پیش‌بینی قیمت ماهانه‌میوه و سبزیجات درایران

فرشته اسداله‌پور* محمد قهرمان‌زاده

چکیده

از عوامل تاثیرگذار بر تورم مواد غذایی می‌توان به تغییرات قیمت میوه و سبزی و بویژه رفتار فصلی آن اشاره نمود. هدف از مطالعه حاضر پیش بینی مقادیر آتی میوه و سبزی‌ها در ایران می‌باشد. بدین منظور از تکنیک‌های انباشتگی فصلی و الگوی خودتوضیحی هم‌انباشته‌ی میانگین متحرک (SARIMA) با استفاده سری‌های زمانی ماهیانه شاخص‌های قیمت میوه و سبزی طی سالهای ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۱ بهره گرفته شده است. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی بیان‌گر آن است که شاخص های قیمت میوه و سبزی دارای ریشه واحد فصلی می‌باشند. مقایسه‌ی میزان درستی پیش‌بینی مدل‌های پایه رگرسیونی و خودتوضیحی هم‌انباشته‌ی میانگین متحرک فصلی بر اساس معیار RMSE، حاکی از برتری مدل خودتوضیحی هم‌انباشته‌ی میانگین متحرک فصلی داشته و به عنوان الگوی برتر برای پیش‌بینی مقادیر آینده‌ی شاخص‌های قیمت میوه و سبزی انتخاب گردید. در نهایت شاخص‌های میوه و سبزی برای سال‌های ۹۳-۱۳۹۲ از طریق این الگو پیش‌بینی گردید.

واژه‌های کلیدی: تغییر فصلی، آزمون ریشه واحد فصلی، SARIMA، پیش‌بینی، شاخص میوه و سبزی

مقدمه

شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) معیار سنجش تغییرات قیمت تعداد ثابت و معینی از کالاها و خدمات است که توسط خانوارهای شهرنشین ایرانی به مصرف می رسد. این شاخص به عنوان وسیله‌ای برای اندازه گیری سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات مورد مصرف خانوارها، یکی از بهترین معیارهای سنجش تغییر قدرت خرید پول داخل کشور به شمار می رود .کاربرد این شاخص برای تعدیل مزد و حقوق در قراردادهای دوجانبه و نیز دعاوی حقوقی و همچنین به عنوان مهمترین معیار سنجش میزان تورم در اقتصاد ایران اهمیت فراوان دارد. بر اساس طبقه بندی COICOP[1]، ۳۵۹قلم کالا و خدمت مشمول بررسی به ۱۲ ، گروه اصلی تقسیم شده که که در بین آن‌ها گروه خوراکی و آشامیدنی‌ها با ضریب اهمیت ۲۸,۴۹ دارای بیش‌ترین تاثیر می باشد. گروه خوراکی ها و آشامیدنی ها شامل گروه های مختلفی از کالاها است که در بین آن شاخص‌های میوه و سبزی بترتیب با ضریب اهمیت ۴,۷۳ و ۳,۹۲ دارای نقش بسزایی در شکل گیری گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها را دارند. میزان تاثیر هر یک از کالاها و خدمات در محاسبه تورم متناسب با اهمیت آنها تعیین می گردد. بنابراین شاخص‌های میوه و سبزی دارای اهمیت قابل-توجه‌ای در محاسبه تورم دارند که با پیش‌بینی شاخص‌های میوه و سبزی می‌توان قسمت قابل ملاحظه‌ای از نرخ تورم را پیش‌بینی کرد. تجزیه و تحلیل متغیرهای نرخ رشد و نرخ تورم در بخش کشاورزی و آگاهی از روند آن ها در آینده و نیز شناخت الگوهای زیر ساختی تولید این داده ها، می‌تواند را هگشای برنامه ریزان و سیاست مداران برای اتخاذ تصمیمات مناسب باشد.

مطالعاتی که در این زمینه صورت گرفته است می‌توان به خلیلیان(۱۳۸۴)، به پیش بینی نرخ رشد و نرخ تورم در بخش کشاورزی ایران با استفاده از مدل های هموارسازی نمایی هالت وینترز و مدل ARIMA برای دوره‌ی ۸۳-۱۳۳۸ پرداختند. نتایج نشان داند که مدل هموارسازی نمایی هالت -وینترز، دارای دقت پیش بینی بالاتری از مدل ARIMA و شبکهٔ عصبی بوده و با داده های رشد و تورم در بخش کشاورزی ایران سازگاری بیشتری دارد. زیبایی (۱۳۸۲)، در مطالعه خود با استفاده از روشهای مختلف رگرسیونی و غیر رگرسیونی، به پیش بینی قیمت محصولات پیاز و سیب زمینی پرداخت. نتایج در این مطالعه نشان داد که برای پیش بینی قیمت پیاز الگوی ARIMA و برای پیش بینی قیمت سیب زمینی مدل هموارسازی نمایی ساده (S.E.S) از دقت بالاتری برخوردار هستند. نجفی و همکاران (۱۳۸۶) در مطالعه خود به پیش بینی قیمت عمده فروشی برخی محصولات زراعی شامل گوجه فرنگی، پیاز و سیب زمینی در استان فارس برای یک افق زمانی یک، سه و شش ماه آتی از روشهای معمول پیش بینی و شبکه عصبی مصنوعی پرداختند. قهرمان‌زاده و سلامی (۱۳۸۷)، اقدام به تدوین الگویی برای پیش‌بینی قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ

[1] - Classification of Individual Consumption by Purpose

در استان تهران نموده‌اند. برای این منظور، از تکنیک‌های سری زمانی در قالب الگوهای خود توضیحی (PAR)، پایه-ی رگرسیونی بر پایه‌ی آزمون های ریشه واحدهای فصلی و باکس-جنکیز (SARIMA) بهره گرفته شده است. یافته-های این تحقیق نشان داد که قیمت گوشت مرغ دارای تغییرات دوره‌ای منظم نیست و نمی‌توان از الگوی PAR برای پیش بینی استفاده نمود و مقایسه‌ی میزان درستی پیش‌بینی‌ها حاکی از برتری مدل پایه‌ی رگرسیونی به عنوان الگوی برتر برای پیش‌بینی مقادیر قیمت‌های ماهانه‌ی گوشت مرغ بوده است. هر چند مطالعات بسیاری در زمینه پیش بینی انواع محصولات کشاورزی انجام شده اما تا کنون در رابطه با بررسی روند تغییرات و پیش بینی شاخص های میوه و سبزی مطالعه ای صورت نپذیرفته و با توجه به اهمیت و مزایای این شاخص‌ها هدف از مطالعه حاضر دست یافتن به مناسب ترین الگو در پیش بینی شاخص‌های میوه و سبزی می باشد.

روش شناسی

داده های سری زمانی ماهیانه شاخص های قیمت میوه و سبزی در ایران اطلاعات ارزشمندی را در جهت پیش بینی مقادیر آتی شاخص تورم فراهم آورده و پارامترهای اصلی در تعیین مقادیر مورد نظر از قبیل روند، اثرات فصلی و شوک ها را در اختیار برنامه ریزان و محققان قرار می‌دهد. در این مطالعه جهت پیش بینی شاخص های میوه و سبزی از الگوهای خود توضیحی و SARIMA استفاده و سپس قدرت و دقت پیش بینی هریک از آنها از طریق ریشه‌ی دوم میانگین مربعات خطاها ارزیابی می‌شود. در ادامه الگوهای مورد استفاده در این مطالعه به تفکیک بررسی خواهد شد.

یکی از روش های پیش بینی روش باکس- جنکینز (Box and Jenkins, 1970) است که از نظر تکنیکی به الگوی ARIMA شهرت یافته است. به طور کلی این روش دارای سه مرحله است. مرحله اول تشخیص می باشد که با استفاده از تابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی انجام می گیرد. در مرحله بعد تخمین انجام می شود و پس از ارزیابی های لازم در جهت برازش مناسب الگو مرحله سوم که پیش بینی است صورت می پذیرد. به منظور مدل سازی الگوهای غیر فصلی با استفاده از فرایند خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته (ARIMA) رابطه به صورت زیر ارائه شد:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \, \varepsilon_{t-i} \qquad (۱)$$

جزء $\sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, y_{t-i}$ بیانگر قسمت اتورگرسیو و $\sum_{i=1}^{q} \beta_i \, \varepsilon_{t-i}$ بیانگر جزء میانگین متحرک مدل می باشد. یک الگوی خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته که بصورت ARIMA (p,d,q) نمایش داده می شود، دارای p وقفه اتورگرسیو، q وقفه میانگین متحرک و d درجه تفاضل گیری جهت تأمین شرط ایستایی سری زمانی می باشد (والتر اندرس، ۱۹۸۴). چنانچه ماهیت فصلی بودن داده ها تأیید شود لازم است از مدل های خود توضیحی هم انباشته

میانگین متحرک فصلی (SARIMA) مورد استفاده قرار گیرد. این مدل دارای دو جزء فصلی و غیر فصلی است. جزء فصلی به صورت پارامترهای خود توضیحی یا میانگین متحرک از وقفه فصلی به ترتیب از درجه P و Q و بخش غیر فصلی نیز به صورت پارامترهای خود توضیحی یا میانگین متحرک از وقفه های غیر فصلی از درجه p و q وارد مدل می گردند. برای الگوسازی رفتار سری زمانی ابتدا می بایست از فیلتر تفاضل گیری فصلی جهت ایجاد سری های زمانی استفاده نمود. اما این گونه تفاضل گیری به معنی پذیرش وجود تمام ریشه های فصلی و غیر فصلی در اطلاعات مورد بررسی است (دارن و دایبلت، ۲۰۰۲). به منظور جلوگیری از اشتباه تفاضلگیری بیش از حد، آزمون ریشه واحد فصلی مورد توجه قرار گرفت. هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) برای اولین بار آزمون ریشه های واحد فصلی را بر روی داده های سری زمانی فصلی سه ماهه انجام دادند. این آزمون بعدها توسط بولیو و مایرون (۱۹۹۳) برای سری های زمانی ماهانه نیز بسط داده شد. این آزمون بطور مشخص ریشه موجود در سری زمانی که باعث ناایستایی شده را مشخص می نماید. لذا به منظور ایستایی مدل کافی است از فیلتر مخصوص همان ریشه استفاده کرد. فرض کنید x_t سری زمانی مورد نظر باشد که از طریق فرآیند اتورگرسیو ماهانه زیر ایجاد می گردد:

$$\varphi(L)x_t = \mu_t + \varepsilon_t$$
$$where \qquad (۲)$$
$$\mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{12} \delta_s D_{s,t}$$

که $\varphi(L)$ یک چند جمله‌ای[۱] از درجه ۱۲ ($\varphi(L) = 1 - L^{12}$)، L عملگر وقفه‌ای[۲]، ε_t یک فرآیند نوفه سفید[۳]، یعنی[۴] $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ است. μ_t، جهت خلاصه نویسی، شامل عرض از مبداء (α)، روند خطی (t) و متغیرهای موهومی فصلی ماهانه ($D_{s,t}$) می‌باشد. عبارت چند جمله‌ای $\varphi(L) = 1 - L^{12}$ دارای ۱۲ ریشه مشخصه[۵] می‌باشد که عبارتند از (بولیو و مایرن (۱۹۹۳)):

$$\pm 1;\ \pm i;\ -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}\, i);\ \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}\, i);\ -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i);\ \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i) \qquad (۳)$$

---

[1]. Polynomial
[2]. Lag operator
[3]. Whit noise

[۴]. **iid** یعنی توزیع مستقل (**i**ndependent) و بطور یکسان (**i**dentically **d**istributed).

[۵]. جهت بدست‌آوردن ریشه‌های مشخصه‌ی (Characteristic roots) معادله $\varphi(L) = 1 - L^{12}$، بایستی معادله $(1 - z^{12}) = 0$ برای آن حل گردد. راه‌حل عمومی این معادله با استفاده از توابع سینوسی، برابر با $\{1, \cos(2\pi k/12) + i \sin(2\pi k/12)\}$ k=1,2,...,11 است که ۱۲ جواب متفاوت تولید می‌کند که برخی از آنها مرکب (Complex root) هستند. تمامی این ریشه‌ها بر روی یک چرخه واحد (unit circle) قرار دارند (فرانسس، ۱۹۹۸).

فراوانی[1] هر یک از این ریشه‌های واحد (k) بوسیله معادله (۴) محاسبه می‌گردد (تیلور، ۱۹۹۸):

$$\omega_k = 2\pi k/12 \quad , \quad k = 0,1,2,...,11 \qquad (۴)$$

بنابراین، هر یک از ریشه‌های واحد در معادله (۴) از چپ به راست، به ترتیب در فراوانی‌های $0, \pi, \pm\frac{\pi}{2}, \mp\frac{2\pi}{3}, \pm\frac{\pi}{3}, \mp\frac{5\pi}{6}$ و $\pm\frac{\pi}{6}$ اتفاق می‌افتند. از این مجموعه، اولین ریشه واحد، یعنی ۱+ ، ریشه واحد غیرفصلی[2] است که در فراوانی صفر، یعنی بدون تکرار در طول یک سال اتفاق می‌افتد که به ریشه واحد فراوانی صفر[3] معروف است (تیلور، ۱۹۹۸). بقیه، ریشه‌های واحد فصلی بوده که به ترتیب در ۶، ۳، ۹، ۸، ۴، ۲، ۱۰، ۷، ۵، ۱ و ۱۱ چرخه در یک سال اتفاق می‌افتند. بولیو و مایرن [BM](۱۹۹۳) معادله رگرسیونی (۵) را جهت آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی ارائه نموده‌اند.

$$(1-L^{12})x_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11}\delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12}\pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p}\phi_j(1-L^{12})x_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که $\alpha, D_{s,t}, t$، همان تعاریف قبلی خود را داشته، p درجه تعمیم[4] معادله (۵) جهت تامین خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلال معادله $(\varepsilon_t \sim (iid(0,\sigma^2))$ و $y_{i,t}$ تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های x_t هستند که در هر یک از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مورد نظر حفظ و بقیه ریشه‌های واحد در سایر فراوانی‌ها حذف شده‌اند. این متغیرهای به منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراونی‌های مربوطه ایجاد می‌گردند.

پس سری زمانی x_t می تواند هریک از ریشه های فوق و یا مجموعه ای از آنها را داشته باشد لذا بایستی ابتدا نوع ریشه واحد شناسایی شود. آنچه در انجام آزمون فوق باید مورد توجه باشد، انتخاب مناسب وقفه‌ها در الگو است به گونه ای که مشکل خود همبستگی در وقفه ها اول و دوازده در داده های ماهیانه وجود نداشته باشد، می-بایست از حاصل ضرب فیلترهای تفاضل‌گیری مربوط برای ایستا سازی استفاده شود. در حقیقت، از این راه درجه‌ی هم‌انباشتگی فصلی[5] سری p_t مشخص می‌گردد. بر اساس تعریف انگل(۱۹۸۹)، سری p_t هم‌انباشته از درجه‌ی d در فراوانی Θ است، $p_t \sim I_\Theta(d)$ اگر سری فقط هم‌انباشته در فروانی صفر باشد، هم‌انباشتگی استاندارد به دست می-آید.علاوه بر این، یک سری می‌تواند در یک یا چند فراوانی هم‌انباشته باشد (براند استراپ و همکاران، ۲۰۰۴).

اگر تمامی ریشه‌های واحد به طور هم‌زمانی در سری زمانی قیمت‌ها ظاهر شود، متغیر دارای گام تصادفی فصلی[6] خواهد بود. این فرآیند به هم‌انباشتگی فصلی از درجه‌ی اول (SI(1)) نیز معروف است (آزبورن، ۲۰۰۴). بر این

---

[1]. Frequency
[2]. Non-seasonal unit root
[3]. Zero-frequency unit root
[4]. Augmented
[5] -Seasonal integration
[6] -Seasonal random walk

این اساس، رد نشدن فرضیه‌ی عدم $H_0: \varphi(L) = 1 - L^{12}$ (معنی‌دار نبودن تمام آماره‌های آزمون) بیان‌گر تبعیت سری‌های زمانی شاخص های میوه و سبزیجات از فرآیند گام تصادفی فصلی است. در این حالت، برای ایستا نمودن آن می‌بایست از تفاضل‌گیری فصلی $(1 - L^{12} = \Delta_{12})$ استفاده گردد. اگر نتایج آزمون نشان دهنده وجود یک فرآیند تصادفی فصلی ناایستا باشد، الگوی مناسب برای پیش بینی قیمت‌ها، الگوی خودتوضیحی است که اصطلاحا به الگوی پایه رگرسیونی معروف است، و دارای شکل ریاضی به صورت معادله‌ی (۶) است.

$$\Delta_s P_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta_s P_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که درآن، $\Delta_s P_t$ ، سری قیمت ایستا شده، a_0 ، عرض از مبدا، P، تعداد وقفه‌ها، φ_i ، پارامترهای الگو است که باید برآورد گردد، $\Delta_s P_{t-1}$ ، وقفه‌ی iام سری قیمت ایستا شده و ε_t ، اجزای اخلال الگو است.

همانگونه که بیان شد، ممکن است الگوهای مختلفی برای پیش‌بینی مقادیر آینده شاخص های میوه خوراکی و سبزیجات ، یا به طور کلی یک متغیر اقتصادی ،پیش‌نهاد گردد. یک معیار عملی و کاربردی برای انتخاب الگوی برتر ، محاسبه‌ی اندازه درستی پیش‌بینی های این الگو ها است. میزان خطای پیش‌بینی الگوهای مختلف ، توسط معیارهای متفاوتی فرموله می‌شوند تا از این طریق بتوان دقت پیش‌بینی آن‌ها را مقایسه کرد. یکی از مرسوم‌ترین و پرکاربردترین معیارها، ریشه‌ی دوم میانگین مربعات خطاها[1] (RSME) پیش‌بینی است که به صورت زیر محاسبه می‌گردد (وول دریج، ۲۰۰۳):

$$MSE = \sum_{i=1}^{n} \frac{(y_i - \hat{y}_i)^2}{n} \qquad (۷)$$

$$RMS \quad \sqrt{MSE} \qquad (۸)$$

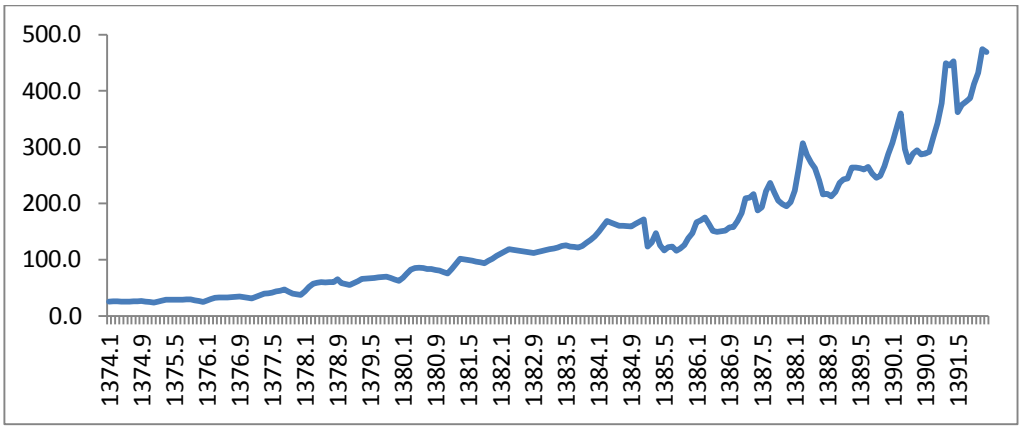
که در آن MSE و RMSE، به ترتیب مربع میانگین خطا و ریشه مربع میانگین خطا و yi و n بترتیب مشاهدات مورد استفاده در فرایند پیش بینی و تعداد نمونه است. در اصل RMSE، انحراف معیار خطای پیش‌بینی است که نسبت به درجه‌ی آزادی تعدیل نشده است (وول‌دریج، ۲۰۰۳). هر اندازه که میزان RMSE کم‌تر باشد به همان اندازه انحراف معیار خطای پیش‌بینی که دارای دست کم مقدار RMSE باشد، به عنوان الگوی برتر انتخاب می‌گردد.

این مطالعه به بررسی پیش بینی قیمت ماهانه میوه و سبزیجات در ایران پرداخته است . داده‌های مورد نیاز در این مطالعه شامل داده های ماهانه‌ی شاخص های خرده فروشی قیمت میوه و سبزیجات بوده که از بانک مرکزی ایران طی سال های ۹۱-۱۳۷۴ گردآوری شده است. در این مطالعه از نرم‌افزار SHAZAM و STATA استفاده شده است.

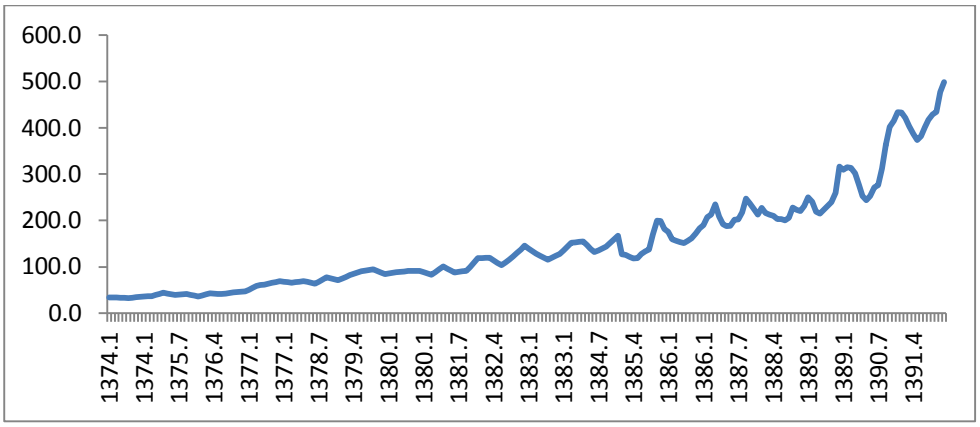
[1] -Root of Mean Square Error (RMSE)

تجزیه و تحلیل داده ها

در پیش بینی یک سری زمانی، تصادفی نبودن آن شرط لازم است. اگر سری زمانی تصادفی باشد یعنی تغییرات متغیر از یک الگوی مشخصی پیروی نمی کند و بنابراین نمی‌توان آن را پیش بینی کرد. در این مطالعه با رسم نمودار ۱و۲ مشخص می‌شود که اولا این سری‌ها روند رو به رشد دارند، شاخص های میوه و سبزی به ترتیب ۱۷,۳٪ و ۱۵,۴٪ افزایش یافته است. بنابراین، مولفه‌ی روند زمانی، یکی از مولفه‌های اصلی تشکیل دهنده‌ی ماهیت ایجاد داده-های این ۲ سری می‌باشد. مشخصه‌ی دوم، مولفه‌ی تغییر فصلی در ماهیت ایجاد شاخص میوه و شاخص سبزیجات است. شاخص های میوه و سبزی در نمودارهای ۱تا ۲ نشان می‌دهند که هر ۲ متغیر دارای تغییرات فصلی است، به نحوی که در برخی از ماه‌های سال در نقطه‌ی بیشترین خود و در برخی از ماه‌ها در نقطه‌ی کم‌ترین خود قرار دارند. دوم این‌که الگوی تغییرات فصلی این ۲ متغیر در طول این سال‌ها ثابت نبوده است.



نمودار (۱): شاخص قیمت ماهانه میوه طی سال‌های ۹۱-۱۳۷۴



نمودار (۲): شاخص قیمت ماهانه سبزیجات طی سال‌های ۹۱-۱۳۷۴

برای استفاده از الگوی پیش‌بینی پایه رگرسیونی، ابتدا وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی در سری‌های زمانی شاخص های میوه و سبزیجات مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، از آزمون ریشه‌های واحد فصلی BM استفاده شد. مطابق این آزمون، ابتدا معادله‌ی رگرسیونی (۵) برای تبدیل‌های لگاریتمی شاخص های میوه و سبزیجات از روش OLS تخمین زده شد. سپس، معنی داری آماره‌های آزمون BM، یعنی آماره‌های t_kو$F_{k,k+1}$ سنجیده شد. که نتایج آن در جدول (۱) و تفاضل گیری شده آن‌ها در جدول (۲) نشان داده شده است.

برای سری زمانی شاخص میوه، مقایسه‌ی آماره‌های محاسبه شده‌ی آزمون BM با مقادیر بحرانی آن‌ها، نشان می‌دهد که از آنجا که آماره t_1 محاسبه شده از t بحرانی جدول بزرگتر است لذا فرض صفر رد نمی‌شود و در نتیجه دارای یک ریشه واحد در فروانی صفر برای این سری قیمت وجود دارد. و همچنین آماره $F_{11,}$ محاسبه شده کوچکتر از مقادیر بحرانی جدول است لذا فرض صفر رد نمی‌شود و در نتیجه یک ریشه واحد در فروانی $\frac{\pi}{6}$ برای این سری وجود دارد. و بقیه آماره‌های t_kو$F_{k,k+1}$ محاسبه شده در سطح احتمال ۵٪ معنی دار می‌باشند که بیان‌گر عدم وجود ریشه واحد در بقیه فراوانی‌ها می‌باشد. لذا می‌بایست با بکارگیری فیلتر تفاضل‌گیری $\Delta_s= (1-L)(1-L+L^2)$ این سری را ایستا نمود. برای سری زمانی شاخص سبزیجات، مقایسه‌ی آماره‌های آزمون شده BM با مقادیر بحرانی آن‌ها، نشان می‌دهد که از آنجا که آماره t_1 محاسبه شده از t بحرانی جدول بزرگتر است لذا فرض صفر رد نمی‌شود و در نتیجه دارای یک ریشه واحد در فروانی صفر برای این سری قیمت وجود دارد. و همچنین آماره $F_{9,10}$ و $F_{11,1}$ محاسبه شده کوچکتر از مقادیر بحرانی جدول است لذا فرض صفر رد نمی‌شود و در نتیجه بترتیب دارای ریشه واحد در فروانی $\frac{5\pi}{6}$ و $\frac{\pi}{6}$ می‌باشد. و بقیه آماره‌های t_kو$F_{k,k+1}$محاسبه شده در سطح احتمال ۵٪ معنی دار می‌باشند که بیان‌گر عدم وجود ریشه واحد در بقیه فراوانی‌ها می‌باشد. لذا می‌بایست با بکارگیری فیلتر تفاضل‌گیری $\Delta_s= (1-L)(1-L+L^2)(1+L+L^2)$ این سری را ایستا نمود.

جدول (۱): نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد فصلی برای شاخص‌های میوه و سبزی در سطح داده‌ها

فراوانی / آزمون	0						
میوه	-۱,۳۰	-۴,۲۲	۲۵,۹۷	۲۸,۶۳	۱۰,۲۴	۱۴,۴۷	۲,۵۴
سبزی	-۲,۵۳	-۵,۵۳	۱۷,۳۸	۱۸,۹۱	۱۳,۵۴	۴,۱۳	۳,۴۱

جدول (۲): نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد فصلی برای شاخص‌های میوه و سبزی تفاضل‌گیری شده

فراوانی / آزمون	0						
میوه	-۴,۶۶	-۴,۵۱	۱۲,۸۸	۱۸,۲۳	۱۶,۹۶	۱۴,۲۵	۱۴,۳۲

سبزی	-۴٫۷۰	-۴٫۸۱	۱۵٫۱۱	۱۸٫۶۴	۱۸٫۴۷	۱۶٫۸۰	۲۲٫۷۶

*سطح معنی‌داری ۱٪: برابر با t_1=-۳٫۷۳، t_2=-۳٫۲۰، $F_{K,K+1}$ = ۷.۸۶. *سطح معنی‌داری ۵٪: برابر با t_1=-۲٫۶، t_2=-۳٫۱۹، $F_{K,K+1}$ = ۵.۷۷(فرانسس و هیبایجن، ۱۹۹۷ و تیلور ، ۱۹۹۸). ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از ایستا بودن سری تفاضل‌گیری شده، آزمون BM دوباره برای این داده‌ها انجام گرفت. نتایج در جدول (۲) آورده شده است. بر اساس این جدول، همه‌ی آماره‌های $F_{k,k+1}$و t_k آزمون BM در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار است. این امر نشان‌دهنده‌ی ایستا بودن داده‌های تفاضل‌گیری شده است. پس از تعیین نوع فیلتر مورد استفاده و ایستا نمودن شاخص‌های میوه و سبزی مربوطه، الگوی پایه رگرسیونی برای این ۲ سری برآورد گردید. انتخاب تعداد وقفه‌ی بهینه در الگوی پایه‌ی رگرسیونی از طریق حداقل معیار AIC,SBC صورت گرفت. معادله‌ی پایه رگرسیونی شاخص‌های میوه و سبزی با لحاظ نمودن یک وقفه‌ی فصلی از درجه‌ی ۱۲ ویک وقفه‌ی غیر فصلی از درجه‌ی اول برآورد گردید. نتایج در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول(۳): برآورد ضرایب الگوی پایه رگرسیونی برای شاخص های قیمت ماهانه میوه و سبزی

میوه					
	(3.69)	**(9.12)**	**(-6.54)**		
سبزی					
	(5.33)		(-7.19)		(5)
	ARCH(12)= 2.05	*ARCH(1)=0.81*	*LM(12)=2.18*	*LM(1)=1.324*	

آماره‌ی tمحاسباتی برای هریک از ضرایب برآورد شده در داخل پرانتز گزارش شده است.

مطابق جدول (۳)، همه‌ی ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار است. همچنین، معنی‌داری (داخل پرانتز) آماره‌های آزمون LM(q)و ARCH(q) محاسبه شده برای معادله‌های بالا به ترتیب بیان‌گر نبود خود همبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی شرطی از درجه‌ی اول و در اجزای اخلال این معادله در سطح احتمال ۵٪ است. بر اساس الگوهای پایه‌ی رگرسیونی برآورد شده برای شاخص‌های میوه و سبزی در جدول (۳)، رفتار هر دو شاخص متاثر از دو بخش از تغییرات قیمت‌های گذشته‌ی خود است. بخش اول نرخ رشد سالانه‌ی قیمت مربوط به ماه گذشته و بخش دوم مربوط به نرخ رشد قیمت ماه مورد نظر در سال گذشته نسبت به همان ماه در سال پیش از آن است. به عبارت دیگر، نرخ رشد شاخص‌های میوه و سبزی در هر ماه هم متاثر از نرخ رشد قیمت‌های یک ماه گذشته و هم متاثر از نرخ رشت قیمت ماه مشابه سال گذشته است. بر طبق الگوی پایه رگرسیونی در جدول (۳)، تاثیرپذیری هر ماه از این دو شاخص از دو بخش یاد شده یکسان نیست، به طوری که تاثیر نرخ رشد شاخص میوه

از ماه گذشته (۰,۷۰۳) بیش از مجموع اثر رشد قیمت در ماه مشابه سال گذشته (۰,۳۷) است. و تاثیر نرخ رشد شاخص سبزی از از ماه گذشته (۰,۵۳۱) بیش از مجموع اثر رشد قیمت در ماه مشابه سال گذشته (۰,۴۸) می‌باشد.

برای الگوسازی و پیش‌بینی شاخص‌های میوه و سبزی علاوه بر الگوی پایه‌ی رگرسیونی، از الگوهای باکس- جنکیز فصلی (SARIMA) نیز استفاده شده، و دقت و توانایی دو الگوی یاد شده در برابر هم سنجیده شده است. بر اساس ره‌یافت باکس-جنکیز، سری شاخص‌های میوه و سبزی با استفاده از فیلتر تفاضل‌گیری مرتبه‌ی اول فصلی و غیر فصلی (D=d=1)، ایستا سازی گردید. سپس مطابق نمودارهای SACF وPACF ، در الگوی اولیه SARIMA حاصل‌ضرب ، درجه‌های متغیرهای خودتوضیحی و میانگین متحرک تعیین شده، و یک بار به همراه متغیر خود توضیحی فصلی از درجه‌ی یک $[ARIMA(p,1,q)(1,1,0)_{12}]$ و بار دیگر با لحاظ کردن متغیر میانگین متحرک فصلی از درجه‌ی اول $[AR \quad (p,1,q)(0,1,1)_{12}]$ برازش شده است. در هر دو فرم تابعی ، انتخاب الگوی مناسب بر اساس مراحل سه گانه‌ی باکس جنکیز یعنی شناسایی وقفه‌های پارامترهای خود توضیحی (p) و میانگی متحرک (q) بر پایه‌ی بررسی نمودارهای خود همبستگی‌های جزئی و نمونه، تخمین الگو با استفاده از روش بیش‌ترین درست نمایی و کنترل تشخیصی اجزای اخلال توسط آماره‌ی باکس- پیرس (Q) ، نمودار تابع خودهمبستگی جزئی و همچنین برآورد الگو از درجات مختلف qوp صورت گرفته است. برای شاخص میوه دارای تصریح $[ARIMA(1,1,1)(0,1,1)_{12}]$ و برای شاخص سبزی دارای تصریح $[ARIMA(1,1,1)(1,1,0)_{12}]$ می‌باشد. که نتایج تخمین در جدول (۴) آمده است. بر اساس این جدول دیده می‌شود که اثرات تغییرات فصلی برای متغیر شاخص میوه به صورت یک متغیر میانگین متحرک فصلی الگوسازی شده است. به عبارت دیگر، رفتار فصلی ماه جاری شاخص میوه تحت تاثیر مجموعه‌ی عوامل تصادفی شکل گرفته در همان ماه در سال گذشته است. در حالیکه برای قیمت شاخص سبزی، اثرات تغییرات فصلی به صورت یک متغیر خودتوضیحی فصلی الگو سازی شده است. به عبارت دیگر، رفتار فصلی ماه جاری شاخص سبزی تحت تاثیر شاخص سبزی در همان ماه در سال گذشته است.

جدول(۴): نتایج مربوط به برآورد ضرایب الگوی SARIMA حاصل‌ضرب برای شاخص‌های میوه و سبزی

میوه	**(21.19)**	**(12.71)**	**(3.13)**
		SBC= -13.93	**AIC=-13.84**
سبزی	(11.43)	(-15.35)	(-7.57)
		SBC= -13.4	AIC=-13.6

به منظور مقایسه قدرت پیش بینی الگوهای فوق شاخص دقت پیش بینیRMSE محاسبه شد . نتایج شاخص یادشده جدول (۵) گزارش شده است.

جدول(۵): میزان (RMSE) در پیش‌بینی‌های الگوهای پایه‌ی رگرسیونی و SARIMA

سری زمانی قیمت	الگو	افق پیش‌بینی				
		یک ماه	دو ماه	چهار ماه	شش ماه	هشت ماه
میوه	پایه‌ی رگرسیونی	۶۷	۷۸	۹۴	۱۰۱	۱۱۶
	SARIMA	۴۲	۴۹	۵۱	۶۲	۷۶
سبزی	پایه‌ی رگرسیونی	۶۲	۶۹	۷۵	۹۳	۱۰۲
	SARIMA	۲۱	۲۶	۳۲	۳۷	۴۵

مطابق جدول (۵)، ملاحظه می‌گردد برای شاخص‌های میوه و سبزی ، معیار SARIMA برای الگوی پایه‌ی رگرسیونی در مقایسه با الگوی RMSE حاصل‌ضرب در تمامی گام‌ها دارای مقادیری به مراتب کم‌تر است. بر همین اساس می‌توان نتیجه گرفت که برای شاخص‌های میوه و سبزی ، الگوی SARIMA، توانایی بیش‌تری برای پیش‌بینی صحیح مقادیر آینده دارند. البته برای سنجش معنی‌دار بودن تفاوت میان خطاهای پیش‌بینی این دو الگو از لحاظ آماری ، از روش دایبولد و ماریانو[1](۱۹۹۵) استفاده شد. برای دو شاخص میوه و سبزی مقدار آماره‌ی آزمون بترتیب (۳٫۸۵-) و(۴٫۸۹-) بدست آمده که در مقایسه با مقدار بحرانی جدول Z در سطح احتمال ۱٪ (۲٫۵۷) از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. بنابراین الگوی SARIMA به عنوان الگوی برتر برای پیش‌بینی شاخص‌های میوه و سبزی انتخاب گردید. در نهایت، مقادیر آینده‌ی شاخص‌های میوه و سبزی با استفاده از الگوی SARIMA پیش‌بینی گردید. نتایج آن‌ها در جدول (۶) آمده است.

جدول (۶): پیش‌بینی شاخص‌های میوه و سبزی برای سال‌های ۹۲-۱۳۹۱

محصول	سال/ماه	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	اذر	دی	بهمن	اسفند
میوه	۱۳۹۲	۴۶۶	۴۹۲	۴۸۱	۴۷۲	۴۹۸	۵۰۱	۵۲۸	۵۱۲	۵۳۵	۵۵۴	۵۶۱	۵۸۳

۱- در این روش ، تفاضل خطاهای پیش‌بینی دو گزینه در افق‌های پیش‌بینی متفاوت محاسبه شده و میانگین این تفاضل‌ها ($\bar{d}$) برآورد می‌گردد. سپس فرضیه‌ی عدم $H_0: \bar{d} = 0$ توسط آماره‌ی آزمونِ دایبولد و ماریانو که دارای توزیع نرمال استاندارد است، سنجیده می‌شود(اندرس، ۲۰۰۴).

	۱۳۹۳	۶۲۳	۶۷۵	۶۹۳	۶۸۲	۷۱۱	۷۴۸	۷۹۲	۷۴۳	۷۵۶	۷۷۴	۷۸۱	۷۹۶
سبزی	۱۳۹۲	۴۸۴	۵۲۸	۵۴۹	۵۳۳	۵۲۴	۴۸۸	۵۰۲	۵۲۹	۵۳۶	۵۴۱	۵۵۸	۵۷۱
	۱۳۹۳	۶۱۲	۶۶۱	۶۹۳	۶۸۵	۶۳۲	۷۱۴	۷۴۹	۷۷۳	۷۸۱	۷۹۴	۸۰۳	۸۱۳

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر برای پیش‌بینی شاخص‌های میوه و سبزی از الگوهای SARIMA و پایه‌ی رگرسیونی استفاده شده است . در این راستا پس از انجام آزمون ریشه واحد فصلی بولیو مایرون و تعیین ریشه های واحد در فراوانی های فصلی و غیر فصلی ، فیلتر مناسب به منظور ایستا نمودن داده های سری زمانی ماهیانه شاخص‌های میوه و سبزی تعیین شد. با توجه به معیارهای آماری مد نظر الگوهای SARIMA و پایه‌ی رگرسیونی برازش شد و مقادیر شاخص ها برای ۲ سال ۹۲ و ۹۳ بصورت ماهیانه پیش‌بینی شد. مقایسه مقادیر شاخص های دقت پیش بینی گویای برتری قدرت پیش بینی الگوی SARIMA در مقایسه با الگوی پایه‌ی رگرسیونی، الگوی مناسبی برای پیش‌بینی است. از این رو با استفاده از الگوی SARIMA، شاخص‌های میوه و سبزی در سال‌های آینده را پیش‌بینی نمود و بر اساس این اطلاعات قیمتی مدیریت بهتری برای میوه و سبزی نمود. همچنین بخش‌هایی اجرایی دولت با استفاده از پیش‌بینی‌های شاخص-های میوه و سبزی می‌توانند تورم را در آینده را پیش‌بینی کنند و با توجه به آن راه‌کارهایی برای کنترل آن برنامه‌ریزی کنند. با توجه به روند تغییرات شاخص‌های میوه و سبزی، انتظار می‌رود که نوسان‌های این سه متغیر در سال‌های آینده بیشتر از سال‌های گذشته باشد. این مساله بسیار اهمیت دارد، زیرا بواسطه افزایش شاخص‌های سبزی و میوه ، نرخ تورم افزایش می‌یابد که بخش مصرف و رفاه خانوارها را نیز تحت تاثیر قرار خواهد داد. بر این اساس توصیه می‌گردد که دستگاه‌های مربوط پیش‌بینی‌هایی را برای مدیریت بازار فراهم نمایند.

منابع

۱.بانک مرکزی ایران، شاخص‌های قیمت ماهانه خرده فروشی کالاها، سالهای ۹۱-۱۳۷۴.

۲.سلامی،ح.،قهرمان‌زاده،م.(۱۳۸۶).الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه موردی استان تهران.مجله علوم کشاورزی ایران، ۳۹(۲):۱۷-۱.

۳.دلیری،ا.، خلیلیان،ص.(۱۳۸۴). پیش بینی نرخ رشد و نرخ تورم در بخش کشاورزی ایران.مجله تحقیقات اقتصادی، (۷۴):۲۱۵-۱۸۳.

۴.قهرمان‌زاده،م.(۱۳۸۹). پیش‌بینی قیمت ماهانه‌ی جوجه‌ی یک روزه‌ی گوشتی در استان آذربایجان شرقی. مجله‌ی اقتصاد کشاورزی،۴(۵):۲۱۰-۱۸۳.

5.Beaulieu,J.J.and Miron,J.A.(1993).Seasonal unit root in aggregate U.S. data. Journal of Econometrics,55:305-328.

6.Boswijk,H.P. and Franses,P.H.(1996).Unit roots in periodic autoregressios . Journal of time series,17:221-245.

7. Boswijk,H.P. and Franses,P.H.(1995).Testing for periodic integration. Economics letters,48:241-248.

8.Brendstrup,B.,Hyllberg,S.,Nielsen,M.,Skipper,L.and Stentoft,L.(2004). Seasonality in economic models. Macroeconomic Dynamics,8:362-394.

9.Darne,O. and Diebolt,C.(2002). A note on seasonal unit root tests. Quality and Quantity,36:305-310.

10.Enders,W.(2004).Applied econometrics times series. Second edition,John wiley and sons,Inc.

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

12.Franses,P.H. and Paap,R.(2004).Periodic time series models: Advanced texts in Econometrics . Oxford University Press.

13.Hyllberg,S.(1995). Tests for seasonal unit roots:General to specific or specific to general? . Journal of Econmerics,69:5-25.