است.

جدول ۳-۱- کمیت‌هاي t محاسبه شده براي آزمون وجود ریشهٔ واحد در سري‌هاي زماني

	عرض از مبدا	π_1	π_2	π_3	π_4	π_5	π_6	π_7	π_8	π_9	π_{10}	π_{11}	π_{21}	روند	متغیر مجازي 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 وقفه ها 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- مشخص نمايي، براورد و پيش‌بيني

مشخص نمايي SARMA قيمت گوشت مرغ به لحاظ تكنيكي دشوارترين و پيچيده‌ترين فرايند در ميان سري‌هاي زماني مورد مطالعه است. اين متغير به‌شدت از شرايط بازار و مداخلات دولت در آن تاثير پذيرفته است. علاوه بر متغيرهاي مجاري فصلي (سال شمسي و قمري) تعدادي از متغيرهاي مجازي مربوط به نوسانات شديد قيمت محصول نيز در مدل‌سازي به‌كار بسته شده است. از ميان متغيرهاي مجازي فصلي (قمري) تنها ماه رمضان تاثير معني‌دار بر قيمت گوشت مرغ دارد و از ميان متغيرهاي مجازي فصلي شمسي, ماه‌هاي ارديبهشت، خرداد، مرداد، شهريور، دي و بهمن تاثير معني‌دار دارند. علاوه بر اين متغيرها، هفت متغير مجازي نيز براي در نظر گرفتن نوسانات غيرمنظم تعريف شده‌اند. انتخاب مدل مورد استفاده براي پيش‌بيني، از ميان مدل‌هاي خطي براورد شدة معني‌دار براساس كمترين مقدار معيار AIC =١٤/٨٧ و با در نظر گرفتن دقت پيش‌بيني (نابرابري تايل ۰/۰۲۸) انتخاب شده است. جدول (۳-۲) نتايج براورد مدل پيشنهادي را نشان مي‌دهد. مقدار تابع نمونه‌اي٢٧/١٩=(٣٦)*Q است كه P مقدار متناظر با وقفة ٣٦ برابر با ٠/٣٤٦ است. در نتيجه نمي‌توان فرضيه نوفة سفيد بودن اجزاي پسماند را رد كرد[1].

با توجه به اين‌كه متغير قيمت گوشت قرمز در لگاريتم مانا است، بنابراين مشخص نمايي مدلSARMA نيز در لگاريتم صورت مي‌گيرد. جدول (۳-۲) نشان مي‌دهد كه ضرايب متغيرهاي مجازي ماه‌هاي فروردين، ارديبهشت مثبت و اختلاف معني‌داري از صفر دارند. ضرايب متغيرهاي مجازي ماه‌هاي تير، آبان، آذر، دي، بهمن و مهرماه منفي است و به استثناي مهرماه, در سطح بحراني كوچكتر از ۰/۰۱ اختلاف معني‌داري از صفر دارند. اگرچه ضريب متغير مجازي مهرماه در

۱- علاوه بر اين مدل SARMA معكوس‌پذير و مانا است. زيرا معكوس تمام ريشه‌هاي معادلة مشخصة آن كوچكتر از واحد بوده يا مدول آن كمتر از واحد است.

سطح معني‌دار پايين‌تري از قابليت اعتماد برخوردار است، اما به‌دليل خوبي برازش (نابرابري تايل۰/۰۳۷) و به هم ريختگـي سـاختار مـدل درصـورت حـذف آن، در مشخص نهايي مدل حفظ مي‌گردد. متغير روند زماني نيز معني‌دار بوده و ضـريب آن مثبت است. به اين ترتيب در طول زمان با افـزايش قيمـت ايـن كـالا در بـازار مواجه مي‌شويم. در ميان متغيرهاي مجازي مربـوط بـه تقـويم قمـري, تنهـا مـاه رمضان تاثير معني‌داري بر قيمت دارد و نشان مـي‌دهـد كـه در هـر مـاه رمـضان ۰/۰۰۵۸ به لگاريتم قيمت گوشت قرمز اضافه مي‌شود. نتايج آزمـون نوفـة سـفيد بودن جزء پسماند براي بررسي كفايت مـدل در جـدول (۳-۲) ذكـر شـده اسـت. مقدار احتمال مربوط به معني‌داريQ* در وقفة ۳٦ برابر با ۰/٦۷٤ است. بـا توجـه به بزرگ‌تر از 0% بـودن آن فرضـية صـفر مربـوط بـه فرضـية نوفـة سـفيد بـودن پسماندها نمي‌تواند رد شود و نيز مقدار معكوس ريشه‌هاي معادله مفـسر كمتـر از واحدند. بنابراين مدل براورد شده حايز ويژگي‌هاي مطلوب براي به‌كارگيري آن در پيش‌بيني قيمت است.

برخلاف دو فرايند تحليـل شـده قبـل, تعـداد متغيرهـاي مجـازي مربـوط بـه فصل‌هاي سال شمسي تاثير گذار بر قيمت تخم‌مرغ بيـشتر اسـت. معيـار انتخـاب مدل، از ميان مدل‌هاي براورد شدة رقيب, براساس كمترين مقدار AIC در براورد و محك نابرابري تايل(۰/۰۴۸) در پيش‌بيني است. تاثير افزايش قيمت در ماه‌هاي معتدل و سرد سال مثبت بوده و در ماه‌هاي گرم سال رشـد قيمـت منفـي اسـت. به‌طور مثال تيرماه در مقايسه با اسـفندماه, بـا فـرض ثابـت بـودن سـاير شـرايط لگاريتم قيمت ۰/۱٤- واحد كوچكتر است و در مقايـسه بـا آن بيـشترين افـزايش قيمت در مقايسة با اسـفندماه, در دي مـاه بـا ۰/۰۹۲ واحـد در مقيـاس لگـاريتم خواهد بود. همانند ديگر متغيرها ضريب متغير رونـد مثبـت و معنـي‌دار اسـت. از ميان ماه‌هاي قمري تنها ماه ذيحجه تاثير معنـي‌دار بـه قيمـت ايـن كـالا دارد، و سرانجام اين‌كه $P=Q=0$ است. ريشة معادله مشخصه فرايند براورد شدة كوچكتر از واحد، يعني فرايند مانا است. فرضيه نوفة سفيد بودن اجزاي پسماند مدل براورد

شده نمي‌تواند رد شود، بنابر اين مدل براورد شده داراي قابليت به‌كارگيري براي اهداف پيش‌بيني است.

۳-۳- *اثرات تقويمي*

اثرات متقابل تقويمي ماه‌هاي شمسي و قمري تنها براي ماه رمضان و ماه‌هاي شمسي معني‌دار, قابل محاسبه است كه نتايج اين محاسبات در جدول (۳-۳) ذكر مي‌شود. همزماني ماه مبارك رمضان با ارديبهشت ماه ۵۰ ريال افزايش قيمت گوشت مرغ نسبت به ماه‌هاي مثلاً اسفند، فروردين و ساير ماه‌ها ياد نشده در جدول (۳-۳) دارد. بيشترين تاثيرگذاري بر قيمت گوشت مرغ همزماني ماه رمضان با ماه‌هاي مرداد و شهريور است, كه به‌ترتيب ۷۵۹ و ۷۲۸ ريال به‌ازاي هر كيلوگرم است. روشن است كه اين تحليل و محاسبات بدون در نظر گرفتن شوك‌هاي مربوط به نرخ ارز و افزايش قيمت نهاده‌هاي توليد بوده همين محاسبات مي‌تواند براي افزايش نرخ ارز و شوك‌هاي هزينه‌هاي توليد صورت گيرد. شيب متغير روند مثبت و اختلاف معني‌داري از صفر دارد. در نتيجه افزايش جمعيت و تمام متغيرهاي كه تابعي زمانند, سبب افزايش قيمت گوشت مرغ مي‌شوند.

جدول (۳-۳)- كل اثر همزماني ماه رمضان با ماههاي شمسي در پيش‌بيني متوسط قيمت گوشت مرغ

ماه‌هاي شمسي	پارامتر	ماه رمضان	اثر كل
ارديبهشت	-۲۸۷/۵٦	۳۳۸/۰٤	۵۰/٤۷
خرداد	-۲۵۳/۹۲	۳۳۸/۰٤	۸٤/۱۲
مرداد	٤۲۱/٤۵	۳۳۸/۰٤	۷۵۹/٤۹
شهريور	۳۹۰/٤۰	۳۳۸/۰٤	۷۲۸/٤٤
دي	-۳۱۹/۳۵	۳۳۸/۰٤	۱۸/٦۸
بهمن	-۲۹۹/۱۹	۳۳۸/۰٤	۳۸/۸٤

مآخذ: محاسبات پژوهش

اثر همزماني ماه رمضان با بعضي از ماه‌هاي شمسي, بر قيمت گوشت قرمـز در جدول (۳-٤) آورده شده است. اين محاسبات با اين فرض صورت گرفته‌اند كه ماه قمري به طور كامل بر يك ماه شمسي انطباق پيدا كنـد. بـه‌طـور مثـال اگـر مـاه رمضان با بهمن ماه همزمان باشد، در اين صورت قيمـت گوشـت قرمـز بـه انـدازه ۱/۰۲٦ ريال نسبت به ساير ماه‌هاي فهرست نشده در جدول (۳-٤) افزايش پيـدا مي‌كند.

جدول (۳-۴)- كل اثر همزماني ماه رمضان با ماههاي شمسي در پيش‌بيني متوسط لگاريتم قيمت گوشت قرمز

كل تاثير بر قيمت	رمضان	مقدار پارامتر	ماههاي شمسي
۱/۰٦٤	۰/۰٦۲	۰/۰٥٦	فروردين
۱/۰۳۷	۰/۰۳٦۳	۰/۰۳۰٤	ارديبهشت
۰/۹۹۹	۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰٦۷	تير
۱/۰۲٦	۰/۰۲٥٦۷	۰/۰۱۹۸	بهمن
۱/۰٤٥۸	۰/۰٤٤۸	۰/۰۳۹۰	اسفند

مآخذ محاسبات پژوهش

۳-٤- پيش بيني

۳-٤-الف- گوشت مرغ: نـسبت نـابرابري تايـل بـراي انـدازه‌گيـري دقـت پيش‌بيني مدل براورد شده برابر با ۰/۰۲۸ است, كه نشان‌گر دقت قابل توجه مدل تصريح شده است (نمودار ۳-۱). پيش‌بينـي نقطـه‌اي قيمـت گوشـت مـرغ بـراي مهرماه ۱۳۸٤ برابر با ۱٥۷٤۸ ريال صورت گرفته, كـه فاصـلة اعتمـاد ۹٥ درصـد بـراورد شـده بـراي آن بـين ۱٤۷٥٦/٦٤ تـا ۱٦۷٤۱/۰٤ ريـال اسـت. نتـايج پيش‌بيني‌هاي نقطه‌اي و فاصله‌اي در جدول (۳-٥) نشان داده شده است.

۳-٤-الف- گوشت قرمز: اين پيش‌بيني به‌وسيلة برازش مـدل بـراورد شـده

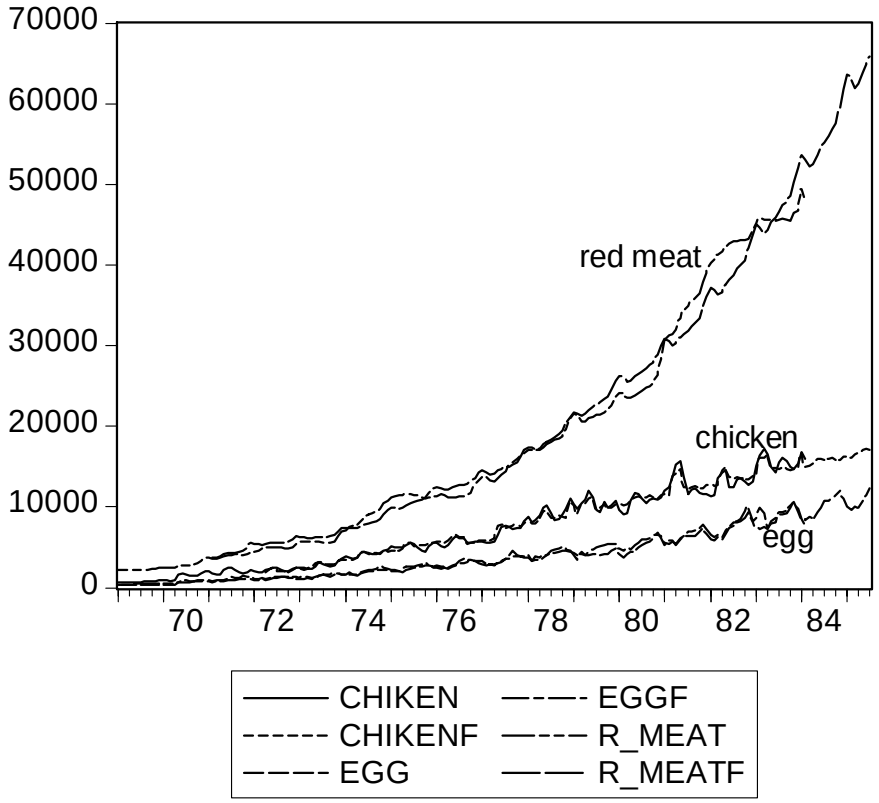
براي داده‌هاي متغيرهاي توضيحي و جايگزاري متوالي پويا به‌دست مي‌آيد. نتـايج پيش‌بيني نقطه‌اي در جدول (۳-۵) آورده مي‌شـود. معيارهـاي دقـت پـيش‌بينـي مانند ضريب نابرابري تايل[1] و ميانگين قدر مطلق خطاها نيز در ايـن جـدول ذكـر شده است. پايين بودن معيار تايل ۰/۰۳۷ نشانگر دقت مناسب مدل بـراورد شـده است. در اين نمودار نوساناتي در روند پيش‌بيني وجود دارد كه مربوط به ماه‌هـاي آخر سال و اول سال بعد يعني نوسانات ناشي از كاهش عرضـة گوشـت قرمـز (در مقايسة با ديگر ماه‌هاي سال) است، كه با نزديكتر شدن به سال‌هاي اخيـر مقـدار اين نوسانات افزايش مي‌يابد. براي مثال قيمت در ماه‌هاي اسـفند ۸۳ و فـروردين ۸٤ به ترتيب برابر با ٥۲۱٤۱ و ٥۳٦٥٥ است. در كنار پـيش‌بينـي‌هـاي نقطـه‌اي، پيش‌بيني‌هاي فاصله‌اي نيز به كمك انحراف معيار پـيش بينـي بـه‌صـورت كـران پايين و بالاي پيش بيني نقطه اي در جدول (۳-۵) ارائه مـي شـود.براسـاس ايـن جدول قيمت گوشت قرمز براي مهر ماه ۱۳۸٤ مي تواند در فاصلة ٤٥۸٤٦ ريال تا ٦٤٤٤۲ قرار گيرد و مقدار پيش‌بيني نقطه‌اي آن ٥٥۱٤٤ و براي اسفندماه ۱۳۸٤ حداقل ٥۲۹۳۳ و پيش‌بيني نقطه‌اي آن ٦۳٦٥٥ ريال است.

۳-٤-ج-تخـم مـرغ: مقـدار ضـريب نـابرابري تايـل ۰/۰٤۸ بـوده و ايـن نشان‌دهندة دقت بالاي پيش‌بيني مدل استخراج شده است. حداكثر مقدار قيمـت (كران بالا) در مهرماه ۱۳۸٤ به ازاي هر كيلوگرم ۱۲٦۷۳/۹۷ و كران پايين معادل ۱۰۱۲۳/٦۹ ريال با براورد نقطه‌اي ۱۰۱۲۳/٦۹ ريال پيش‌بيني مي‌شـود. جزييـات مربوط به پيش‌بيني تا مهرماه ۱۳۸٥ در جدول (۳-۵) آمده است

1-Thiel.

جدول(۳-۵):پیش بینی‌هاي ماهانه قیمت‌ها

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



نمودار(۳-۱)- مقادير پيش بيني شده و واقعي قيمت گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم مرغ

٤- خلاصه و نتيجه گيري

در اين تحقيق فرايندهاي تصادفي مربوط به قيمت سه كالاي اصلي پروتئيني در سبد مصرفي خانوارهاي شهري در شهر تهران, با استفاده از تكنيك فرايندهاي خود هميشه با ميانگين لغزان باكس و جنكينز فصلي مدل‌سازي و براورد شدند. براي آزمون مرتبة انباشتگي تكنيك بيولو و ميران (۱۹۹۳) استفاده شد. هدف ثانوي در اين تحليل‌ها محاسبة اثرات تقويمي قمري و شمسي در تعيين سطح قيمت‌ها بود. براي دستيابي به اين منظور از تكنيك بل و هيلمر (۱۹۸۳) استفاده شده است. نتايج بدست آمده نشان دادند كه ماه رمضان نقش بيشتري در افزايش قيمت كالاهاي ياد شده دارد. از ميان ماه‌هاي شمسي بسته به نوع كالا، بعضي از

ماه‌ها اثر مثبت و برخي ديگر اثر منفي در تعيين قيمت دارند. بيشترين اثرات تقويمي قمري در قيمت خرده فروشي گوشت مرغ مشاهده مي‌شود, ولي در تعيين قيمت تخم مرغ ماه‌هاي شمسي از تعيين كنندگي بالاتري برخوردارند. كالاي گوشت قرمز داراي مسير زماني روندي بوده و با وجود معني‌دار بودن اثرات تقويمي اين اثرات, از نوسان اندكي برخوردارند. مي‌توان نتيجه گرفت كه، نظام قيمت‌ها در مورد هر سه كالا به خوبي نسبت به عوامل بازار علامت دهي مي‌كنند، به‌طوري كه در هنگام افزايش تقاضا يا كاهش عرضه ونيز افزايش قيمت نهاده‌هاي توليد, قيمت بازار افزايش يافته و يا در صورت وفور, عرضة بازار با كاهش قيمت روبرو بوده است. كاهش قيمت مرغ در دي و بهمن، قيمت گوشت قرمز در اوايل تابستان و قيمت تخم مرغ در تابستان نشان‌گر اين نتيجه است. قيمت گوشت مرغ از تلاطم بالايي برخوردار است, در نتيجه براي كاهش نوسانات, امكان خريد براي ذخيره‌سازي در زمان كاهش قيمت و توزيع آن در هنگام افزايش وجود دارد. بازار گوشت قرمز تلاطم بالايي ندارد, اگرچه در اوايل تابستان كاهش قيمت تا حدي محسوس است، بنابراين نهادهاي مربوطه مي‌توانند با مداخله در بازار, مانع از كاهش شديد قيمت شده و با ذخيره سازي و توزيع آن در هنگام افزايش قيمت, روند با ثباتي را در بازار ايجاد كنند.

فهرست منابع

۱- باكس وجي. اي. پي‌و. جي.ام. جنكينز (۱۹۷٦) تحليل سري‌هاي زماني: پيش‌بيني و كنترل، ترجمه محمدرضا مشكاني، ۱۳۷۱،دانشگاه شهيد بهشتي.

۲- بيرشك، احمد، (۱۳٦۷)، گاهنامه تطبيقي سه هزار ساله، شركت انتشارات علمي و فرهنگي.

۳- ويليام. دبليو. اس. وي.ا، تحليل سري‌هاي زماني، روش‌هاي يك متغيري و چند متغيري، ترجمه: حسينعلي نيرومند. ۱۳۷٦، دانشگاه فردوسي 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.
4- 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.