



تحقیقات غلات

دوره نهم / شماره دوم / تابستان ۱۳۹۸ (۱۱۳-۱۰۳)

تحلیل ماهیت رفتاری سری‌های زمانی ماهیانه قیمت انواع برنج صدری

محمد کاوسی کلاشمی^۱ و محمد کریم معتمد^{۲*}

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۰۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۲۸

چکیده

ارزیابی ماهیت رفتاری سری‌های زمانی قیمت محصولات کشاورزی نقش شایان توجهی در بهبود فرایندهای سیاست‌گذاری مدیریت تنظیم و کنترل بازار مواد غذایی دارد. برنج از جمله مواد غذایی اساسی و با اهمیت در سبد غذایی خانوارهای ایرانی محسوب می‌شود. در این پژوهش، ماهیت رفتاری سری‌های زمانی ماهیانه قیمت عمده‌فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی طی سال‌های ۹۵-۱۳۷۸ (۲۱۶ مشاهده) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. جهت بررسی ویژگی‌های آماری، الگوسازی روند، تجزیه به مولفه‌های اصلی، الگوسازی ماهیت رفتاری و شناخت ریشه‌های فصلی و غیرفصلی این دو سری زمانی صورت گرفت. نتایج حاصل نشان داد که رشد قیمت عمده‌فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی دارای روند پله‌ای طی سال‌های اخیر (بعد از سال ۱۳۸۶) بوده است. فرم‌های تابعی رشد نمایی و منحنی S در قیاس با سایر فرم‌ها، الگوسازی بهتری را برای روند سری‌های زمانی مورد مطالعه ارائه کردند. الگوریتم چندگانه Holt-Winter (HWM) نیز بهترین الگوی غیرپارامتریک برای توجیح ماهیت رفتاری سری‌های زمانی ماهیانه قیمت عمده‌فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی بود. بررسی وجود ریشه‌های واحد فصلی، شباهت وجود ریشه‌ها در دو سری مورد مطالعه را نشان داد. از سوی دیگر، ریشه بلندمدت در هیچ‌یک از دو سری زمانی ماهیانه قیمت عمده‌فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی در سطح احتمال پنج درصد آماری وجود نداشت.

واژه‌های کلیدی: برنج معمولی و درجه یک، رفتار قیمت، روند زمانی، ریشه واحد فصلی، شاخص‌های فصلی، فرم تابعی

۱- استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران

۲- دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران

* نویسنده مسئول: motamed@guilan.ac.ir

مقدمه

بر روندهای یادشده اثرگذار است (Tomek and Robinson, 2003).

بررسی‌ها نشان می‌دهند که در توجیه عوامل اثرگذار بر الگوی قیمت محصولات کشاورزی، شناخت ماهیت زیستی فرآیند تولید، وقفه‌های زمانی اثرگذار و ماهیت کشش‌ناپذیر قیمت و چگالی آن در میزان پایداری یا ناپایداری قیمت، ضروری است (Hudson, 2007). اهمیت این موضوع و تلاش بی‌وقفه سیستم‌های بازاریابی محصولات کشاورزی برای پایداری قیمت به‌منظور کسب درآمد پایدار و سود مطمئن ناشی از پایداری تقاضا، توسعه تحلیل‌های ماهیت رفتارهای قیمتی محصولات کشاورزی را در پی داشته است. از سوی دیگر، قیمت‌های بالا و پرنوسان مواد غذایی به‌ویژه مواد غذایی اساسی نظیر برنج می‌تواند اثر قابل توجهی بر امنیت غذایی و تغذیه‌ای شهروندان داشته باشد. رشد نابرابری توزیع درآمد، افزایش جمعیت زیر خط فقر و میزان تولید مواد غذایی اساسی کم‌تر از تقاضای بازارهای داخلی در ایران، برقراری الگوی تغذیه‌ای متعادل را برای خانوارهای ایرانی با چالش مواجه ساخته است. در چنین شرایطی شناخت ماهیت و الگوی رفتاری محصولات کشاورزی به‌ویژه مواد غذایی اساسی لازمه بهبود سیاست‌گذاری‌ها و اصلاح برنامه‌های تنظیم بازار کنونی است.

نتایج پژوهش‌های پیشین نشان داده است که شناخت ماهیت رفتاری و پایداری قیمت‌های مواد غذایی در سطح مطلوب، می‌تواند کمک موثری به رشد اقتصادی و بهبود وضعیت رفاهی مصرف‌کنندگان داشته باشد (Myers, 2006; Timmer, 2013). با توجه به ذائقه ایرانیان، برنج به‌عنوان یکی از اساسی‌ترین نیازهای روزانه کشور و کالایی ضروری در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی محسوب می‌شود. جایگاه این محصول در رژیم غذایی خانوارهای ایرانی بی‌نظیر است، به‌طوری‌که مصرف سرانه آن از ۲۸ کیلوگرم در سال ۱۳۵۰ به ۴۱ کیلوگرم در سال ۱۳۹۲ رسید که افزایش قیمت نفت در دهه ۵۰، افزایش دستمزد نیروی کار در بخش صنعت، بالا رفتن قدرت خرید مردم و گسترش شهرنشینی از عمده‌ترین دلایل آن می‌باشد (Shahabadi and Beygi, 2012). آمارها بیانگر نقش عمده برنج در تأمین کالری روزانه مورد نیاز ایرانیان است. سرانه مصرف برنج در اروپا فقط ۱۶ گرم در روز می‌باشد، اما به‌طور میانگین این مقدار در قاره آسیا ۲۵۳ گرم در روز و در ایران نیز سرانه روزانه مصرف این ماده غذایی ۱۱۰ گرم است (Abdi et al., 2015).

مطالعه ماهیت رفتاری سری‌های زمانی قیمت محصولات کشاورزی به‌واسطه شناخت و تفکیک اثر دو مفهوم ناپایداری قیمت و نوسان قیمت طی سال‌های اخیر به‌شدت مورد توجه پژوهش‌گران اقتصادی و مالی قرار گرفته است. ناپایداری به حالتی اشاره دارد که قیمت‌ها به‌واسطه رفتار عاملین بازار مانند کشاورزان (عرضه)، دولت (سیاست)، مصرف‌کننده (تقاضا) و نهادها (هماهنگی بازاریابی) دچار نوسان می‌شود (Ndarusigiye, 1990). در نتیجه ناپایداری قیمت ممکن است به‌دلیل عوامل چرخه‌ای که تولیدات کشاورزی را تحت تاثیر قرار می‌دهند (مانند اثر خشک‌سالی) و یا وجود وقفه زمانی بین تصمیم کشاورزان برای تولید و زمان برداشت، رخ دهد. از سوی دیگر، تغییر قیمت که از الگوی قابل پیش‌بینی تبعیت نکند، به نوسان قیمت تعبیر می‌شود. عوامل اثرگذار بر نوسان قیمت شامل مشخصه‌های عرضه و تقاضا، تغییر اقلیم، نوسان‌های فصلی و سایر عوامل غیرقابل کنترل هستند. شدت این عوامل غیرقابل کنترل، سطح عدم حتمیت قیمت محصول کشاورزی را مشخص می‌کند.

محصولات کشاورزی دارای دو ویژگی منحصر به فرد شامل کشش‌ناپذیری عرضه و تقاضای محصول نسبت به قیمت و عدم ثبات مقدار تولید سالیانه است (Tomek and Robinson, 2003). از این‌رو، امکان رخداد نوسان‌های زیاد قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد. نوسان‌های قیمت محصولات کشاورزی در طول زمان ناشی از نوسان‌های فصلی قیمت، رفتار سالیانه قیمت، روند بلندمدت قیمت، رفتار چرخه‌ای قیمت و سیاست‌های حکمرانی می‌باشد (Hudson, 2007). مقدار قیمت و تولید محصول زراعی در قیاس با فرآورده‌های دامی دارای نوسانات بیش‌تری است، زیرا عملکرد محصول زراعی در واکنش به تغییر آب و هوا نسبت به عملکرد واحدهای دامی حساس‌تر است و از سوی دیگر، سطح زیر کشت برنامه‌ریزی شده، سطح زیر کشت واقعی و مقدار برداشت محصولات زراعی نوسانات بیش‌تری در قیاس با تعداد واحدهای دامی دارد (Ferris, 1997). روندهای قیمت در بخش کشاورزی، سیستماتیک و بلندمدت است. عوامل زیادی مانند تغییر در متغیرهای اقتصاد کلان (تورم و تنزل قیمت)، تغییر در درآمد و جمعیت مصرف‌کنندگان، تغییر در ترجیحات و سلیقه مصرف‌کنندگان، تغییر در ملاحظات سلامت، تغییر فناوری و در نهایت تغییر دائمی در جابجا کننده‌های تقاضا و عرضه،

بررسی‌ها نشان می‌دهند که ترجیح مصرف‌کنندگان ایرانی برای برنج ایرانی پایدار است و واردات انواع برنج خارجی نتوانسته است ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی را برای این محصول تغییر دهد (Salami and Kavooosi, 2011). برنج ایرانی و صفات کیفی آن اهمیت ویژه‌ای برای مصرف‌کننده ایرانی دارد و داشتن صفات بهتر موجب تقاضای بیشتر و پرداخت وجه بالاتر برای این محصول می‌شود (Heydari Kamalabadi et al., 2016). بنابراین، برنامه‌ریزی برای استفاده از تمامی ظرفیت‌های تولید برنج در کشور به شرط مدیریت قیمت این محصول در بازار و کنترل قیمت در سطح زیر آستانه تغییر تقاضای مصرف‌کننده برنج ایرانی، به لحاظ اقتصادی قابل توجیه است. پژوهش‌های کمی به بررسی ماهیت رفتاری سری‌های زمانی قیمت برنج پرداخته‌اند. در مطالعه‌ای نشان داده شد که رفتار سری‌های زمانی قیمت برنج در بازارهای مکانی مختلف کشور سریلانکا به شدت در کوتاه‌مدت و بلندمدت یکپارچه است (Jayasinghe-Mudalige, 2006). بررسی الگوهای رفتاری مناسب در مورد سری‌های زمانی قیمت رقم‌های مختلف برنج در کشور سریلانکا نشان داد که الگوی رشد مرکب، مناسب‌ترین الگو برای تحلیل رفتار قیمتی رقم‌های Samba و Nadu است، در حالی که الگوی درجه دوم برای رقم Kakulu بهترین می‌باشد (Sandika, 2009). تحلیل روند، تجزیه سری داده زمانی به مولفه‌های اصلی، شناخت ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی و الگوسازی تک‌متغیره روش‌های پارامتری و غیرپارامتری آماری از بخش‌های اصلی پژوهش‌های آرایه شده در این حوزه است (Darekar et al., 2016; Darekar and Reddy, 2017; Chaudhry et al., 2017).

استان گیلان یکی از قطب‌های اصلی تولید برنج در ایران محسوب می‌شود. سطح زیر کشت برنج در این استان بالغ بر ۲۳۸ هزار هکتار و مقدار تولید شلتوک حاصل از آن بیش از یک میلیون تن برآورد می‌شود (Jihad-Agriculture).

مواد و روش‌ها

داده‌های سری زمانی ماهیانه قیمت عمده‌فروشی انواع برنج مورد مطالعه از سازمان جهاد کشاورزی استان گیلان اخذ شد. پس از ارزیابی ویژگی‌های آماری، تجزیه سری‌های زمانی و الگوسازی روند، به منظور بررسی ماهیت رفتاری سری‌های زمانی یادشده الگوهای ناپارامتری شامل میانگین متحرک (MA)، تعدیل‌کننده نمایی یگانه با روند (SEST)، تعدیل‌کننده نمایی دوگانه با روند (DEST) و الگوریتم چندگانه Holt-Winter (HWMA) مورد استفاده قرار گرفت. در الگوسازی SEST (رابطه ۱)، مقدار سطح داده در هر دوره زمانی $F(t)$ و روند داده در هر دوره زمانی $T(t)$ بر اساس مقدار داده در آن دوره زمانی $x(t)$ ، ضرایب تعدیل α و β و وقفه‌های قبلی تعیین می‌شود. سپس مقدار بعدی داده در h دوره بعد پیش‌بینی می‌شود (Cox and Oakes, 1984). در الگوسازی DEST (رابطه ۲)، از دو سطح داده استفاده می‌شود. مقدار $F^i(t)$ برای i از $t-m+1$ تا t محاسبه و مقادیر آتی با استفاده از آن تعیین می‌شوند. در این الگو تنها یک ضریب تعدیل (α) وجود دارد (Cox and Oakes, 1984). در رهیافت HWMA (رابطه ۳) نیز با استفاده از سه ضریب تعدیل سطح داده (α)، روند (β) و اثر فصلی (γ) و لحاظ نمودن چرخه فصلی، کامل‌ترین رهیافت در بین الگوهای تعدیل نمایی محسوب می‌شود. شکل کلی این الگو به صورت رابطه (۳) است. مقادیر ضرایب تعدیل بین صفر و یک بوده و C طول چرخه فصلی است.

$$\begin{aligned} F(t) &= \alpha x(t) + (1 - \alpha)[F(t-1) + T(t-1)] \\ T(t) &= \beta [F(t) - F(t-1)] + (1 - \beta)T(t-1) \\ f(t+h) &= F(t) + hT(t) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} F(t) &= \alpha x(t) + (1 - \alpha)F(t-1) \\ F^i(t) &= \alpha F(t) + (1 - \alpha)F^i(t-1) \end{aligned} \quad (2)$$

$$f(t+h) = 2F(t) - F^i(t) + h \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha} \right] [F(t) - F^i(t)]$$

$$\begin{aligned}
 F(t) &= \alpha[x(t)/S(t - c)] + (1 - \alpha)[F(t - 1) + T(t - 1)] \\
 T(t) &= \beta[F(t) - F(t - 1)] + (1 - \beta)T(t - 1) \\
 S(t) &= \gamma[x(t) / F(t)] + (1 - \gamma)S(t - c) \\
 f(t + h) &= [F(t) + hT(t)]s(t + h - c) \quad \text{for } h = 1, 2, \dots, c \\
 f(t + h) &= [F(t) + hT(t)]s(t + h - 2c) \quad \text{for } h = c + 1, c + 2, \dots, 2c \\
 f(t + h) &= [F(t) + hT(t)]S(t + h - 3c) \quad \text{for } h = 2c + 1, 2c + 2, \dots, 3c \\
 &\vdots
 \end{aligned}
 \tag{۳}$$

به منظور انجام ریشه واحد داده‌های فصلی، تشکیل آزمون فرض باید بر مبنای بررسی وجود هر یک از ریشه‌های واحد بدون توجه به وجود یا عدم وجود سایر ریشه‌ها، صورت گیرد. در این راستا، با استفاده از تقریب تیلور تبدیلات خطی از سری زمانی ماهیانه مورد بررسی ایجاد می‌شود که امکان آزمون وجود هر ریشه واحد را بدون توجه به وجود یا عدم وجود سایر ریشه‌ها فراهم می‌آورد (Franses, 1991). در این راستا، با خطی‌سازی عملگر وقفه از درجه دوازده حول ریشه واحد صفر و سایر s-1 ریشه فصلی، A(L) را می‌توان به صورت رابطه (۶) نوشت (Beaulieu and Miron, 1993). با جاگذاری رابطه (۶) در A(L)، شکل کلی آزمون ریشه‌های واحد فصلی و بلندمدت برای سری‌های زمانی ماهیانه قیمت عمده‌فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی (RC_t) به صورت رابطه (۷) خواهد شد. در این رابطه، اجزای قطعی شامل عرض از مبدأ (α)، متغیرهای موهومی ماهیانه (D) و روند (T) است. به منظور برقراری ویژگی نوفه سفید برای اجزای اخلال، وقفه‌های متغیر وابسته (∑_{i=1}^p ϕ_iΔ₁₂RC_{t-i}) وارد الگو خواهد شد. به منظور بررسی وجود هر یک از ریشه‌های واحد، تبدیل‌های خطی متغیر وابسته با یک وقفه (y_{k,t-1}) مورد استفاده قرار خواهد گرفت. این تبدیل‌های خطی برای سری‌های زمانی قیمت مورد مطالعه مطابق با رابطه (۸) زیر می‌باشند (Beaulieu and Miron, 1993).

به منظور بررسی وجود هر یک از ریشه‌های فصلی و غیرفصلی، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در آن فراوانی در برابر فرض مقابل عدم وجود ریشه واحد در فراوانی یاد شده آزمون خواهد شد. جهت آزمون وجود ریشه‌های ۱ و -۱ فرض صفر π_k = 0 : H_{k0} در برابر π_k < 0 : H_{k1} برای k = 1, 2 با استفاده از آماره t یک-طرفه بررسی می‌شود. برای آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی مرکب، فرض‌های صفر π_{k+1} = π_k : H_{k0}

آزمون ریشه واحد داده‌های فصلی ماهیانه بر پایه ایده موجود در آزمون‌های قبلی (Dickey and Fuller, 1979) برای بررسی ریشه واحد در فراوانی بلندمدت شکل گرفته است. بر پایه روش HEGY (Hylleberg et al., 1990) برای آزمون ریشه واحد داده‌های فصلی ماهیانه، یک الگوی خودتوضیحی ایجاد می‌شود، به گونه‌ای که ریشه‌های واحد فصلی و بلندمدت توسط ضرایب رگرسیون این الگو معرفی شوند. الگوی خودتوضیحی یادشده به صورت معرفتی $A(L)y_t = \varepsilon_t$ بیان می‌شود که در آن نوفه سفید و A(L) عملگر وقفه از درجه دوازده می‌باشد. این فرایند در صورتی ایستا است که تمامی ریشه‌های چندجمله‌ای A(L) خارج از دایره واحد قرار گیرند. برای آزمون این فرضیه ریشه‌های A(L) روی دایره واحد قرار می‌گیرند یا بر اساس فرض مقابل خارج از دایره واحد هستند، بسط چندجمله‌ای $A(L) = 1 - L^{12}$ مورد استفاده قرار گرفت و تجزیه سری‌های زمانی ماهیانه برای تعیین ریشه‌های واحد از طریق رابطه (۴) انجام شد (Hylleberg et al., 1990). بر اساس این تجزیه، ریشه‌های واحد ماهیانه به ترتیب از چپ به راست طبق رابطه (۵) خواهند بود.

بر این اساس، فرآیند ریشه واحد ماهیانه دارای دوازده ریشه واحد است که به ترتیب از چپ به راست این ریشه‌های واحد مربوط به چرخه‌های صفر، ۶، ۳، ۹، ۸، ۴، ۲، ۱۰، ۷، ۵، ۱ و ۱۱ به ازای هر سال هستند. مدت زمان مربوط به هر چرخه (بر حسب ماه) به ترتیب برابر با ∞، ۲، ۴، ۱/۳۳، ۱/۵، ۳، ۶، ۱/۲، ۱/۷۱، ۲/۴، ۱۲ و ۱/۰۹ است. با استفاده از رابطه $\theta = \frac{2\pi j}{12}$ می‌توان فراوانی مربوط به هر ریشه واحد را محاسبه کرد که در این رابطه j چرخه مربوط به هر ریشه است. فراوانی ریشه‌های واحد به ترتیب از چپ به راست برابر با صفر، π، ±π/2، ±2π/3، ±π/3، ±5π/6، ±π/6 است (Beaulieu and Miron, 1993).

مقادیر بحرانی، امکان تعیین معنی‌داری آماری هر یک از آماره‌های t_k و $F_{k,k+1}$ فراهم می‌شود (Beaulieu and Miron, 1993). معنی‌داری آماره‌های یادشده بیانگر وجود ریشه واحد در فراوانی مربوطه خواهد بود.

برای k برابر با ۳، ۵، ۷، ۹ و ۱۱ در برابر فرض مقابل مبنی بر وجود حداقل ریشه واحد فصلی مخالف صفر ($H_{k0}: \pi_k \neq 0, \pi_{k+1} \neq 0$)، با استفاده از آماره F آزمون می‌شوند. با مقایسه مقادیر محاسبه شده آماره‌ها با

$$\Delta_{12} = (1-L)(1+L)(1+L^2)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1+L+L^2)(1-L+L^2) \quad (4)$$

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

$$A(L) = \sum_{k=1}^{12} \frac{A(\theta_k)}{\prod_{j \neq k} \delta_j(\theta_k)} \prod_{k=1}^{12} (1 - \frac{1}{\theta_k} L) \frac{1 - (1 - \frac{1}{\theta_k} L)}{(1 - \frac{1}{\theta_k} L)} + \prod_{k=1}^{12} (1 - \frac{1}{\theta_k} L) A^*(L) \quad (6)$$

$$(1-L^2)RC_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11} m_s D_{s,t} + \lambda T + \sum_{k=1}^{12} \pi_k y_{k,t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta_{12} RC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\begin{aligned} y_{1t} &= (1 + L + L^2 + L^3 + L^4 + L^5 + L^6 + L^7 + L^8 + L^9 + L^{10} + L^{11})RC_t \\ y_{2t} &= -(1 - L + L^2 - L^3 + L^4 - L^5 + L^6 - L^7 + L^8 - L^9 + L^{10} - L^{11})RC_t \\ y_{3t} &= -(1 - L^3 + L^5 - L^7 + L^9 - L^{11})RC_t \\ y_{4t} &= -(1 - L^2 + L^4 - L^6 + L^8 - L^{10})RC_t \\ y_{5t} &= -\frac{1}{2}(1 + L - 2L^2 + L^3 + L^4 - 2L^5 + L^6 + L^7 - 2L^8 + L^9 + L^{10} - 2L^{11})RC_t \\ y_{6t} &= \frac{\sqrt{3}}{2}(1 - L + L^3 - L^4 + L^6 - L^7 + L^9 - L^{10})RC_t \\ y_{7t} &= \frac{1}{2}(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 - L^9 + L^{10} + 2L^{11})RC_t \\ y_{8t} &= -\frac{\sqrt{3}}{2}(1 + L - L^3 - L^4 + L^6 + L^7 - L^9 - L^{10})RC_t \\ y_{9t} &= -\frac{1}{2}(\sqrt{3} - L + L^3 - \sqrt{3}L^4 + 2L^5 - \sqrt{3}L^6 + L^7 - L^9 + \sqrt{3}L^{10} - 2L^{11})RC_t \\ y_{10t} &= \frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}L + 2L^2 - \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 + \sqrt{3}L^7 - 2L^8 + \sqrt{3}L^9 - L^{10})RC_t \\ y_{11t} &= \frac{1}{2}(\sqrt{3} + L - L^3 - \sqrt{3}L^4 - 2L^5 - \sqrt{3}L^6 - L^7 + L^9 + \sqrt{3}L^{10} + 2L^{11})RC_t \\ y_{12t} &= -\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}L + 2L^2 + \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 - \sqrt{3}L^7 - 2L^8 - \sqrt{3}L^9 - L^{10})RC_t \end{aligned} \quad (8)$$

آخر دوره مورد مطالعه است. روند پله‌ای قیمت‌های یادشده بعد از سال ۱۳۸۶ مشهود می‌باشد. به‌منظور الگوسازی روند سری‌های زمانی مورد مطالعه، برازش چهار فرم تابعی شامل روند خطی، رشد نمایی، درجه دوم و منحنی S صورت گرفت و مقادیر شاخص‌های خطای پیش‌بینی MAPE، MAD و MSD مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج حاصل در جدول ۲ ارائه شده است.

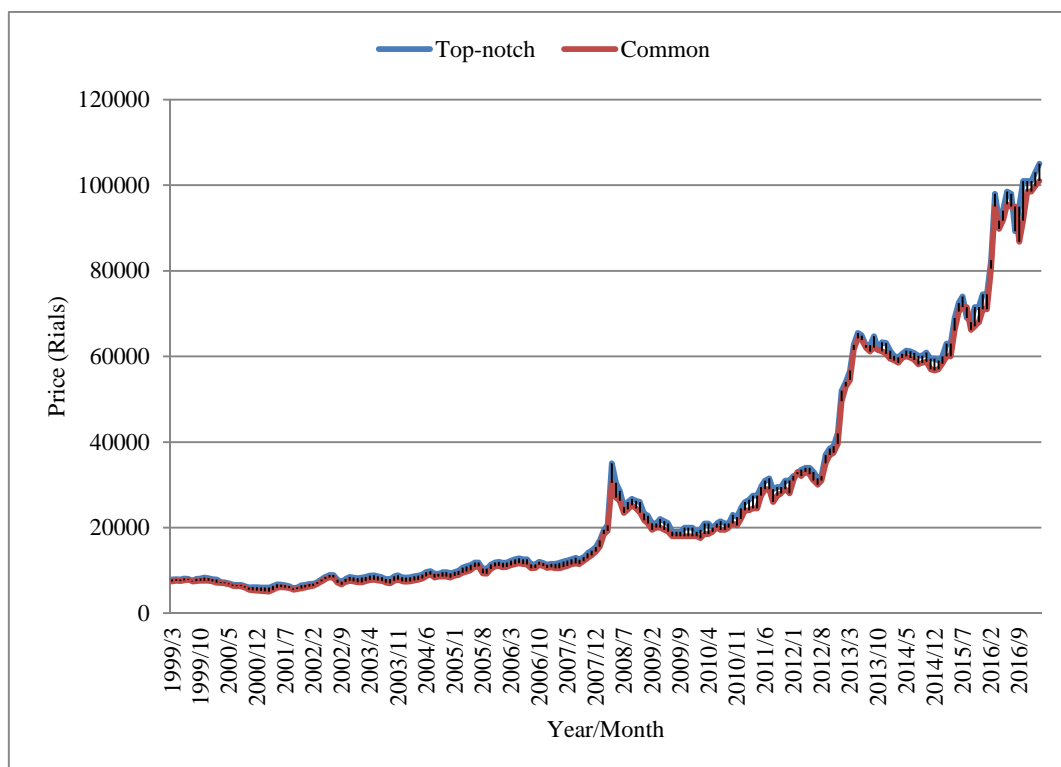
نتایج و بحث

به‌منظور آشنایی با ویژگی‌های آماری سری‌های زمانی ماهیانه مورد مطالعه طی سال‌های ۹۵-۱۳۷۸، مهم‌ترین آماره‌های توصیفی مرکزی و پراکندگی و ویژگی‌های آن‌ها در جدول ۱ ارائه شد. بررسی روند زمانی سری‌های ماهیانه مورد مطالعه در شکل ۱ نشان‌دهنده رشد شتابان قیمت عمده‌فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی طی سال‌های

جدول ۱- مهم‌ترین آماره‌های توصیفی و ویژگی‌های سری زمانی ماهیانه قیمت عمده فروشی (ریال) برنج صدری معمولی و درجه یک

Table 1. Descriptive statistics and characteristics of the monthly time series of wholesale prices (Rials) of common and top-notch Sadri rice

| Statistics | Top-notch Sadri | Common Sadri |
|------------------------------------------------|-----------------|----------------|
| Average | 28497 | 27076 |
| Standard error | 1797 | 1756 |
| Median | 19000 | 17750 |
| Mode | 21000 | 18000 |
| Standard deviation | 26407 | 25808 |
| Minimum | 5800 | 5067 |
| Maximum | 105000 | 101000 |
| Kurtosis | 0.64 | 0.63 |
| Skewness | 1.31 | 1.32 |
| Year with max average | 2016-2017 | 2016-2017 |
| Year with max fluctuation | 2012-2013 | 2012-2013 |
| Month with max average | February-March | February-March |
| Month with max fluctuation | February-March | February-March |
| Year with max monthly increase ratio average | 2007-2008 | 2007-2008 |
| Month with max annually increase ratio average | April-May | April-May |



شکل ۱- روند زمانی ماهیانه قیمت عمده فروشی (ریال) برنج صدری درجه یک و معمولی

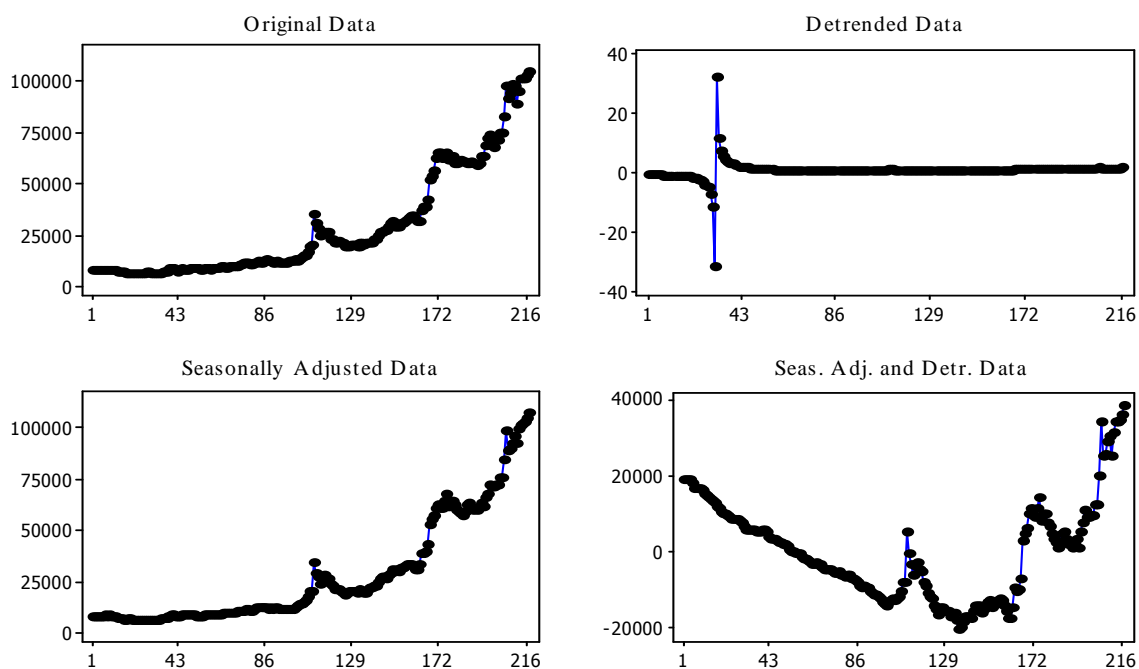
Figure 1. Monthly time procedures of wholesale price (Rials) of common and top-notch Sadri rice

جدول ۲- الگوسازی روند سری‌های زمانی ماهیانه قیمت عمده فروشی (ریال) برنج صدری معمولی و درجه یک
Table 2. Modeling the monthly time series procedures of wholesale prices (Rials) of common and top-notch Sadri rice

| Functional form | Error index | Top-notch Sadri | Common Sardi |
|--------------------|-------------|----------------------|-----------------------|
| Linear | MAPE | 64 | 68 |
| | MAD | 10494 | 10471 |
| | MSD | 163.38×10^6 | 161.32×10^6 |
| Exponential Growth | MAPE | 18 | 19 |
| | MAD | 4938 | 5003 |
| | MSD | 56.09×10^6 | 57.63×10^6 |
| Quadratic | MAPE | 23 | 25 |
| | MAD | 4668 | 4656 |
| | MSD | 34.14×10^6 | 33.36×10^6 |
| S-curve | MAPE | 18 | 22 |
| | MAD | 8906 | 11404 |
| | MSD | 60.65×10^6 | 1296.37×10^6 |

۰/۹۸۹، ۰/۹۹۴، ۰/۹۵۲، ۰/۹۶۸، ۱/۰۲۴، ۱/۰۶۲، ۱/۰۴۹، ۰/۹۸۱، ۰/۹۷۹ و ۰/۹۷۴ است. به جز بازه مشاهدات ماه-های ۲۴-۴۲، روندزایی از داده‌ها بیانگر تبعیت سری زمانی از روند می‌باشد (بیش‌ترین شوک منفی و مثبت در مشاهده ۳۱ و ۳۲). نمودارهای داده اصلی (Original Data)، داده روندزایی شده (Detrended Data)، داده تعدیل شده فصلی (Seasonally Adjusted Data) و داده روندزایی شده و تعدیل شده فصلی (Seasonally Adjusted and Detrended Data)، قیمت عمده‌فروشی ماهیانه برنج صدری درجه یک در شکل ۲ ارائه شده است.

بر اساس نتایج جدول ۲ مقادیر شاخص خطا MAPE نشان داد که فرم‌های تابعی رشد نمایی و منحنی S در قیاس با سایر فرم‌ها، الگوسازی بهتری را برای روند سری‌های زمانی مورد مطالعه ارائه می‌کنند. از سوی دیگر، بر اساس مقادیر شاخص‌های MAD و MSD فرم‌های تابعی رشد نمایی و درجه دوم به‌عنوان فرم‌های برتر انتخاب می‌شوند. تجزیه سری زمانی قیمت عمده‌فروشی ماهیانه برنج صدری درجه یک با ۲۱۶ مشاهده به مولفه‌های اصلی (سطح، روند و اثر فصلی) نشان داد که مقادیر شاخص‌های فصلی برای ۱۲ ماه هر سال به ترتیب برابر با ۰/۹۹۴، ۱/۰۲۹،



شکل ۲- تجزیه سری زمانی ماهیانه قیمت عمده فروشی (ریال) برنج صدری درجه یک به مولفه‌های اصلی

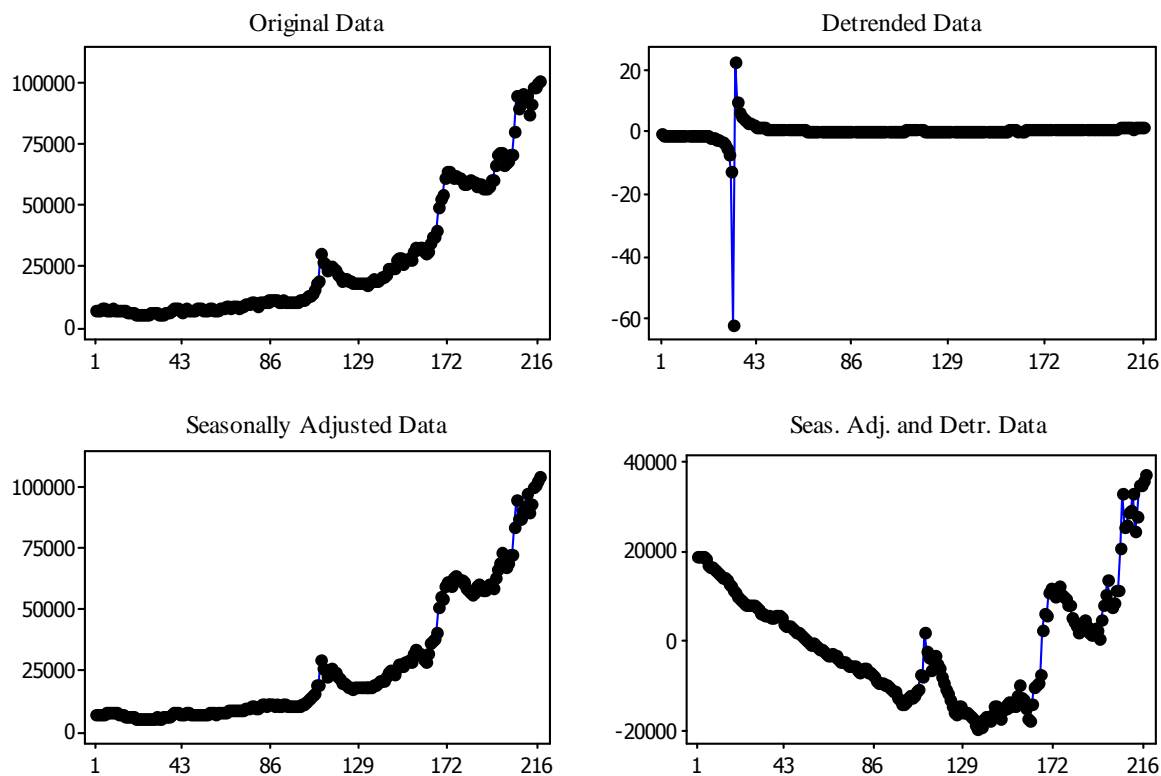
Figure 2. Monthly time series analysis of wholesale price (Rials) of top-notch Sadri rice to principal components

تعدیل کننده نمایی دوگانه با روند (DEST) و روش چندگانه Holt-Winter (HWM) مورد استفاده قرار گرفت. برای مقایسه عملکرد الگوسازی و پیش بینی رفتار این الگوها از شاخص های عملکرد MSE, MAD, CFE, MAPE و Tracking Signal استفاده و نتایج در جدول ۳ ارائه شد. نتایج نشان داد که رهیافت HWM بهترین الگوی غیرپارامتریک توجیح کننده ماهیت رفتاری سری های زمانی ماهیانه قیمت عمده فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی است (جدول ۳).

بررسی وجود ریشه های واحد فصلی (فراوانی های π , $\pm \pi/2$, $\mp 2\pi/3$, $\pm \pi/3$, $\mp 5\pi/6$ و $\pm \pi/6$) و بلندمدت (فراوانی صفر) با لحاظ سه وقفه بهینه (تعداد و وقفه بهینه بر اساس مقدار آماره های اطلاعات و برقراری نوفه سفید تعیین شد) در الگوی HEGY نشان داد که ریشه های واحد فصلی مشابه در هر دو سری زمانی ماهیانه قیمت عمده فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی وجود دارد (جدول ۴).

تجزیه سری زمانی قیمت عمده فروشی ماهیانه برنج صدری معمولی با ۲۱۶ مشاهده به مولفه های اصلی (سطح، روند و اثر فصلی) نشان داد که مقادیر شاخص های فصلی برای ۱۲ ماه هر سال به ترتیب برابر با ۰/۹۹۸، ۰/۰۲۷، ۰/۹۸۳، ۰/۹۹۰، ۰/۹۶۶، ۰/۹۷۳، ۱/۰۳۴، ۱/۰۵۹، ۱/۰۵، ۰/۹۷۶، ۰/۹۷۷ و ۰/۹۶۶ می باشد. به جز بازه مشاهدات ماه های ۲۶-۴۲، روندزایی از داده ها بیانگر تبعیت سری زمانی از روند است (بیشترین شوک منفی و مثبت در مشاهده ۳۳ و ۳۴). نمودارهای داده اصلی (Original Data)، داده روندزایی شده (Detrended Data)، داده تعدیل شده فصلی (Seasonally Adjusted Data) و داده روندزایی شده و تعدیل شده فصلی (Sea. Adj. and Detr. Data)، قیمت عمده فروشی ماهیانه برنج صدری معمولی در شکل ۳ ارائه شده است.

جهت تعیین الگوی مناسب تبیین کننده رفتار سری های زمانی مورد مطالعه، چهار الگوی غیرپارامتری شامل میانگین متحرک (MA)، تعدیل کننده نمایی یگانه با روند (SEST)،



شکل ۳- تجزیه سری زمانی ماهیانه قیمت عمده فروشی (ریال) برنج صدری معمولی به مولفه های اصلی

Figure 3. Monthly time series analysis of wholesale price (Rials) of common Sadri rice to principal components

جدول ۳- مقایسه عملکرد الگوسازی و پیش‌بینی ماهیت رفتاری در الگوهای غیرپارامتریک مختلف

Table 3. Comparison of modeling performance and predicting the nature of behavior in different nonparametric patterns

| Model | Time series | CFE | MAD | MSE | MAPE | Tracking signal |
|-------|-----------------|-------|------|--------------------|------|-----------------|
| MA | Top-notch Sadri | 97101 | 1136 | 5.52×10^6 | 3.83 | 85.49 |
| | Common Sardi | 93587 | 1048 | 5.52×10^6 | 3.80 | 89.33 |
| SEST | Top-notch Sadri | 49308 | 1133 | 5.28×10^6 | 3.82 | 43.50 |
| | Common Sardi | 63583 | 1044 | 4.63×10^6 | 3.79 | 60.90 |
| DEST | Top-notch Sadri | 57940 | 1200 | 6.09×10^6 | 4.11 | 46.83 |
| | Common Sardi | 46460 | 1172 | 5.38×10^6 | 4.15 | 43.96 |
| HWM | Top-notch Sadri | 49307 | 1132 | 5.27×10^6 | 3.81 | 43.49 |
| | Common Sardi | 63570 | 1042 | 4.62×10^6 | 3.78 | 60.80 |

جدول ۴- نتایج آزمون ریشه واحد فصلی و بلندمدت

Table 4. Results of seasonal and long-term unit roots

| Frequency | Top-notch Sadri | Common Sadri |
|----------------|-----------------|--------------|
| 0 | -3.19* | -1.86 |
| π | -0.49 | -1.55 |
| $\pm \pi / 2$ | 1.01 | 5.32 |
| $\mp 2\pi / 3$ | 7.98** | 8.71*** |
| $\pm \pi / 3$ | 18.53*** | 17.27*** |
| $\mp 5\pi / 6$ | 8.59*** | 20.65*** |
| $\pm \pi / 6$ | 16.19*** | 29.39 |

*, ** and ***: Significant at 10%, 5% and 1% probability levels, respectively.

نتیجه‌گیری کلی

روند پله‌ای سری‌های زمانی ماهیانه قیمت عمده‌فروشی برنج صدری درجه یک و معمولی بعد از سال ۱۳۸۶ بیانگر نوسان فزاینده قیمت در صورت نبود مدیریت تنظیم و کنترل بازار است. در نبود نظارت و مدیریت مناسب، عاملین بازار از فرصت‌های پیش‌آمده بهره می‌برند و الگوی فزاینده نوسان را به بازار تحمیل می‌کنند. اگرچه پس از این اقدام، به‌طور مشخص اعمال مدیریت و کنترل بازار، سطح قیمت‌ها را در دوره‌ای بدون نوسان شدید و با رشد منطقی همراه می‌سازد، اما این روند قیمت‌ها نمی‌تواند قابل قبول و توجیه باشد. بدون تردید، مدیریت تنظیم و کنترل بازار به‌شکل دولتی و نهادی در شرایط کنونی بازار کارآمد نیست و دلیل آن نیز ادامه روند زمانی پله‌ای سری‌های زمانی ماهیانه قیمت عمده‌فروشی برنج طی سال‌های اخیر است. نبود سیستم

بازاریابی مواد غذایی، زنجیره‌های ارزش و تشکلهای بازاریابی صنفی، مقوله مدیریت تنظیم و کنترل بازار در ایران را پیچیده کرده است. به نظر می‌رسد که تنها راه‌گرایز از شرایط کنونی و نوسان‌های شدید قیمت، گذار از سیستم بازاریابی سنتی به نوین است. بررسی فرم تابعی روند زمانی، تجزیه به مولفه‌های اصلی، الگوسازی ماهیت رفتاری و ریشه‌های فصلی و غیرفصلی، بیانگر رفتار مشابه قیمت این دو کیفیت برنج است. در مورد محصولات کیفی مانند برنج، وجود این حالت بیانگر امکان مدیریت تنظیم و کنترل بازار از طریق کیفیت رقم رهبر در بازار است. مدیریت و کنترل قیمت رقم رهبر، ضمن ایجاد هزینه‌های کم‌تر مدیریتی برای نهادهای مدیریت‌کننده بازار، امکان حصول به شرایط مطلوب را به‌صورت هم‌زمان در بازار تمامی انواع کیفیت‌های برنج فراهم می‌آورد.

References

- Abdi, F., Atarodi Kashani, Z., Mirmiran, P. and Esteki, T. 2015.** Surveying global and Iranian food consumption patterns: A review of the literature. **Journal of Fasa University of Medical Sciences** 5 (2): 159-167. (In Persian with English Abstract).
- Beaulieu, J. J. and Miron, J. A. 1993.** Seasonal unit roots in aggregate US data. **Journal of Econometrics** 55: 305-328.
- Chaudhry, S., Negi, Y. S. and Shukla, R. K. 2017.** A time series analysis of auction prices of Indian tea. **International Journal of Research in Economics and Social Sciences** 7 (6): 100-111.
- Cox, D. R. and Oakes, D. 1984.** Analysis of survival data. Chapman and Hall Press.
- Darekar, A. S., Pokharkar, V. G. and Datarkar, S. B. 2016.** Onion price forecasting in Kolhapur market of Western Maharashtra using ARIMA technique. **International Journal of Information Research and Review** 3 (12): 3364-3368.
- Darekar, A.S. and Reddy, A.A. 2017.** Cotton price forecasting in major producing states. **Economic Affairs** 62 (3): 1-6.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. 1979.** Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, 74: 427-431.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. 1981.** Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica** 50: 1057-1072.
- Ferris, J. N. 1997.** Agricultural prices and commodity market analysis. McGraw-Hill Press.
- Franses, P. H. 1991.** Seasonality, non-seasonality and the forecasting of monthly time series. **International Journal of Forecasting** 17: 199-208.
- Jayasinghe-Mudalige, U. K. 2006.** An economic analysis on spatial integration of regional rice markets in Sri Lanka. **Sri Lankan Journal of Agricultural Economics** 8 (1): 51-65.
- Jihad-Agriculture Organization. 2016.** Rice production report. Jihad-Agriculture Organization of Guilan Province. (In Persian).
- Heydari Kamalabadi, R., Nabizadeh, M., Mojaverian, S. M., Khankeshipour, Gh. and Deziani, S. 2016.** Effective factors on rice consumption of Rasht county's urban households. **Agricultural Economics and Development** 96: 109-126. (In Persian with English Abstract).
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S. 1990.** Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics** 44: 215-238.
- Hudson, G. 2007.** Agricultural markets and prices. Blackwell Publication.
- Myers, R. 2006.** Costs of food price instability in low-income countries. **Food Policy** 31: 288-301.
- Ndarusigiye, M. 1990.** Analysis of dry bean price behavior in Burundi. M. Sc. dissertation. Department of Agricultural Economics, Michigan State University, USA.
- Salami, H. and Kavooosi-Kalashami, M. 2011.** Assessment of structural change in Iranian consumers preference for rice commodity basket using revealed preference and K-W test. **Agricultural Economics and Development** 25 (1): 90-99. (In Persian with English Abstract).
- Sandika, A. L. 2009.** An analysis of price behavior of rice in Sri Lanka after liberalization of economy. **Tropical Agricultural Research and Extension** 12 (1): 81-84.
- Shahabadi, A. and Beygi, A. 2012.** Determining rice market supply and demand in Iran. **Agricultural Economics Research** 4 (1): 139-160. (In Persian with English Abstract).
- Timmer, P. 2013.** Price stabilization, self-sufficiency and food security: Some lessons from the Indonesian experience. In: Galtier, F. (Ed.). Managing food price instability in developing countries. A critical analysis of strategies and instruments. AFD, Paris. Available from: <http://dx.doi.org/10.1016/j.gfs.2013.02.001>.
- Tomek, W. G. and Robinson, K. 2003.** Agricultural product prices. Cornell University Press.



The nature of behavior analysis of monthly time series of different Sadri rice wholesale price

Mohammad Kavooosi-Kalashami¹ and Mohammad Karim Motamed^{2*}

Received: May 18, 2019

Accepted: August 24, 2019

Abstract

Evaluating the nature of behavior of time series for agricultural product prices plays an important role in improving policy making processes for managing and regulating food markets. Rice is one of the basic and most important foods in the food basket of Iranian households. In this research, the behavioral nature of the monthly time series of wholesale prices of common and top-notch Sadri rice during 1997-2016 (216 observations) was analyzed. To evaluate the statistical characteristics, trend modeling, principal component analysis, patterning the nature of behavior and recognition of seasonal and non-seasonal unit roots of these two time series were investigated. The results showed that the growth of wholesale prices of common and top-notch Sadri rice has been steadily increasing during the recent years (after 2007). Exponential function and the S-curve forms provided a better model for the time series procedures compared to the other forms. Holt-Winter multiple (HWM) algorithm was also the best nonparametric pattern for justifying the nature of behavior of the monthly time series of common and top-notch Sadri rice. Investigating the existence of seasonal unit roots revealed the similarity of the unit roots existence in the two studied time series. On the other hand, there was no long-term unit root in either of the two monthly time series of wholesale prices of common and top-notch Sadri rice at the 5% probability level.

Keywords: Functional form, Price behavior, Seasonal indices, Seasonal unit roots, Time trend, Top-notch and common rice

1. Assist. Prof., Dept. of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Sciences, University of Guilan, Rasht, Iran

2. Assoc. Prof., Dept. of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Sciences, University of Guilan, Rasht, Iran

* Corresponding author: motamed@guilan.ac.ir