

Predicting Export prices of the Iranian Pistachio Based on Commercial Cycles: Application of Structural Time Series Model

HABIBOLLAH SALAMI*¹ AND HASSAN MAFI²

1, Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Economics and Development, University of Tehran,

Karaj, Iran

2, PhD. Student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Economics and Development, University of Tehran,

Karaj, Iran

(Received: Sep. 11, 2017- Accepted: Jul. 7, 2018)

The purpose of this study is to develop a prediction model for Iran's pistachio export prices in the world market. The initial analysis of pistachio price series over 987-2016 period confirms the existence of cycles, seasonal effects and structural break in the series. Accordingly, developing a model having the potential to account for all these components of the price fluctuations is required. Given that, the Unobserved-components Model (UCM), is characterized with such potential was specified as a good choice for modelling pistachio price series and predicting its future values. Results of performing different specification tests within the Unobserved-components Model confirms the existence of random cycle components, the trend with deterministic constant level and seasonal random effects. Based on the specified model, a price of 8/9 dollar per kg is predicted for the Iranian pistachio in 2022 year. In addition, result indicates that a large fluctuation in the pistachio export price is not expected in the next 5 years.

Keywords: structural time series model, Price Prediction, Pistachio.

پیش‌بینی قیمت صادراتی پسته ایران مبتنی بر چرخه‌های تجاری: کاربست الگوی سری‌زمانی ساختاری

حبیب‌الله سلامی*^۱ و حسن مافی^۲

۱، استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران
۲، دانشجوی دوره دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران
(تاریخ دریافت: ۹۶/۶/۲۰ - تاریخ تصویب: ۹۷/۴/۱۶)

چکیده

هدف بررسی حاضر، تدوین یک الگوی مناسب برای پیش‌بینی قیمت پسته صادراتی ایران در بازار جهانی است. بررسی و تحلیل نموداری اولیه سری قیمت پسته ایران در دوره زمانی ۱۹۸۷-۲۰۱۶، وجود چرخه، اثرات فصلی و شکست ساختاری را نشان می‌دهد. از این رو، تدوین الگویی با قابلیت پیش‌بینی همه مؤلفه‌های تغییرات قیمت پسته ضروری است. بر همین اساس، الگوی سری‌زمانی ساختاری اجزاء مشاهده نشده (*UCM*)، می‌تواند چارچوب مناسبی برای تبیین رفتار سری قیمت پسته و پیش‌بینی مقادیر آینده آن باشد. نتیجه آزمون‌های تشخیصی متعدد انجام شده در چارچوب الگوی اجزاء مشاهده نشده (*UCM*)، وجود اجزاء چرخه تصادفی، روند با سطح ثابت قطعی و اثرات فصلی تصادفی را تأیید می‌کند. براساس الگوی تعیین شده یک قیمت ۸/۹ دلاری به ازاء هر کیلوگرم پسته برای سال ۲۰۲۲ پیش‌بینی می‌شود. علاوه براین، براساس نتایج الگو یک نوسان بزرگ در قیمت پسته در ۵ سال آینده مورد انتظار نیست.

واژه‌های کلیدی: الگوی سری‌زمانی ساختاری، پیش‌بینی قیمت، پسته.

1. Cycle

مشوق‌های اصلی این رویکرد است. ناگفته پیداست که عامل قیمت نقش برجسته‌ای در برنامه‌ریزی توسعه کشت این محصول دارد. مؤلفه‌ای که پیش‌بینی آن با توجه به ویژگی باردهی دیرهنگام باغات پسته برای بهره‌برداران دشوار است. در این میان نوسان‌های فصلی، چرخه‌های تجاری و تغییرات ساختاری در رفتار قیمت پسته، بر پیچیدگی این مسئله می‌افزاید. به همین دلیل برنامه‌ریزی پسته‌کاران و بازرگانان همواره با ریسک درآمدی همراه می‌شود.

مقدمه

پسته با حدود ۱۵ درصد سطح زیرکشت محصولات دائمی، دارای جایگاه نخست ارزش تولید، ارزش صادرات و سطح کشت محصولات چندساله ایران است. رشد سالانه ۳/۵ درصدی سطح باغات پسته، توسعه پیوسته سرمایه‌گذاری برای تولید این محصول ارزآور را نشان می‌دهد (Ministry of Agriculture, 2015; Statistical Center, 2016 & Customs Administration, 2016). سازگاری اقلیمی، بازدهی خوب و بازار مناسب پسته از

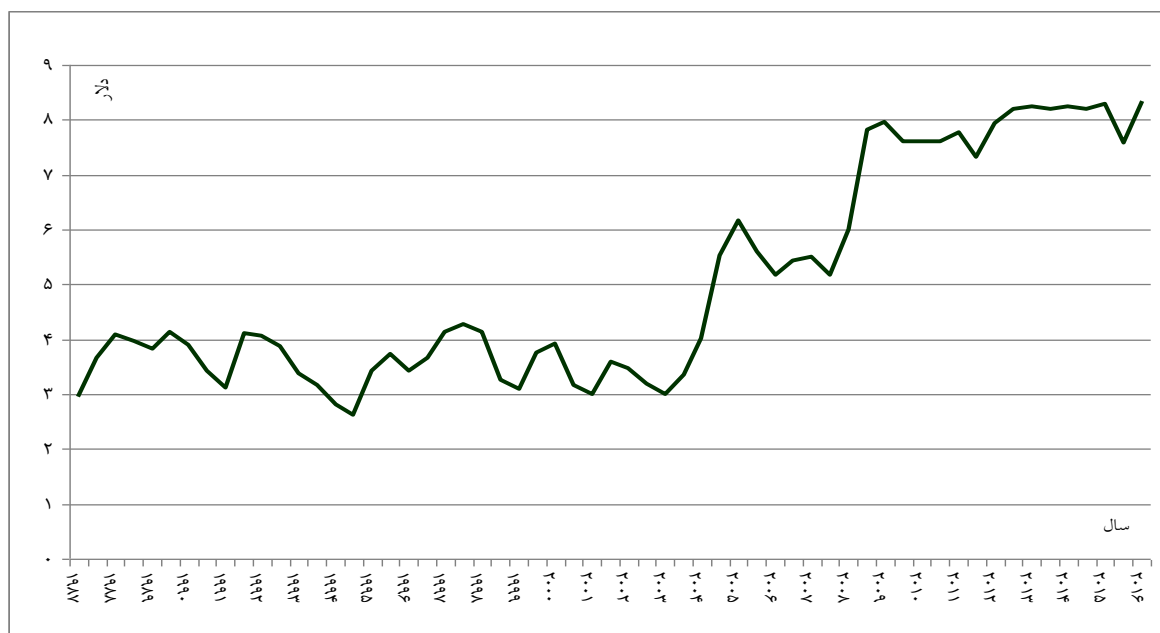
ماهیت سری قیمت پسته می‌باشد. بنابراین، اولین مرحله در تحلیل رفتار سری زمانی قیمت پسته، بررسی خصوصیات آماری و تحلیل نموداری آن به منظور شناخت اجزاء و درک بهتر روند آن در طول زمان است. در این مرحله اطلاعات مفیدی برای الگوسازی سری قیمت پسته به دست می‌آید و بر اساس آن ره‌یافت الگوسازی مناسب تعیین می‌شود.

با توجه به توضیحات بالا، آنچه مسلم است الگوی پیش‌بینی قیمت پسته باید از قابلیت لازم برای تبیین تمامی مؤلفه‌های روند یک سری زمانی برخوردار باشد، زیرا روند قیمت پسته، آمیزه‌ای از رفتارهای دوره‌ای، فصلی، روند زمانی و جزء نامنظم تصادفی به همراه تغییرات ساختاری است. جزء چرخه قیمت پسته حرکت دوره‌های تجاری و تکراری اقتصادی در طول دوره‌های طولانی‌تر را نشان می‌دهد در حالی که جزء فصلی، نوسان‌های تکراری سری در طول یک سال می‌باشد. نمودار ۱، روند قیمت پسته صادراتی ایران را برای دوره ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۶ نشان می‌دهد.

از سوی دیگر کارآمدی سیاست‌گذاری دولت در بازار جهانی پسته نیز نیازمند برنامه‌ریزی صحیح است و دقت هر برنامه در دستیابی به اهداف آن، ارتباط تنگاتنگی با دسترسی به اطلاعات درست دارد. با توجه به آن که یکی از مسائل اساسی پیش‌روی تولیدکنندگان و صادرکنندگان پسته در ایران نوسان‌های قیمت جهانی این محصول است و سیاست‌های دولت نقش مؤثری بر نوسان‌های قیمت پسته ایران دارد (Najafi, B. & Abdollahi, 2000)، پیش‌بینی قیمت پسته حائز اهمیت است. این اهمیت به‌خاطر اطلاعات و علائم با ارزشی است که برای تولیدکنندگان، بازرگانان و از همه مهم‌تر برای سیاست‌گذاران در شرایط وجود ساختارهای در حال تغییر فراهم می‌شود.

نخستین گام برای پیش‌بینی رفتار آتی قیمت پسته، شناسایی ماهیت رفتاری آن است. تجزیه و تحلیل اکتشافی داده‌ها^۱ (EDA) روش مناسبی برای درک بهتر

1. Exploratory Data Analysis



نمودار ۱- روند قیمت پسته صادراتی ایران

Source: The Islamic Republic of Iran Customs Administration.

به طور متوسط قیمت پسته در شش ماهه اول سال اندکی بیش از شش ماه دوم سال است. جزء روند زمانی

در بررسی نموداری و تجزیه و تحلیل داده‌ها، رفتار چرخه‌ای برای قیمت پسته ایران مشهود است. همچنین

پیش‌بینی آتی قیمت پسته ایران است تا بواسطه آن افق روشنی از رفتار قیمت این محصول ارزشمند صادراتی ترسیم شود.

مواد و روش‌ها

یکی از مناسب‌ترین رهیافت‌ها برای پیش‌بینی قیمت پسته استفاده از روش‌های پیش‌بینی سری‌زمانی است. الگوی اجزای مشاهده نشده^۲ (UCM) از جامع‌ترین الگوهای سری‌زمانی است که هم‌زمان همه اجزای سری زمانی را لحاظ می‌کند. این الگو نخستین بار توسط Harvey در سال ۱۹۸۹ در کتاب "پیش‌بینی، الگوهای سری زمانی ساختاری و فیلتر کالمن"^۳ معرفی شد. در این الگو، سری زمانی به اجزای مختلف که هر کدام تفسیر مشخصی دارد، تجزیه می‌شود.

در تحلیل‌های سری‌های زمانی فرض می‌شود سری قیمت پسته p_t شامل چهار جزء با نام‌های روند، فصل، چرخه و بخش نامنظم است. این اجزاء بنابر ویژگی سری‌زمانی دارای رفتار تصادفی^۴ یا قطعی^۵ اند. در فرآیند الگوسازی ابتدا فرض می‌شود که تمام چهار جزء، تصادفی است و میان جملات اخلاص آنها همبستگی وجود ندارد. روند، نوسانات فصل و چرخه از توابع معین زمان مشتق می‌شوند و جزء اخلاص نیز نوفه سفید است. همچنین در ساختار UCM امکان افزودن دیگر متغیرهای اثرگذار و نیز جملات خودتوضیح^۶ فراهم است.

از دیگر ویژگی‌های این الگو موضوع ایستایی داده‌های سری‌زمانی است. در بیشتر الگوهای سری‌زمانی (ARMA, VAR, VECM, ARDL) برای قابل اتکا بودن نتایج بر ایستایی و هم‌گرایی داده‌ها تأکید می‌شود. به اعتقاد افرادی نظیر Harvey & Shephard (1993) و et Hunt al. (2003) بیشتر سری‌های زمانی اقتصادی ایستا

نیز نشان دهنده حرکت متغیر در طول زمان است که می‌تواند ناشی از رشد جمعیت، تغییر درآمد، و تغییر سلیقه مصرف‌کنندگان باشد. در مورد قیمت پسته طی دوره‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ روند مشخصی جزء نوسان‌های چرخه‌ای مشهود نیست، هر چند پس از آن اندکی رشد در روند قیمت مشاهده می‌شود. همچنین، رفتار سری قیمت پسته ممکن است به‌طور قابل توجهی از شوک‌های نامنظم تصادفی تأثیر پذیر باشد که در دو مورد از آنها فرضیه وجود شکست ساختاری^۱ مطرح است.

در زمینه پیش‌بینی قیمت محصولات کشاورزی، مطالعات گسترده‌ای در ایران و جهان بر اساس الگوهای سری زمانی انجام شده است. اما برای محصول پسته، تمرکز پژوهش‌ها بر دو موضوع کلی بوده است. موضوع نخست معطوف به ساختار بازار جهانی پسته است. بر این اساس می‌توان به مطالعات الگوی انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی (Hosseini & Durandish, 2006)، بررسی ساختار بازار جهانی پسته (Farzadeh & Bakhshudeh, 2011)، بررسی تأثیر سیاست‌های ارزی و تجاری بر ساختار بازار جهانی پسته ایران (Hosseini & Chizari, 2002) و بررسی عوامل مؤثر بر سهم ایران از بازار جهانی پسته (Mehrabi, 2002) اشاره کرد.

اما دسته دوم مطالعات، به عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران پرداخته‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات پسته ایران (Mortazavi et al. 2011)، بررسی صادرات پسته ایران (Azizi & Yazdani, 2006) و تحلیلی بر عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران (Jofreh & Farajollahi, 2009; Biria, S. & Jebel Ameli, 2006 & Mahmoudzadeh & Zibaei, 2004) اشاره کرد. بررسی پیشینه ادبیات موضوع نشان می‌دهد که با وجود اهمیت موضوع پیش‌بینی آتی قیمت، توجه کافی به این جنبه از پژوهش صورت نگرفته است و تنها به پژوهش Najafi & Tarazkar (2006)، درباره پیش‌بینی صادرات پسته ایران می‌توان اشاره کرد. بنابراین هدف مطالعه حاضر

2. Unobserved-components model

3. Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter

4. Stochastic

5. Deterministic

6. Autoregressive

۱. Structural Breaks

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \alpha \quad (۳)$$

با افزودن جزء تصادفی به رابطه ۳، روند خطی قطعی به روند تصادفی تبدیل می‌شود که به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} \mu_t &= \mu_{t-1} + \alpha + \eta_t \\ \alpha &= \bar{\alpha} \end{aligned} \quad (۴)$$

برای الگوسازی روند زمانی در رابطه ۴، از دو معادله سطح و شیب استفاده شده که μ_t رابطه سطح نسبی^۱، α رابطه شیب قطعی و η_t جزء خطای نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_η^2 می‌باشند. حال اگر رابطه شیب در معادله ۴ نیز به شکل تصادفی تصریح شود الگوی جامع روند یا الگوی ساختاری پایه^۲ به دست می‌آید.

$$\begin{aligned} \mu_t &= \mu_{t-1} + \alpha_{t-1} + \eta_t \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (۵)$$

که α_t شیب نسبی^۳، η_t و ξ_t جزء خطای نرمال با میانگین صفر، واریانس σ_η^2 و σ_ξ^2 و بدون هم‌بستگی متقابل هستند. در جدول ۱، حالت‌های گوناگون تصریح اجزاء روند (شیب و سطح) و بخش نامنظم آمده است (Harvey, 1989).

-
1. Local level
 2. Basic Structural model
 3. Local slope

نیستند و این ویژگی داده‌ها دلیل مناسبی برای ایستا کردن آنها با استفاده از تفاضل‌گیری نیست. زمانی که ایستایی یک سری مستلزم تفاضل‌گیری است، برازش الگوهای خودتوضیح اغلب نامناسب‌اند (Harvey, 1997). از طرفی اکثر آزمون‌های هم‌انباشتگی نیز بر پایه الگوهای خودتوضیح بیان شده‌اند و زمانی که فرآیند خودتوضیح در سری زمانی ضعیف باشد، این نقصان به آزمون‌های هم‌انباشتگی منتقل می‌شود. بر این اساس، Harvey (1997) معتقد است این ره‌یافت ممکن است موجب گمراهی پژوهشگر شود. از دیدگاه Harvey، در الگوهای سری زمانی ساختاری (STSM) نظیر UCM، ایستایی نقش مهمی را ایفا نمی‌کند، بدین ترتیب این ره‌یافت هم انعطاف سری زمانی و هم تفسیر مستقیم برازش را داراست. شکل عمومی این الگو به صورت زیر بیان می‌شود (Harvey & Shephard, 1993):

$$p_t = \mu_t + \gamma_t + \phi_t + \phi_t y_{t-i} + X_t \beta + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن، μ_t جزء روند، γ_t جزء فصلی، ϕ_t جزء چرخه، $\phi_t y_{t-i}$ جملات خودتوضیح، ε_t جزء خطای سری زمانی قیمت پسته (p_t) با واریانس σ_ε^2 و β ضرایب متغیرهای مستقل X_t است (Harvey, 1989). هر یک از اجزاء الگوی بالا دارای تصریح مشخصی است که در الگوسازی UCM مورد توجه قرار می‌گیرد. به طور کلی جزء روند در الگوهای کلاسیک اقتصادسنجی قطعی است و به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\mu_t = c + \alpha t \quad (۲)$$

با توجه به $\mu_0 = c$ ، رابطه ۲ در شکل عمومی آن مبتنی بر رابطه بازگشتی/عطفی برای μ_t به صورت زیر تصریح می‌شود:

جدول ۱- معادلات سطح، شیب و بخش نامنظم در الگوی اجزاء مشاهده نشده (UCM)

الگو	ویژگی شیب	ویژگی سطح	بخش نامنظم	نام الگو
-	بدون شیب	بدون سطح	بدون بخش نامنظم	(۱) بدون روند و بخش نامنظم No trend or idiosyncratic component
$p_t = \varepsilon_t$	بدون شیب	بدون سطح	با بخش نامنظم	(۲) بدون روند No trend
$p_t = \mu + \varepsilon_t$ $\mu = \mu$	بدون شیب	سطح قطعی	با بخش نامنظم	(۳) سطح ثابت قطعی Deterministic constant
$p_t = \mu_t + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$	بدون شیب	سطح نسبی	با بخش نامنظم	(۴) سطح نسبی Local level
$p_t = \mu_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$	بدون شیب	سطح نسبی	بدون بخش نامنظم	(۵) گام تصادفی Random walk
$p_t = \mu_t + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \alpha$ $\alpha = \alpha$	شیب قطعی	سطح قطعی	با بخش نامنظم	(۶) روند قطعی Deterministic trend
$p_t = \mu_t + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \alpha + \eta_t$ $\alpha = \alpha$	شیب قطعی	سطح نسبی	با بخش نامنظم	(۷) سطح نسبی با روند قطعی Local level with deterministic trend
$p_t = \mu_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \alpha + \eta_t$ $\alpha = \alpha$	شیب قطعی	سطح نسبی	بدون بخش نامنظم	(۸) گام تصادفی با جابجایی Random walk with drift
$p_t = \mu_t + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \alpha_{t-1} + \eta_t$ $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t$	شیب تصادفی	سطح نسبی	با بخش نامنظم	(۹) روند خطی نسبی Local linear trend
$p_t = \mu_t + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \alpha_{t-1}$ $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t$	شیب تصادفی	سطح قطعی	با بخش نامنظم	(۱۰) روند هموار Smooth trend
$p_t = \mu_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \alpha_{t-1}$ $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t$	شیب تصادفی	سطح قطعی	بدون بخش نامنظم	(۱۱) روند تصادفی Random trend

مأخذ: Harvey (1989).

اثرات فصلی نیز همانند جزء روند زمانی به شکل قطعی یا تصادفی الگوسازی می‌شود. جزء فصلی γ_f شامل چرخه‌های s دوره‌ای در طول یکسال است. نادیده گرفتن توزیع این جزء، به معنی صفر بودن مجموع اثرات فصلی است، یعنی $\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = 0$. به بیان دیگر اثرات فصلی به شکل قطعی تصریح می‌شود. با افزودن جزء اخلال نرمال ω_t ، جزء فصلی γ_f دارای ماهیت تصادفی شده و به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t = 0 \quad (۶)$$

بر اساس اطلاعات جدول ۱، الگوهای ۱، ۲ و ۳ برای تبیین روند سری‌ها ایستا استفاده می‌شود. الگوی ۶ برای تبیین سری‌های روند ایستا^۱ مناسب است که یک روند زمانی مرتبه اول معین^۲ را در بر می‌گیرد. الگوهای ۴، ۵، ۷ و ۸ برای بیان رفتار سری‌های زمانی با روند تصادفی مرتبه اول مناسب است و الگوهای ۹، ۱۰ و ۱۱ نیز برای به تصویر درآوردن سری‌های زمانی با روند تصادفی مرتبه دوم کاربرد دارد.

1. Trend stationary

2. First-order deterministic time-trend

الگوی اجزای مشاهده نشده نیز جملات خودتوضیح به دو شکل قطعی و تصادفی الگوسازی می‌شوند. افزون بر اجزاء یاد شده برای الگوهای سری زمانی تک‌متغیره، گاهاً متغیرهای اثرگذار دیگری نیز وجود دارند که با ورد به الگو بر قدرت توضیح‌دهندگی و دقت الگو می‌افزایند (Fomby, 2008). براین اساس در الگوی UCM ورود متغیرهای مستقل اثرگذار X_t نیز امکان‌پذیر است.

به اعتقاد Fomby (2008)، یک راه‌یافت برای طراحی الگوی اجزای مشاهده نشده مناسب، ساخت الگوی ساختاری پایه روند زمانی می‌باشد که توسط Harvey (1989) معرفی شده است. بر اساس این راه‌یافت، نخستین گام تصریح الگوی روند خطی نسبی^۳ با اجزای سطح و شیب تصادفی است. پس از تطبیق نوع روند با سری زمانی مورد بررسی (p_t)، اثرات فصلی تصادفی به الگوی ساختاری پایه افزوده می‌شود. در پایان جزء چرخه تصادفی و دیگر اجزاء الگوسازی می‌شود. معیار تعیین ماهیت اجزاء سری قیمت پسته در هر یک از مراحل یاد شده آزمون نسبت درست‌نمایی^۴ است. در این آزمون، فرضیه تصادفی بودن اجزاء الگو در مقابل ثابت بودن حداقل یکی از آنها (سطح، شیب، فصل و چرخه) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

در الگوهای UCM همانند دیگر الگوهای سری زمانی، تامین شرایط نرمال بودن اجزای اخلال، عدم وجود خودهم‌بستگی و ناهمسانی واریانس ضروری است. برای تامین شرایط نرمال در اجزای اخلال، باید مداخلات^۵ که شامل داده‌های پرت و نقاط شکست است شناسایی شود. شناخت این مداخله‌ها، اطلاعات مفیدی در مورد تغییرات ساختاری در یک زمان مشخص را فراهم می‌کند. داده‌های پرت که در جزء نامنظم الگو به صورت تکانه وارد می‌شود و تنها اثر گذرا بر روند دارد، برای در نظر گرفتن یک شوک موقت کاربرد دارد. اما اثر مداخله‌های (شکست) شیب و سطح بر روند پایدار است و تا پایان دوره تخمین آثار آنها تداوم می‌یابد (Commandeur & Koopman, 2007). اگر هیچ

که ω_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_ω^2 است. همان‌طور که بیان شد، در حالتی که واریانس جزء اخلال صفر باشد ($\sigma_\omega^2 = 0$)، اثرات فصلی به شکل قطعی تصریح می‌شود (Harvey & Shephard, 1993).

جزء چرخه نیز همانند دیگر اجزاء سری زمانی دارای ماهیت تصادفی یا قطعی است. در حالت قطعی این جزء به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\varphi_t = \alpha \cos(\lambda t) + \beta \sin(\lambda t) \quad (7)$$

جزء چرخه φ_t تابعی تناوبی با طول دوره $2\pi/\lambda$ و نوسان $(\alpha^2 + \beta^2)^{1/2}$ است. گزینه جایگزین برای تعیین یک یا چند چرخه قطعی همانند رابطه ۷، تعیین جزء چرخه با ماهیت تصادفی است. در این حالت جزء چرخه φ_t ، تابعی از بسامد^۱ λ بر حسب رادیان و جزء تعدیل‌کننده ρ است. مقدار ρ کمتر از واحد و در بازه $0 < \rho < 1$ تعریف می‌شود. برای بیان جزء چرخه به دو معادله به شرح زیر نیاز است (Harvey & Shephard, 1993):

$$\begin{aligned} \varphi_t &= \varphi_{t-1} \rho \cos \lambda + \tilde{\varphi}_{t-1} \rho \sin \lambda + \kappa_t \\ \tilde{\varphi}_t &= -\varphi_{t-1} \rho \sin \lambda + \tilde{\varphi}_{t-1} \rho \cos \lambda + \tilde{\kappa}_t \end{aligned} \quad (8)$$

اجزای اخلال معادله چرخه κ_t و $\tilde{\kappa}_t$ دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_κ^2 است. این الگو به طور کامل الگوی چرخه‌ای قیمت پسته را بیان می‌کند. در شرایطی که $\rho < 1$ باشد جزء چرخه ایستاست و زمانی که $\rho = 1$ باشد جزء چرخه نایستا می‌شود. همچنین چنانچه $\sigma_\kappa^2 = 0$ باشد همانند آن چه برای اثرات فصلی و روند بیان شد، جزء چرخه دارای ماهیت رفتاری قطعی می‌گردد.

با توجه به ماهیت داده‌های سری زمانی و تأثیرپذیری آنها از گذشته، به طور معمول جملات خودتوضیح، نقش قابل توجهی در تبیین رفتار سری‌های زمانی دارند. در

3. Locally linear trend

4. Likelihood-Ratio test

5. Interventions

1. Frequency

2. Damping

(Harvey & Shephard, 1993). با توجه به آنچه بیان شد، الگوی تجربی این مطالعه، پیش‌بینی قیمت پسته صادراتی ایران بر اساس اجزای روند، فصل و چرخه به همراه معادلات شکست ساختاری برای روند است.

$$p_t = \mu_t + \gamma_t + \varphi_t + \beta_t d_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

این الگو با شناسایی ماهیت رفتاری قیمت پسته صادراتی ایران (برحسب دلار) و الگوسازی اجزای تشکیل‌دهنده آن، امکان پیش‌بینی آتی قیمت را فراهم می‌کند.

نتایج و بحث

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، در این پژوهش اساس تدوین UCM مبتنی بر ره‌یافت جزء به کل Fomby است. با وجود این، نتایج با فرآیند الگوسازی کل به جزء نیز انطباق داده شده است. بر پایه ره‌یافت فمبای در گام نخست، الگوی ساختاری پایه (الگوی روند خطی نسبی) برازش شد. برای تعیین وجود و ماهیت اجزای روند (شیب و سطح) در سری قیمت پسته از آزمون LR استفاده گردید. در این آزمون فرضیه تصادفی بودن اجزاء روند در مقابل ثابت بودن حداقل یکی از آنها مورد ارزیابی قرار گرفت. علاوه بر جزء روند، برای تعیین وجود و ماهیت (تصادفی یا قطعی) اثرات فصلی و چرخه نیز آزمون LR بکار برده شد. از آنجا که وجود مداخلات و نقاط شکست به اریب برآوردها می‌انجامد، برای اجتناب از آن، نقاط شکست در الگوی UCM به صورت درون‌زا تعیین و اثر آن الگوسازی شد. در جدول ۱، نتایج تعیین نقاط شکست برای قیمت پسته ایران ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، سطح قیمت‌ها در سال ۲۰۰۴ شش‌ماهه دوم و سال ۲۰۰۸ شش‌ماهه دوم دچار شکست شده است و آثار آن تا پایان دوره تداوم داشته است.

جدول ۱- نتایج تعیین نقاط شکست در الگوی UCM

زمان شکست	نوع شکست	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
سال ۲۰۰۴(۲)	شکست سطح	۱/۷۴	۴/۱۰	۰/۰۱
سال ۲۰۰۸(۲)	شکست سطح	۱/۹۴	۴/۵۸	۰/۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

شکستی وجود نداشته باشد، روند قیمت پسته (Pt) توسط رابطه ۵ نشان داده می‌شود. ولی زمانی که شکست سطح وجود دارد، رابطه ۹ جایگزین معادله سطح رابطه ۵ می‌شود:

$$\begin{aligned} p_t &= \mu_t + \beta_t d_t + \varepsilon_t \\ \mu_{t+1} &= \mu_t + \eta_t \\ \beta_{t+1} &= \beta_t + \rho_t \end{aligned} \quad (9)$$

در رابطه بالا d_t متغیر مجازی شکست سطح با ارزش صفر برای همه زمان‌های قبل از تغییر سطح و ارزش یک برای دوره بعد از تغییر سطح است. β_t ضریب شکست ساختاری است که بر اساس روش بازگشتی/عطفی برازش می‌شود. ρ_t نیز جزء خطای نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_ρ^2 می‌باشد (Commandeur & Koopman, 2007). به این ترتیب فرآیند تعیین نقاط شکست ساختاری بر اساس روش بازگشتی انجام می‌شود.

با توجه به تغییر سطح قیمت پسته در دو مقطع زمانی، وجود «شکست ساختاری» در الگوی پژوهش محتمل است. البته در صورت وجود تغییر ساختاری، رویکرد معین منجر به تخمین اریب ضرایب می‌شود. کاربرد الگوی فضا حالت^۱ بر اساس ره‌یافت بازگشتی فیلتر کالمن برآورد تصادفی پارامترهای UCM را امکان‌پذیر می‌سازد (Harvey & Shephard, 1993). از مزایای فیلتر کالمن این است که تخمینی از مسیر تصادفی ضرایب را با استفاده از روش بازگشتی به جای معین در نظر گرفتن آنها ارائه می‌دهد. بنابراین، در شرایط وجود شکست ساختاری، کاربست این ره‌یافت مسئله اریبی تخمین را می‌تواند حل کند (Jalles, 2009). در تخمین بازگشتی، مشاهده اولیه در نظر گرفته شده و با توجه به مشاهدات جدیدی که به سیستم اضافه می‌شود، برآوردها به تدریج به روز می‌شوند. با در دسترس قرارگرفتن مشاهدات جدید، تخمین اجزاء غیرقابل مشاهده با استفاده از فرآیند فیلترکردن انجام می‌شود و می‌توان گفت الگوریتم هموارسازی بهترین تخمین را از حالت در هر نقطه از نمونه ارائه می‌کند

1. State space model

ضریب تعیین الگو ۰/۹۶ می‌باشد که بیان‌گر تبیین مناسب متغییر وابسته توسط اجزای الگو است. همچنین ضریب تعیین بر اساس تفاوت در میانگین فصل‌ها نیز ۰/۵۶ می‌باشد.

با توجه به وجود چند جزء اخلاص در الگو، وجود شرایط نرمال برای هر کدام از این اجزاء ضروری است. بررسی نرمال بودن اجزاء اخلاص با بهره‌گیری از آماره بومن-شنتون^۱ انجام شد که دارای توزیع $\chi^2_{df=2}$ است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، همه اجزاء اخلاص الگو از توزیع نرمال پیروی می‌کنند. آماره $H(18)$ نیز بیان‌گر آزمون ناهمسانی واریانس است که دارای توزیع $F(18,18)$ می‌باشد. نتیجه آزمون، همسانی واریانس اجزای اخلاص را نشان داد. برای بررسی خودهمبستگی در اجزای اخلاص از آماره دوربین واتسن و Q لیانگ باکس^۲ استفاده شد. نتایج هر دو معیار عدم وجود خودهمبستگی میان اجزاء اخلاص را تأیید کرد.

بر اساس نتایج جدول ۳، طول دوره چرخه برای قیمت پسته صادراتی ایران حدود ۴ سال و ۹ ماه است. به بیان دیگر دوره‌های تجاری برای قیمت پسته ایران کمتر از ۵ سال است که در گروه چرخه‌های کوتاه‌مدت جای می‌گیرد. بنابراین، پیامدهای تغییرات قیمت به طور مستمر تولیدکنندگان، بازرگانان و برنامه‌ریزان این حوزه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. البته از مقدار نوسان‌های دوره‌ای در طول زمان کاسته شده است و به همین دلیل پیش‌بینی می‌شود در آینده فعالان این حوزه با ریسک قیمتی کمتری مواجه باشند.

در جدول (۲) نتایج آزمون‌های تصریح و تعیین الگوی آمده است. بر اساس نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی، الگوی روند به شکل سطح ثابت قطعی تأیید می‌شود. پس از تعیین نوع روند، اثرات فصلی شش ماهه به الگو افزوده شد و مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آزمون LR وجود اثرات فصلی تصادفی در الگوی پیش‌بینی قیمت پسته را تأیید کرد. به همین ترتیب جزء چرخه نیز وارد الگو شد و بر اساس آزمون نسبت درست‌نمایی، وجود جزء چرخه تصادفی در الگو مورد تأیید قرار گرفت.

جدول ۲- نتایج آزمون‌های تصریح الگوی UCM

نتیجه آزمون	آماره	H_1 : فرضیه مقابل	H_0 : فرضیه صفر
پذیرش H_0	۰	سطح و شیب تصادفی	سطح تصادفی و شیب قطعی*
پذیرش H_0	۱/۴۲	سطح تصادفی و شیب قطعی	سطح تصادفی*
پذیرش H_0	۲/۸۷	سطح تصادفی و شیب قطعی	سطح قطعی و شیب قطعی*
پذیرش H_0	۳/۵۵	سطح قطعی و شیب قطعی	سطح قطعی*
رد H_0	۹/۳۶	اثرات فصلی تصادفی*	اثرات فصلی قطعی
رد H_0	۱۵/۰۰	وجود چرخه تصادفی*	عدم وجود چرخه

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول ۳، نتایج برازش الگوی UCM به همراه آماره‌های تشخیصی ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در الگوی نهایی، اجزاء چرخه، روند، فصل وارد شده است. بر اساس معیارهای خوبی برازش،

1. Bowman-Shenton
2. Box-Ljung

جدول ۳- نتایج برآورد الگوی UCM

اجزاء	نام پارامتر	مقدار پارامتر	سطح معنی داری
	پسامد	۰/۶۶	۰/۰۱
چرخه	تعدیل کننده	۰/۶۰	۰/۰۱
	طول دوره	۴/۷۶	-
روند	سطح قطعی	۳/۵۷	۰/۰۱
	شکست (۲) ۲۰۰۴	۱/۹۶	۰/۰۱
	شکست (۲) ۲۰۰۸	۲/۳۷	۰/۰۱
پارامترهای فصل	شش ماهه اول	۰/۱۱	۰/۰۷
	شش ماهه دوم	-۰/۱۱	۰/۰۷
واریانس سطح روند		۰/۰۰	-
واریانس جزء نامنظم		۰/۰۰	-
واریانس فصل		۰/۰۰۳	۰/۰۷
واریانس چرخه		۰/۱۱	۰/۰۱
آماره های خوبی برازش	آماره	مقدار آماره	نتیجه
R^2	ضریب تعیین الگو	۰/۹۶	-
R_s^2	ضریب تعیین بر اساس تفاوت در میانگین فصلها	۰/۵۶	-
نرمال بودن اجزای اخلاص	نرمال بودن کل اجزاء اخلاص	۱/۳۱	تأیید نرمال بودن
	نرمال بودن اجزاء اخلاص کمکی	۲/۳۶	تأیید نرمال بودن
	نرمال بودن اجزاء اخلاص کمکی	۳/۱۷	تأیید نرمال بودن
ناهمسانی واریانس	H(18) با توزیع F(18,18)	۰/۶۵	عدم وجود ناهمسانی
خودهمبستگی	Box-Ljung با توزیع χ_6^2	۶/۹	عدم وجود خودهمبستگی
	D-W	۱/۷۸	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

درصد است. بنابراین پیش‌بینی آتی قیمت پسته با استفاده از الگوی مذکور از دقت مناسبی برخوردار است.

جدول ۴- ارزیابی دقت الگوی UCM برای پیش‌بینی قیمت پسته صادراتی ایران

الگو	درصد خطای پیش‌بینی	درصد خطای پیش‌بینی
UCM	۲/۲	۳/۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲ و جدول ۵ پیش‌بینی بلندمدت قیمت پسته صادراتی ایران را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج پیش‌بینی، قیمت پسته صادراتی ایران در سال ۲۰۱۷ افزایش خواهد یافت و به حداکثر مقدار خود (حدود ۸/۵ دلار در هر کیلوگرم) می‌رسد. پس این دوره

نتایج برازش اثرات فصلی نیز نشان داد که در شش ماهه اول سال (میلادی) قیمت صادراتی پسته ایران حدود ۰/۱۱ دلار بیش از متوسط سطح قیمت است. با توجه به تقاضای بیشتر بازار در ژانویه و عید نوروز و عرضه محصول پسته در نیمه دوم سال، این اختلاف قیمت مورد انتظار است. پارامترهای روند نیز در سطح یک درصد معنی‌دار شده‌اند. شکست ساختاری قیمت پسته در سال ۲۰۰۴، سطح قیمت پسته را ۱/۹۶ دلار افزایش داد. در سال ۲۰۰۸ نیز شکست ساختاری، سطح قیمت پسته را ۲/۳۷ دلار ارتقاء داده است.

نتایج ارزیابی دقت الگوی UCM برای پیش‌بینی قیمت پسته در جدول ۴ گزارش شده است. بر اساس معیار درصد میانگین قدرمطلق خطاها، خطای پیش‌بینی برون نمونه‌ای برای دوره شش ساله حدود ۳/۵ درصد است. به بیان دیگر، دقت الگوی برازش شده بیش از ۹۵

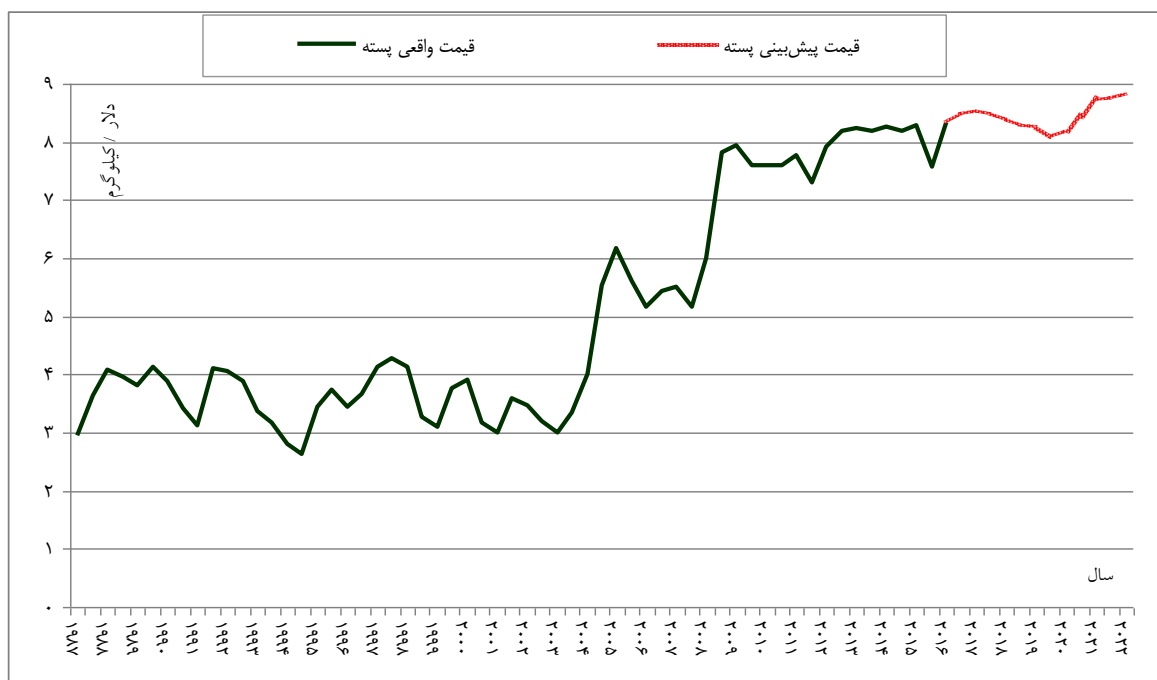
دوم سال ۲۰۲۲ به حدود ۸/۹ دلار به ازاء هر کیلوگرم خواهد رسید.

اوج، قیمت پسته روند نزولی داشته و در نیمه دوم سال ۲۰۱۹ به قیمت ۸/۱ دلار خواهد رسید. پس از این دوره نیز قیمت پسته دوباره افزایش خواهد یافت و در نیمه

جدول ۵- نتایج پیش‌بینی قیمت بلندمدت پسته صادراتی ایران

زمان	قیمت پیش‌بینی‌شده (دلار)	درصد تغییر	زمان	قیمت پیش‌بینی‌شده (دلار)	درصد تغییر
۲۰۱۷(۱)	۸/۵۳	۰/۶	۲۰۲۰(۱)	۸/۱۸	۱/۰
۲۰۱۷(۲)	۸/۴۹	-۰/۵	۲۰۲۰(۲)	۸/۴۲	۳
۲۰۱۸(۱)	۸/۴۰	-۱/۱	۲۰۲۱(۱)	۸/۷۳	۳/۷
۲۰۱۸(۲)	۸/۲۹	-۱/۲	۲۰۲۱(۲)	۸/۷۷	۰/۴
۲۰۱۹(۱)	۸/۲۶	-۰/۵	۲۰۲۲(۱)	۸/۸۳	۰/۷
۲۰۱۹(۲)	۸/۱۰	-۱/۹	۲۰۲۲(۲)	۸/۹۰	۰/۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲- پیش‌بینی قیمت پسته صادراتی ایران برای سال‌های ۲۰۱۷ تا ۲۰۲۲

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این مطالعه، پیش‌بینی قیمت برای پسته صادراتی ایران است. در گام نخست برای تعیین الگوی مناسب، از رهیافت EDA استفاده شد که بر اساس آن رفتارهای چرخه‌ای و فصلی برای قیمت پسته ایران تأیید شد. همچنین در طول دوره بررسی، دو تکانه در روند قیمت پسته وجود داشت که اثرات آن در طول زمان، پایدار بود. بنابراین، الگویی برای پیش‌بینی قیمت پسته

شناسایی شد که علاوه بر در نظر گرفتن اثرات فصلی و دوره‌ای، توانمندی الگوسازی شکست ساختاری را داشته باشد. بر این اساس، برای الگوسازی رفتار قیمت پسته صادراتی ایران از الگوی اجزای مشاهده نشده (UCM) مبتنی بر رهیافت حالت-فضا استفاده شد. نتایج الگو، وجود اثرات فصلی تصادفی و رفتار دوره‌ای کوتاه‌مدت را همراه با دو شکست ساختاری در سطح قیمت پسته برای سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۸ تأیید کرد. در ادامه، برای

سطح قیمت پسته است؛ نظیر آنچه در سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۸ رخ داد. به همین دلیل، تحلیل علل شکست و رفتار قیمت پس از وقوع آن حائز اهمیت است. بر این اساس پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی به این موضوع پرداخته شود. از آنجا که قیمت پسته تا سال ۲۰۲۲ در این الگو پیش بینی شده است تولیدکنندگان و صادرکنندگان پسته ایران می‌بایست هزینه تولید خود را به گونه‌ای کنترل نمایند تا روند افزایش هزینه‌های تولید از روند افزایش قیمت‌ها کمتر باشد، در غیر این صورت صادرات این محصول با مشکل مواجه خواهد شد. البته سیاستگذاران نیز می‌توانند با تغییر نرخ ارز اثر افزایش هزینه‌های تولید را منطبق با نرخ رشد قیمت‌های جهانی پسته نمایند تا امکان ادامه تولید فراهم گردد.

ارزیابی دقت الگو از پیش‌بینی‌های درون و برون‌نمونه‌ای استفاده شد و پس از تأیید دقت الگو، پیش‌بینی آتی قیمت پسته تا سال ۲۰۲۲ انجام شد. نتایج پیش‌بینی نشان می‌دهد روند افزایش قیمت پسته صادراتی ایران تا سال ۲۰۱۷ ادامه خواهد داشت و پس از آن در سال ۲۰۱۹ به کمترین مقدار خود خواهد رسید. اما، پس از این دوره، روند افزایش قیمت پسته ایران تا سال ۲۰۲۲ ادامه خواهد یافت. همچنین نتایج مطالعه نشان داد که منبع اصلی نوسان‌های قیمت پسته، شکست‌های ساختاری و چرخه‌های تجاری بوده است. با توجه به طول دوره چرخه، میزان تغییرات آن و نتایج پیش‌بینی قیمت، نوسان‌ها دوره‌ای برای تولیدکنندگان و صادرکنندگان پسته آزار دهنده نخواهد بود. اما آنچه از اهمیت بیشتری برخوردار است، شکست ساختاری در

REFERENCES

1. Azizi, J. & Yazdani, S. (2006). Investigation of export pistachio in Iran: challenges and approaches. *Economic Research*, 74, 217-247. (In Farsi).
2. Biria, S. & Jebel Ameli, F. (2006). Factors affecting the export of pistachios, saffron, dates in the basket of non-oil exports of Iran (1380-1999). *Agricultural Economics and Development*, 14 (54), 85-102. (In Farsi).
3. Commandeur, J. F. & Koopman, S. J. (2007). *An introduction to state space time series analysis*. New York: Oxford University Press Inc., US.
4. Farjzadeh, Z. & Bakhshudeh, M. (2011). Investigating the structure of the global pistachio market with emphasis on Iran's market power. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 73, 145-145. (In Farsi).
5. Fomby, T. (2008). The unobservable components model1, SAS HELP file under the keyword "Proc UCM".
6. Harvey, A. C. & Shephard, N. (1993). Structural time series models" In: Maddala GS. Rao, CR. And Vinod. HD. (Eds). *Handbook of statistics*, Vol. 11 (pp. 261-302). North Holland, Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
7. Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, structural time series model and the kalman filte*. Cambridge: Cambridge University Press, UK.
8. Harvey, A.C. (1997). Trends, cycles and autoregressions. *Economic Journal*, 107(440), 192-201.
9. Hosseini, S. S. & Durandish, A. (2006). Iran pistachio price transfer model in the world market. *Iranian Journal of Agricultural Science*, 2-37, 145-153. (In Farsi).
10. Hosseinipour, M. R. & Chizari, A. H. (2002). The effect of foreign exchange and trading policies on the structure of the global pistachio market in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research*, 5 & 6, 86-76. (In Farsi).
11. Hunt, L. C., Judge, G. & Ninomiya, Y. (2003). Underlying trends and seasonality in UK energy demand: A Sectoral Analysis. *Energy Economics*, 25, 93-118.
12. Jalles, J. T. (2009). Structural time series model and kalman filter. Amconcourse review. "FEUNL working paper series wp 541.
13. Jofreh, M. & Farajollahi, G. (2009). An analysis of factors affecting pistachio export in Iran. *Economic Sciences*, 2 (6), 67-82. (In Farsi).
14. Mahmoudzadeh, M. & Zibaei, M. (2004). Investigating the factors affecting Iran's pistachio export: A cointegration analysis. *Agricultural Economics and Development*, 12 (46), 137-158. (In Farsi).
15. Mehrabi Boshroabadi, h. (2002). Investigating factors affecting Iran's share of the global pistachio market. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 39, 102-85. (In Farsi).
16. Ministry of Agriculture Jihad. (2010-2015). *Agriculture statistics, third volume*. Retrieved July 10, 2017, <http://agri-jahad.ir>.

17. Mortazavi, S. A., Zamani, A., Nouri, M. & Hayman, N. (2011). Investigating the effect of exchange rate fluctuations on Iranian pistachio exports. *Economics and Agricultural Development (Agricultural Sciences and Technology)* 25 (3), 347-354. (In Farsi).
18. Najafi, B. & Abdollahi Ezzatabadi, M. (2000). Effective factors on pistachio price fluctuations and its problems. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 29, 29-7. (In Farsi).
19. Najafi, B. & Tarazkar, M. D. (2006). Predicting the exports of Iran's pistachio: application of artificial neural networks. *Commercial Letter*, 10 (39), 191-214. (In Farsi).
20. Statistical Center of Iran. (2016). The price of sales of products and the cost of agricultural services in rural areas of the country, collected and published by the Statistical Center of Iran (SCI). Retrieved July 10, 2017, from <https://www.amar.org.ir>.
21. The Islamic Republic of Iran Customs Administration. (1987-2016). Export data. Retrieved May 1, 2017, from <http://www.irica.gov.ir>.