پیش‌بینی قیمت چغندرقند در ایران

Forecasting sugar beet price in Iran

منصور یاعلی جهرمی[1]، حمید محمدی*[1] و زکریا فرجزاده[2]

تاریخ دریافت: ۸۶/۶/۲۵ ؛ تاریخ پذیرش: ۸۸/۵/۱۳

م. یاعلی جهرمی، ح. محمدی و ز. فرجزاده. ۱۳۸۸. پیش‌بینی قیمت چغندرقند در ایران. **مجله چغندرقند ۲۵(۱): ۱۱۱-۹۷.**

چکیده

قیمت محصولات کشاورزی معمولاً با نوسانات زیادی مواجه است و انجام پیش‌بینی می‌تواند به نحو مؤثری به تصمیم‌گیری‌ها مساعدت کند. این مطالعه با هدف پیش‌بینی قیمت اسمی و واقعی چغندرقند و شناخت الگوی مناسب پیش‌بینی صورت گرفت. پس‌از بررسی ایستایی سری‌ها، تصادفی بودن متغیرها با استفاده از دو آزمون ناپارامتریک والد-ولفویتز و پارامتریک دوربین-واتسون بررسی شد. براساس نتایج این آزمون‌ها، سری قیمت اسمی چغندرقند به‌عنوان سری غیرتصادفی و قابل پیش‌بینی و سری قیمت واقعی به‌عنوان سری تصادفی ارزیابی شد. دوره مطالعه نیز شامل سال‌های ۱۳۸٤-۱۳۵۰ بود. الگوهای مورد استفاده برای پیش‌بینی نیز شامل الگوهای خودتوضیح (AR)، میانگین متحرک (MA)، خودتوضیح هم‌انباشتگی میانگین متحرک (ARIMA)، تعدیل نمایی یگانه، تعدیل نمایی دوگانه، هارمونیک و خودتوضیح واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) بود. بر اساس معیار حداقل خطای پیش‌بینی از میان الگوهای مورد استفاده الگوی هارمونیک در مقایسه با سایر الگوها خطای کمتری داشت. مقادیر پیش‌بینی شده برای سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸٤ به‌ترتیب در دامنه ۳۹٦۰۰۰-۳٤٤۰۰۰ و ٤٤۸۵۰٤-۳۹۸۰۰۰ ریال به ازای هر تن قرار گرفت. مقادیر قیمت حقیقی برای سال‌های یاد شده به‌ترتیب ۳۸۷۲۰۰ و ٤٤۷۰۰۰ ریال به ازای هر تن بود.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی، تعدیل نمایی، چغندرقند، خودتوضیح هم‌انباشتگی میانگین متحرک، خودتوضیح واریانس ناهمسانی شرطی، قیمت، هارمونیک.

۱- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی جهرم *- نویسنده مسئول hamidmohammadi1378@gmail.com

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

فرآیند پیش‌بینی معمولاً شامل گرفتن اطلاعات تاریخی و تعمیم آن‌ها به آینده به کمک مدل‌های ریاضی است. از آن‌جا که پیش‌گویی وقایع آینده در فرآیند تصمیم‌گیری نقش عمده‌ای ایفا می‌کند، لذا پیش‌بینی برای بسیاری از سازمان‌ها و نهادها حائز اهمیت است. عقیده کلی بر این است که بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی با ریسک و عدم اطمینان بیش‌تری مواجه است (Goodwin and Smith 1995). با توجه به این‌که کشاورزان توانایی کنترل شرایط آب و هوایی، سازمان بازار و محیط نهادی که درآن تولید می‌کنند را ندارند، معمولاً با ریسک تولید و قیمت مواجه‌اند (Dillon and Hrdaker 1993). تولید در بخش کشاورزی با شوک‌های تصادفی و غیرقابل پیش‌بینی ناشی از شرایط آب و هوایی، آفات و سایر بلایای طبیعی همچون آتش‌سوزی روبرو است. این عامل‌ها باعث ایجاد نوسانات زیاد در عملکرد محصولات کشاورزی و ازسوی دیگر، تصادفی بودن عرضه محصولات کشاورزی همراه با کشش‌ناپذیری تقاضا برای اکثر محصولات کشاورزی باعث ایجاد نوسانات زیاد در قیمت محصولات می‌شود. نوسانات اقتصادی نیز به نوبه خود موجب بروز مسایل فراوان در زمینه کارآیی استفاده از منابع و رفاه بهره‌برداران می‌شود. به‌منظور کاهش ریسک کشاورزی استفاده از طرح‌های حمایتی از قیمت همواره مورد توجه بوده است. در سال‌های اخیر نیز طرح‌هایی هم‌چون بیمه، بازارهای آتی و اختیار معامله بیش‌تر مورد توجه قرار گرفته است. تمامی ابزارهای مقابله با ریسک کشاورزی دچار نواقصی هستند (عبدالهی عزت‌آبادی ۱۳۸۵). ارایه پیش‌بینی قیمت محصولات کشاورزی می‌تواند بهره‌برداران را جهت مقابله با ریسک بازار یا قیمت مساعدت دهد. این مهم به‌ویژه در مورد برخی از محصولات استراتژیک همانند چغندرقند از جایگاه ارزشمندی برخوردار است. زیرا در حال حاضر شکر خام از اقلام وارداتی کشور است و سازماندهی تولید چغندرقند به‌منظور تأمین نیاز داخل می‌تواند از منظر صرفه‌جویی ارزی هم از اهمیت زیادی برخوردار باشد. چنین سازماندهی بدون داشتن اطلاع از وضع قیمت آینده جامع نخواهد بود. از این رو، می‌توان ارایه پیش‌بینی را ابزاری مفید برای برنامه‌ریزی‌های کوتاه و بلندمدت تلقی کرد.

اغلب مطالعات مرور شده در زمینه پیش‌بینی سری‌های اقتصادی به مقایسه روش‌های مختلف پرداخته‌اند. در این قسمت برخی از مطالعات انجام شده در حوزه پیش‌بینی قیمت‌های کشاورزی مرور شده است. برند و بسلر (Brandt and Bessler 1981) با هدف مقایسه قدرت پیش‌بینی روش‌های انفرادی و ترکیبی، قیمت سرمزرعه خوک پرواری در کشور آمریکا را بر اساس داده‌های فصلی دوره ۱۹۶۱ تا ۱۹۷۵ و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی، فرآیند خودتوضیح هم‌انباشتگی میانگین متحرک (ARIMA) و نظرات متخصصان و همچنین ترکیبی از این چند روش، پیش‌بینی کردند. نتایج

Archive of SID
www.SID.ir

مطالعه نشان داد که روش ARIMA در مقایسه با سایر روش‌های انفرادی دارای کم‌ترین خطا است. در مطالعه دیگری کهزادی و همکاران (Kohzadi et al.1995) علاوه بر پیش‌بینی قیمت سلف ذرت، مدل شبکه عصبی را با ARIMA مقایسه کردند. نتایج نشان داد خطای پیش‌بینی مدل شبکه عصبی بین ۱۸ تا ۴۰ درصد کم‌تر از فرآیند ARIMA است. گیلان‌پور و کهزادی (۱۳۷۶) قیمت فوب برنج تایلندی را با استفاده‌از فرآیند ARIMA، بر اساس داده‌های ماهانه دوره ژانویه ۱۹۷۵ تا دسامبر ۱۹۸۹، پیش‌بینی کردند و نشان دادند قیمت برنج در بازار بین‌المللی ایستا نیست و وقوع هر تکانه در بازار، آثار بلند مدتی به‌دنبال دارد. مجاوریان و امجدی (۱۳۷۸) قیمت مرکبات را با استفاده از سه روش ARIMA بدون ملاحظات فصلی، فرآیند ARIMA با در نظر گرفتن اثرات فصلی و تابع مثلثاتی سینوسی پیش‌بینی و نشان دادند توابع مثلثاتی نسبت به روش‌های سری زمانی کارآیی بیش‌تری در پیش‌بینی خارج از نمونه دارند. عبدالهی عزت‌آبادی (۱۳۸۱) با استفاده از مدل‌های میانگین ساده، میانگین متحرک، تعدیل نمایی یگانه و دوگانه، ARIMA، هارمونیک و ARCH قیمت اسمی و واقعی پسته را پیش‌بینی کرد. در این مطالعه، الگوی ARCH در مقایسه با سایر الگوها بر اساس معیار RMSE کم‌خطاترین پیش‌بینی را داشت. عباسیان و کرباسی (۱۳۸۲) میزان تولید و قیمت عمده‌فروشی تخم‌مرغ را پیش‌بینی کردند. در این مطالعه با استفاده از قیمت‌های فصلی بهار ۱۳۷۳ تا زمستان ۱۳۸۱ و همچنین داده‌های سالانه تولید این محصول، برای دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۲، روش‌های پیش‌بینی رگرسیونی و غیررگرسیونی مقایسه شدند. نتایج مطالعه نشان داد که مدل تعدیل نمایی دارای کم‌ترین خطا در مقایسه با سایر روش‌ها است. طرازکار (۱۳۸۴) با استفاده از روش‌های میانگین ساده، میانگین متحرک، تعدیل نمایی یگانه و دوگانه، ARIMA، هارمونیک و ARCH و شبکه عصبی به پیش‌بینی قیمت محصولات کشاورزی شامل گوجه‌فرنگی، پیاز، سیب‌زمینی و برنج در استان فارس پرداخت. یافته‌های این مطالعه نشان داد که برای افق زمانی یک و سه ماه روش شبکه عصبی مصنوعی و برای افق زمانی شش ماه روش تعدیل نمایی نسبت به سایر روش‌ها پیش‌بینی بهتری ارایه می‌کند.

روش‌های پیش‌بینی بر اساس میزان وابستگی به متدهای ریاضی و آماری به دو گروه اصلی روش‌های کیفی و کمی دسته‌بندی می‌شوند (عبدالهی عزت‌آبادی، ۱۳۸۱). در روش‌های کمی که عملیات آن کاملاً ریاضی است، داده‌های مربوط به گذشته با هدف پیش‌بینی ارزش آتی متغیر موردنظر مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. در حالت کلی می‌توان روش‌های کمی پیش‌بینی را به دو دسته رگرسیونی و غیررگرسیونی تقسیم‌بندی کرد. روش‌های غیررگرسیونی شامل روش میانگین ساده، روش‌های میانگین متحرک و انواع روش‌های تعدیل نمایی هستند. روش‌های رگرسیونی نیز به دو گروه علّی و

Archive of SID

www.SID.ir

غیرعلّی تقسیم می‌شوند. ازجمله روش‌های رگرسیون علّی می‌توان به مدل خود رگرسیو با واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) و مدل خود رگرسیو با واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (GARCH) اشاره کرد. روش‌های رگرسیونی غیرعلّی نیز شامل روش هارمونیک و فرآیند ARIMA و ARMA هستند. ARIMA خود متشکل از دو فرآیند خودرگرسیونی (AR) و میانگین متحرک (MA) است که در این مطالعه این فرآیندها نیز به‌طور مجزا مورد استفاده قرار گرفته است. حال هریک از روش‌های مورد استفاده برای پیش‌بینی سری‌های منتخب ارایه شده است.

با توجه به مطالب عنوان شده، هدف مطالعه حاضر ارایه پیش‌بینی قیمت سالانه چغندرقند برای سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ به‌منظور شناخت الگوهای مطلوب پیش‌بینی است.

مواد و روش‌ها

الگوی خودرگرسیونی (AR)

اگر متغیر وابسته یا متغیر موردنظر برای پیش‌بینی Yt باشد آنگاه فرآیند خودرگرسیون در حالت کلی به‌صورت رابطه (۱) خواهد بود (گجراتی ۱۹۹۸):

رابطه (۱) $$(Y_t-\delta)=\alpha_1(Y_{t-1}-\delta)+\alpha_2(Y_{t-2}-\delta)+\ldots+\alpha_p(Y_{t-p}-\delta)+U_t$$

که در آن Y_t یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه دوم AR(p) است. به‌عبارت دیگر، متغیر Y_t از فرآیند خودرگرسیون مرتبه pام پیروی می‌کند. در رابطه فوق، δ میانگین Y و U_t جمله اخلال خالص است.

الگوی میانگین متحرک (MA)

فرآیند میانگین متحرک در پیش‌بینی الگوهای سری زمانی به‌طور گسترده استفاده می‌شود. این الگو به‌صورت رابطه (۲) است (Sadorsky 2006):

رابطه (۲) $$Y_t=\mu+\beta_0U_t+\beta_1U_{t-1}+\beta_2U_{t-2}+\ldots+\beta_qU_{t-q}$$

در رابطه فوق؛ μ، مقدار ثابت و U جمله اخلال است. در الگوی فوق Y_t از فرآیند $MA(q)$ پیروی می‌کند.

الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک (ARIMA)

به‌طور کلی فرآیندی را ARMA (p,q) گویند که شامل p مرتبه جمله خودرگرسیون و q مرتبه جمله میانگین متحرک باشد (به‌عبارت دیگر شامل p مرتبه جمله با وقفه از متغیر وابسته و q مرتبه جمله با وقفه از جملات اخلال باشد). هم‌چنین اگر یک سری زمانی پس از d مرتبه تفاضل‌گیری ساکن شود و سپس آن را توسط فرآیند ARMA (p, q) مدل‌سازی کنیم، در این صورت، سری زمانی اصلی، سری زمانی خودرگرسیونی میانگین متحرک انباشته ARIMA (p, d, q) است (گجراتی، ۱۹۹۸).

به‌طور کلی یک مدل عمومی ARMA (p, q) عبارتست از :

رابطه(۳) $$y_t=\mu+\phi_1y_{t-1}+\phi_2y_{t-2}+\ldots+\phi_py_{t-p}+U_t-\theta_1U_{t-1}-\theta_2U_{t-2}-\ldots-\theta_qU_{t-q}$$

الگوی تعدیل نمایی

Archive of SID

www.SID.ir

در روش تعدیل نمایی مقدار پیش‌بینی هر متغیر به‌صورت متوسط وزنی مقدار پیش‌بینی آن در یک دوره گذشته و مقدار خطای پیش‌بینی است. به‌عنوان مثال، اگر f مقدار پیش‌بینی متغیر موردنظر و t زمان باشد، رابطه (۴) را خواهیم داشت (Sadorsky 2006):

رابطه (۴) $f_{t+1} = f_t + \alpha e_t$

در رابطه فوق؛ α پارامتر تعدیل است و بین صفر و یک قرار دارد. e_t نیز خطای پیش‌بینی است. مقدار آن از طریق آزمون و خطا به‌گونه‌ای تعیین می‌شود که حداقل خطای پیش‌بینی را داشته باشد. اگر رابطه فوق بدون روند زمانی در نظر گرفته شود تعدیل نمایی یگانه و در صورت لحاظ کردن زمان به تعدیل نمایی دوگانه تبدیل می‌شود (عبدالهی عزت‌آبادی ۱۳۸۱).

الگوی هارمونیک

فرض اساسی تحلیل هارمونیک سری زمانی این است که یک سری زمانی را می‌توان به‌صورت ترکیبی از سیکل‌های دارای میدان نوسان به‌صورت تابع زیر نوشت (Sadorsky 2006):

رابطه (۵) $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Sin(\frac{2\pi t}{p}) + \beta_1 Cos(\frac{2\pi t}{p})$

در رابطه فوق؛ Y_t، داده‌های سری زمانی مورد مطالعه، P، مدت زمان سیکل فرض شده، α_1 و β_1، ضرایب هارمونیک یا میدان نوسان و t روند زمانی است. چنانچه فرض شود داده‌های سری زمانی دارای متغیر روند هم باشند، می‌توان رابطه (۵) را به‌صورت زیر نوشت:

رابطه (۶) $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Sin(\frac{2\pi t}{p}) + \beta_1 Cos(\frac{2\pi t}{p}) + \gamma t + U_t$

در رابطه فوق نیز t، نشان‌دهنده زمان و U_t جزء اخلال معادله است.

در روش هارمونیک با توجه به این‌که داده‌ها روزانه، هفتگی، ماهانه، فصلی و سالانه باشد، می‌توان طول سیکل کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌دست آورد. اگر داده‌ها سالانه باشند، فقط سیکل بلندمدت را می‌توان به‌دست آورد. برای محاسبه طول سیکل بلندمدت پس‌از تخمین تابع استفاده شده، معنی‌داری متغیرهای $Sin(2\pi t/p)$ و $Cos(2\pi t/p)$ مورد بررسی قرار گرفت و در صورتی‌که حداقل یکی از متغیرهای فوق معنی‌دار شده باشد، مقدار Y_t را محاسبه و تفاوت بین بیشینه و کمینه Y_t را به‌دست می‌آوریم و تابعی که دارای بالاترین تفاوت باشد به‌عنوان تابع هارمونیک و مقدار p در این تابع به‌عنوان طول سیکل بلندمدت انتخاب می‌شود.

الگوی Autoregressive ARCH) (Conditionally Heteroscedasticity

در این روش فرض بر آن است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به‌طور سریالی غیرهمبسته است ولی واریانس آن با شرط داشتن اطلاعات گذشته خود، متغیر فرض می‌شود (Engle 1982). در این حالت انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری، ثابت نباشد و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در واقع مدل ARCH می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به

Archive of SID

www.SID.ir

اطلاعات گذشته خود توضیح دهد. به‌طور خلاصه ساختار مدل ARCH را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

رابطه (۷) $$P_t=\beta_0+\sum_{i=1}^{S}\beta_i P_{t-i}+\gamma X_t+\varepsilon_t$$

رابطه (۸) $$\varepsilon_t^2=\alpha_0+\sum_{j=1}^{q}\alpha_j\varepsilon_{t-j}^2+\lambda z_t+v_t$$

در سیستم معادلات فوق دو رابطه وجود دارد. رابطه (۷) میانگین شرطی متغیر وابسته را در طول زمان ارائه می‌کند. در حالی‌که رابطه (۸) مربوط به واریانس شرطی است. X_t و Z_t، متغیرهای برون‌زایی هستند که به‌ترتیب در معادله‌های میانگین و واریانس قرار دارند (Engle 1982). P_t سری مورد پیش‌بینی و ε_t و υ_t جملات اخلال هستند. البته استفاده از مدل ARCH منوط به این است که مدل تخمین زده شده دارای اثر ARCH باشد. برای این منظور آزمون زیر روی معادله واریانس رابطه (۸) صورت می‌گیرد:

رابطه (۹) $$H_0:\alpha_1=\alpha_2=...=\alpha_q=0$$
$$H_1:\alpha_1\neq0,\alpha_2\neq0,...,\alpha_q\neq0$$

در آزمون فوق اگر فرض H_0 پذیرفته شود، مدل تخمینی دارای اثر ARCH نخواهد بود و در نتیجه، نمی‌توان از مدل ARCH استفاده کرد؛ ولی اگر فرض H_1 مورد قبول واقع شود، مدل دارای اثر ARCH است و باید از این مدل جهت تخمین استفاده کرد. معنی‌داری معادله واریانس نیز با استفاده از ضریب فزاینده لاگرانژ به‌صورت nR^2 صورت می‌گیرد که درآن n، تعداد مشاهدات در نمونه و R^2 از معادله واریانس حاصل می‌شود. این ضریب دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد وقفه‌ها در معادله واریانس است.

آزمون تصادفی بودن

در حالت کلی، مدل‌های پیش‌بینی یا بر اساس روند گذشته بنا شده‌اند یا در آنها متغیر علّی وجود دارد. اما در صورتی می‌توان از مدل‌های پیش‌بینی فوق استفاده کرد که معیارهایی هم‌چون روند زمانی، سیکل‌های کوتاه و بلندمدت در سری وجود داشته باشد. لذا قبل‌از استفاده از روش‌های پیش‌بینی باید تصادفی یا غیرتصادفی بودن داده‌ها را بررسی کرد. چراکه، اگر این داده‌ها تصادفی باشند، نمی‌توان از مدل‌های پیش‌بینی براساس روند گذشته استفاده کرد (عبدالهی عزت‌آبادی ۱۳۸۱). آزمون‌های مختلفی برای بررسی تصادفی بودن یک سری زمانی وجود دارد که اکثر این آزمون‌ها غیر پارامتریک هستند. یک روش غیر پارامتریک برای آزمون وجود نوسانات سیکلی، روش والد–ولفویتز است. این روش براساس علامت‌های حاصل‌از اختلاف بین اعداد موجود در یک سری با میانه آن سری است. اگر $y_1, \ldots, y_n$ یک سری nتایی و میانه آن y_m باشد، سری علامت‌های جملات اخلال ($u_i= y_i- y_m$) مورد توجه خواهد بود. بر این اساس، یک دوره مشاهداتی از جملات اخلال را دربر می‌گیرد که دارای علامت مشابه هستند. تعداد دوره موجود در یک سری کاملاً تصادفی به‌صورت $E(D)=1+2\times p.\Phi/n$ محاسبه می‌شود (Day 1965).

Archive of SID

www.SID.ir

در این رابطه؛ p، تعداد مثبت‌ها؛ Φ، تعداد منفی‌ها؛ n، تعداد نمونه و $E(D)$، تعداد دوره موجود در یک سری کاملاً تصادفی است. واریانس تعداد دوره‌ها در یک سری کاملاً تصادفی به‌صورت رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود:

$$\sigma_D^2 = \frac{2p\phi[2p\phi - n]}{n^2(n-1)}$$ رابطه (۱۰)

در رابطه فوق؛ σ^2_D، واریانس تعداد دوره‌ها در یک سری کاملاً تصادفی است. تابع آزمون به‌صورت نرمال با میانگین $E(D)$ و واریانس σ^2_D است. در این آزمون فرض H_0 مبنی‌بر تصادفی بودن سری است.

یکی‌از روش‌های پارامتریک جهت آزمون تصادفی بودن یک سری زمانی، آزمون دوربین- واتسون است. برای انجام این آزمون ابتدا لگاریتم متغیر مورد بررسی روی متغیر زمان رگرس می‌شود. سپس با استفاده‌از آماره دوربین- واتسون وجود خودهمبستگی مثبت درجه اول مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورتی‌که وجود خودهمبستگی ثابت شود، فرض تصادفی بودن سری رد می‌شود. البته در صورتی می‌توان از این آزمون استفاده کرد که مشاهدات به‌طور تقریبی نرمال توزیع شده باشند. جهت بررسی نرمال بودن در این بررسی از آزمون جـارکو- برا استفاده شد.

همان‌طور که مشاهده شد در این مطالعه نیز همانند مطالعات مرور شده، الگوهای متعددی برای پیش‌بینی مورد استفاده قرار گرفته است و از نظر دقت پیش‌بینی میان آن‌ها تفاوت وجود دارد و لازم است براساس معیار(هایی) الگوهای دقیق‌تر انتخاب شود. روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری دقت مدل‌های پیش‌بینی وجود دارد. رایج‌ترین آن‌ها استفاده از معیار $RMSE$ است. هر مدلی که کم‌ترین معیار $RMSE$ را داشته باشد به‌عنوان بهترین مدل پیش‌بینی انتخاب می‌شود. در این بررسی نیز از معیار یاد شده استفاده شد (رابطه ۱۱).

$$MSE = \frac{\sum e_i^2}{N}$$ رابطه (۱۱)

که در آن؛ e، خطاهای پیش‌بینی و N نیز تعداد مشاهدات است.

یکی دیگر از ملاحظات در پیش‌بینی با استفاده از الگوهای رگرسیونی انتخاب وقفه در الگوهاست که در ادامه به‌طور اجمالی فرآیند انتخاب وقفه بررسی شده است.

انتخاب وقفه

پیش از آن‌که وارد پیش‌بینی شویم لازم است ادبیات نحوه انتخاب وقفه بیش‌تر بررسی شود. انتخاب وقفه از چالش‌زاترین مراحل پیش‌بینی الگوهای سری زمانی است. نگاهی به تعدد در روش‌های یاد شده این نکته را بیش‌تر آشکار خواهد کرد. نتیجه برخی از مطالعات در مورد نحوه انتخاب وقفه مرور شده است. به اعتقاد مارسلنو و همکاران (Marcellino et al. 2006) در نمونه‌های کوچک استفاده از دو معیار AIC و BIC منجر به افزایش عدم قطعیت در پیش‌بینی می‌شود. استفاده از ضرایب همبستگی جزیی توسط پیندیک و

Archive of SID

www.SID.ir

روبینفلد (Pindyck and Robinfeled 1998) برای انتخاب وقفه یا مرتبه فرآیند اتورگرسیو مناسب عنوان شده است. پسران و پسران (Pesaran & Pesaran 1997) به‌منظور تعیین وقفه استفاده از معیار AIC را پیشنهاد می‌دهد. بر این اساس، آن‌ها استفاده‌از حداکثر سه وقفه را برای پیش‌بینی سالیانه پیشنهاد می‌دهند و معیار انتخاب نیز وقفه حاوی بالاترین AIC است. در این مطالعه برای انتخاب مرتبه ضمن اینکه به ضرایب همبستگی جزیی و معیار AIC نیز توجه شد اما افزون بر این معیارها، آزمون مراتب بالاتر نیز مورد توجه بود. به این ترتیب که مقدار معیار انتخابی *RMSE* یا میانگین مجذور خطاهای پیش‌بینی و مقادیر قیمت‌های پیش‌بینی شده نیز برای وقفه‌های مختلف محاسبه شد. استفاده‌از ضرایب همبستگی عمدتاً به‌عنوان یک معیار آزمونی مورد توجه بود. در این خصوص، پیندیک و روبینفلد (1998) معتقد بودند پس‌از انتخاب وقفه مناسب قاعدتاً نباید ضریب همبستگی جزیی میان جملات اخلال معنی‌دار باشد. به‌عبارت دیگر، در صورت انتخاب وقفه براساس معیارهای دیگر استفاده از ضرایب همبستگی می‌تواند به‌عنوان راهنما مورد استفاده قرار گیرد. در مجموع می‌توان گفت استفاده‌از بیش‌از یک معیار و قضاوت نهایی بر اساس خطای پیش‌بینی در اغلب مطالعات مشهودترین نتیجه در ادبیات انتخاب وقفه است.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل مقادیر اسمی و واقعی قیمت سرِمزرعه چغندرقند طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ است. این داده‌ها از پایگاه اطلاعاتی FAO به‌دست آمد. در مطالعه حاضر، ابتدا ویژگی آماری داده‌ها از نظر ایستایی به‌کمک آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر بررسی شد. برای انجام مراحل مختلف از نرم‌افزار Eviews 5 بهره گرفته شد.

نتایج و بحث

در این مطالعه ابتدا ایستایی متغیرها بررسی و سپس آزمون تصادفی بودن انجام شد. پس از انجام آزمون‌های فوق با استفاده از سری قیمت واقعی و اسمی چغندرقند برای دوره ۸۲-۱۳۵۰ الگوهای معرفی شده برآورد و سپس برای دوره ۸۴-۱۳۸۳ پیش‌بینی صورت گرفت. بر اساس دقت این پیش‌بینی‌ها، الگوهای مختلف با یکدیگر مقایسه شد. با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده سری زمانی بودند، لذا ابتدا رفتار آماری آنها به لحاظ ایستایی با استفاده از آزمون ریشه واحد ارزیابی شد. نتایج حاصل از ایستایی (جدول ۱) نشان داد سری قیمت اسمی چغندر ناایستا و سری قیمت واقعی چغندرقند ایستا است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱ نتایج حاصل از بررسی ایستایی سری‌های قیمت اسمی و واقعی چغندرقند به کمک آزمون ریشه واحد

متغیر	آماره آزمون ریشه واحد	مقادیر بحرانی در سطوح معنی‌داری			ملاحظات
		٪۱	٪۵	٪۱۰	
قیمت اسمی چغندرقند	+۳/۵۲	۴/۰۵	۳/۲۰	۲/۷۷	ناایستا
تفاضل مرتبه اول قیمت اسمی چغندرقند	−۱/۷۰	۲/۷۵	۲/۰۴	۱/۶۹	ایستا
قیمت واقعی چغندرقند	−۴/۰۱	۴/۰۵	۳/۲۰	۲/۷۷	ایستا

همان‌طور که پیش‌تر نیز عنوان شد در صورتی که مقادیر سری یک متغیر، حاصل یک روند منظم نباشد و اصطلاحاً تصادفی باشد قادر به پیش‌بینی سری نخواهیم بود. لذا ابتدا تصادفی بودن متغیرها با استفاده‌از آزمون ناپارامتریک والد- ولفویتز و آزمون پارامتریک دوربین- واتسون بررسی شد. نتایج حاصل‌از این آزمون‌ها در جدول دو آمده است. در روش والد- ولفویتز، آماره محاسباتی با آماره χ^2 مقایسه شد. در این آزمون، فرض صفر فرض تصادفی بودن سری است. بر اساس نتایج آزمون والد- ولفویتز سری قیمت اسمی چغندرقند غیرتصادفی و سری قیمت واقعی آن دارای روند تصادفی است.

جدول ۲ نتایج آزمون تصادفی بودن سری قیمت اسمی و واقعی چغندرقند

متغیر	ازمون والد- ولفویتز		آماره جارکو-برا	ازمون دوربین-واتسون		
	آماره	نتیجه آزمون		آماره	خودهمبستگی مثبت	نتیجه آزمون
قیمت اسمی چغندرقند	-۲/۷۵***	سری غیرتصادفی است	۱/۰۰	۱/۳۵	وجود خودهمبستگی مثبت	سری غیرتصادفی است
قیمت واقعی چغندرقند	-۰/۷۵	سری تصادفی است	۱/۵۲	۱/۰۴	وجود خودهمبستگی مثبت	سری غیرتصادفی است

*** معنی‌دار در سطح یک درصد

برای استفاده‌از آزمون دوربین- واتسون، ابتدا نرمال بودن مشاهدات با استفاده‌از آزمون جارکو- برا بررسی شد. براساس این آزمون، هر دو سری مورد بررسی دارای مشاهدات نرمال بودند، لذا از آزمون دوربین- واتسون استفاده شد. نتایج این آزمون حاکی‌از وجود خودهمبستگی مثبت در هر دو سری مورد مطالعه بود. بنابراین، براساس نتایج روش دوربین- واتسون می‌توان گفت هر دو سری غیرتصادفی هستند. به این ترتیب، براساس مجموع نتایج آزمون‌های یاد شده تنها سری قیمت اسمی چغندرقند به‌عنوان سری دارای روند غیرتصادفی برای پیش‌بینی مورد استفاده قرار گرفت. علت احتمالی تصادفی بودن قیمت واقعی نیز می‌تواند نوسانات

Archive of SID

www.SID.ir

آن باشد. زیرا قیمت اسمی پس از حذف اثر تورم توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌صورت قیمت واقعی ظاهر می‌شود و تصادفی بودن قیمت واقعی حاکی از آن است که روند موجود در قیمت اسمی با روند تورم دارای همبستگی است که با حذف این همبستگی پس از تورم‌زدایی رفتار آن به‌صورت تصادفی بروز می‌کند.

برآورد الگوی اتورگرسیو (AR)

به‌منظور انتخاب مرتبه الگوی خودتوضیح (AR) ابتدا باید تابع همبستگی جزیی آن‌ها ترسیم شود. بر این اساس، ابتدا نمودار تابع همبستگی جزیی هریک از سری‌ها مورد بررسی قرار گرفت. هم‌چنین به پیروی از مارسلینو (2006) معیار AIC نیز مورد توجه قرار گرفت. افزون بر این، با استفاده از روش سعی و خطا و به‌کمک معیار *RMSE* یا میانگین مجذور خطاهای پیش‌بینی برای هریک از سری‌ها مورد توجه قرار گرفت. در نهایت نیز الگوی حاوی کم‌ترین خطای پیش‌بینی مورد استفاده قرار گرفت. نتایج حاصل‌از پیش‌بینی با استفاده‌از الگوهای معرفی شده در جدول چهار آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، سری قیمت اسمی چغندرقند تنها از فرآیند AR(۱) پیروی می‌کند. این الگو برای هر دو سال ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ قیمت اسمی چغندرقند را کم‌تر از میزان واقعی آن پیش‌بینی کرد. الگوی AR برای هر دو سال پیش‌بینی‌های مطلوبی ارایه داد.

برآورد الگوی میانگین متحرک (MA)

براساس آن‌چه در مورد انتخاب وقفه بیان شد در فرآیند MA برای سری قیمت اسمی چغندرقند مرتبه یک انتخاب شد. فرآیند MA نیز همانند فرآیند AR قیمت اسمی چغندرقند را برای هر دو سال کم‌تر از مقدار واقعی آن برآورد کرد. ازسوی دیگر، در مورد هر دو سال اختلاف آن با مقادیر واقعی در مقایسه با روش AR بیش‌تر است. مقدار معیار *RMSE* نیز این موضوع را تأیید کرد (جدول ۴).

برآورد الگوی ARIMA

در فرآیند ARMA به‌منظور انتخاب مرتبه یا وقفه، ابتدا از رهیافت پسران و پسران (1997) استفاده شد. در این رهیافت برای انتخاب از آماره AIC استفاده می‌شود و بر این اساس، وقفه متناظر با بیش‌ترین مقدار برای آماره یاد شده به‌عنوان وقفه مناسب یا مرتبه ARMA مورد استفاده قرار می‌گیرد. اما با توجه به اینکه استفاده از این معیار در نمونه‌های کوچک مستلزم برخورد احتیاط‌آمیز است (Marcellino et al. 2006) دقت پیش‌بینی فرآیند ARMA با استفاده‌از شاخص *RMSE* سنجیده شد. همان‌طور که در جدول سه دیده می‌شود، بیش‌ترین معیار AIC منجر به کم‌ترین خطای پیش‌بینی (کم‌ترین *RMSE*) نشده است. بنابراین، معیار کم‌ترین خطای پیش‌بینی به همراه نمودارهای ACF و

Archive of SID

www.SID.ir

PACF مورد استفاده قرار گرفت. لازم به‌ذکر است نمودارهای یاد شده نشان داد جملات اخلال فاقد روند منظم هستند به این معنی که وقفه‌های مورد استفاده در الگوی ARMA قادرند به‌طور کامل رفتار سری مورد پیش‌بینی را توضیح دهند. در این جدول‌ها در سمت راست جدول مقدار آماره AIC و در سمت چپ آن مقدار دقت پیش‌بینی یا معیار *RMSE* ارایه شده است. اعداد مندرج در ردیف‌های زیر p نشان‌دهنده مرتبه AR یا فرآیند خودرگرسیو و مقادیر q نشان‌دهنده مرتبه MA یا فرآیند میانگین متحرک است.

جدول ۳ نتایج حاصل از انتخاب وقفه بهینه قیمت اسمی چغندرقند – مقادیر آمارهٔ AIC و RMSE

p ↓ / q →	۰	۱	۲	۳
۰		۲۱۰۱۶	۲۱۰۳۷	۲۱۰۷۷
۱	۲۰۸۱۷	۲۱۱۴۶	۲۰۲۸۰	۲۰۵۲۲
۲	۲۱۱۲۴	۲۱۳۶۱	۲۳۳۹۵	۲۵۷۴۸
۳	۲۱۳۹۹	۲۰۴۱۸	۲۳۶۵۶	۲۵۶۶۵

p ↓ / q →	۰	۱	۲	۳
۰		۲۲/۱۳	۲۲/۱۵	۲۲/۲۰
۱	۲۲/۴۱	۲۲/۱۸	۲۱/۳۳	۲۱/۳۶
۲	۲۲/۴۹	۲۲/۲۵	۲۱/۴۱	۲۱/۱۶
۳	۲۲/۰۶	۲۲/۰۸	۲۱/۳۲	۲۱/۰۷

در مورد محصول چغندرقند که به‌دلیل ناایستا بودن مقادیر قیمت اسمی از مقادیر تفاضلی آن استفاده شد. استفاده از فرآیند ARIMA (۲،۱) کم‌ترین خطای پیش‌بینی را موجب می‌شود. در مورد این سری مقادیر ذکر شده برای معیار خطای پیش‌بینی مربوط به سری تفاضل مرتبه اول قیمت اسمی آن است.

برآورد الگوی تعدیل نمایی

براساس معیار *RMSE* در جدول چهار دقت پیش‌بینی الگوی تعدیل نمایی برای قیمت اسمی چغندرقند از ARIMA بیش‌تر است. در روش تعدیل نمایی دوگانه که در آن روند زمانی نیز مورد استفاده قرار گرفته است، دقت پیش‌بینی بهبود یافته است (جدول ۴). این مسأله بیانگر آن است که در سری مورد بررسی یک روند در طول زمان وجود داشته است.

نتایج برآورد الگوی هارمونیک

در این روش، منظور از مرتبه الگو مقدار p است که در بخش روش تحقیق معرفی شد. به‌عنوان مثال، مرتبه سه به معنی استفاده از سیکل ۱۲۰ درجه (=۳۶۰/۳ درجه) در پیش‌بینی است. به بیان اقتصادی می‌توان گفت وجود یک سیکل ۱۲۰ درجه به معنی آن است که الگوی رفتاری و تغییرات متغیر مورد بررسی ـ در اینجا قیمت است ـ پس از هر سه دوره تکرار می‌شود. مقدار p بیانگر سیکل معنی‌دار برای هریک از سری‌ها

Archive of SID

www.SID.ir

است. سیکل سینوسی و کسینوسی برای قیمت اسمی چغندرقند سه سال است. همان‌طور که بر اساس معیار *RMSE* در جدول چهار مشاهده می‌شود، پیش‌بینی این روش در مقایسه با سایر روش‌ها کم‌ترین خطای پیش‌بینی را داراست. این روش برای هر دو سال مقادیر واقعی را بیش‌تر از مقدار واقعی پیش‌بینی کرده است. به این ترتیب، در مورد چغندرقند پس از هر سه دوره، انتظار می‌رود الگوی تغییرات قیمت اسمی چغندرقند تکرار شود. البته در الگوهای پیش‌بینی به علت آن پرداخته نمی‌شود اما به هر حال می‌توان گفت بر اساس داده‌های مورد استفاده و طی دوره مورد مطالعه، مجموع تغییرات در بخش کشاورزی به‌گونه‌ای بوده است که هر سه سال یک بار، تغییرات قیمت اسمی چغندرقند روند گذشته خود را تکرار کرده است. لازم به‌ذکر است با توجه به پدیده تار عنکبوتی در بازار محصولات کشاورزی وجود سیکل مبتنی بر انتظار است.

برآورد الگوی ARCH- GARCH

به‌منظور استفاده از این روش لازم است ابتدا وجود اثر ARCH مورد آزمون قرار گیرد. به‌عبارت دیگر، اگر سری مورد بررسی دارای اثر ناهمسانی واریانس نباشد، این روش استفاده نخواهد شد. برای این منظور معادله واریانس براساس روابطی که در بخش قبل معرفی شد برای هریک از محصولات منتخب برآورد شد. به‌منظور آزمون معنی‌داری ناهمسانی واریانس نیز آماره ضریب فزاینده لاگرانژ محاسبه شد. این ضریب برای قیمت اسمی چغندرقند ۲/۴ به‌دست آمد در حالی که مقدار آماره χ^2 در سطح احتمال ۱۰ درصد ۲/۷ بود. به این ترتیب، مشخص شد سری قیمت اسمی چغندرقند دارای اثر ARCH نیست. از این رو، برای این سری امکان استفاده از روش ARCH به‌منظور پیش‌بینی وجود ندارد.

جدول ٤ نتایج حاصل از پیش‌بینی قیمت اسمی چغندرقند با استفاده از الگوهای مختلف (تن/ ریال)

متغیر	مرتبه فرآیند	RMSE	مقادیر سال ۱۳۸۳		مقادیر سال ۱۳۸۴	
			حقیقی	پیش‌بینی‌شده	حقیقی	پیش‌بینی‌شده
AR	۱	۲۰۸۱۷	۳۸۷۲۰۰	۳۵۰۲۵۳	۴۴۷۰۰۰	۴۰۴۲۱۶
MA	۱	۲۱۰۱۷	۳۸۷۲۰۰	۳۴۷۸۳۹	۴۴۷۰۰۰	۴۰۱۸۰۲
مدل ARIMA	(۲،۱،۱)	۲۰۲۸۰	۳۸۷۲۰۰	۳۴۴۶۱۱	۴۴۷۰۰۰	۳۹۸۷۲۹
تعدیل نمایی یگانه	–	۱۸۲۹۳	۳۸۷۲۰۰	۳۸۱۴۳۰	۴۴۷۰۰۰	۴۴۰۸۴۱
تعدیل نمایی دوگانه	–	۱۸۲۹۳	۳۸۷۲۰۰	۳۸۳۱۰۹	۴۴۷۰۰۰	۴۴۲۸۰۴
روش هارمونیک	۳	۱۸۲۰۸	۳۸۷۲۰۰	۳۹۵۵۵۳	۴۴۷۰۰۰	۴۴۸۵۰۴

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت اسمی چغندرقند به‌دلیل ناایستا بودن مقادیر سطح آن به‌صورت مقادیر تفاضلی مورد استفاده قرار گرفت. لذا مقادیر *RMSE* ذکر شده مربوط به سری تفاضل مرتبه اول قیمت اسمی چغندرقند است. به‌طور کلی، براساس مقایر پیش‌بینی شده برای هریک از سال‌ها، اغلب الگوها پیش‌بینی بسیار نزدیکی برای قیمت اسمی چغندرقند ارایه کردند و دامنه جواب در میان کل الگوها بسیار کوتاه است. مقادیر پیش‌بینی شده برای سال ۱۳۸۳ توسط الگوها در دامنه ۳۹۶۰۰۰–۳۴۴۰۰۰ ریال به ازای هر تن قرار دارد و مقدار واقعی برای این سال برابر با ۳۸۷۲۰۰ ریال به ازای هر تن است. مقادیر پیش‌بینی شده برای سال ۱۳۸۴ نیز توسط الگوهای مختلف در دامنه ۴۴۸۵۰۴– ۳۹۸۰۰۰ ریال به ازای هر تن قرار دارد و مقدار واقعی برای این سال برابر با ۴۴۷۰۰۰ ریال به ازای هر تن است. براساس معیار *RMSE* بهترین پیش‌بینی به الگوی هارمونیک تعلق دارد. نکته جالب توجه آن است که الگوی تعدیل نمایی در رتبه دوم قرار دارد. هر دو الگوی تعدیل نمایی دارای *RMSE* یکسان هستند. بر خلاف سری‌های قبل الگوی ARIMA، AR و MA دارای خطای پیش‌بینی بالاتری نسبت به سایر الگوها بودند. در میان الگوهای مختلف تنها الگوی هارمونیک مقدار سری را بیش از حد برآورد کرده است و سایر الگوها برای هر دو سال مقدار کم‌تری نسبت به مقادیر واقعی ارایه کرده‌اند.

به‌منظور پیش‌بینی برای دو سال خارج از دوره مورد مطالعه شامل سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ از میان الگوهای متعدد از الگوی حاوی کم‌ترین خطای پیش‌بینی یعنی الگوی هارمونیک استفاده شد. لازم به ذکر است که مقادیر قیمت‌های پیش‌بینی شده قیمت سرمزرعه و به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۴ است و برای به‌دست آوردن قیمت خرده‌فروشی حاشیه کل بازاریابی نیز باید به آن افزوده شود. بر اساس الگوی هارمونیک قیمت اسمی چغندرقند برای سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ به‌ترتیب ۴۸۹۳۳۱ و ۵۳۰۴۶۰ ریال به ازای هر تن برآورد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در حال حاضر شکر خام از اقلام وارداتی کشور محسوب می‌شود و سازماندهی و برنامه‌ریزی برای تولید چغندرقند امری ضروری است. مطالعه قیمت این محصول و ارایه پیش‌بینی از جهت کاهش ریسک قیمت بازار و همچنین امکان برنامه‌ریزی جامع می‌تواند حایز اهمیت باشد. به‌طور کلی یافته‌های این تحقیق حاکی از وجود امکان پیش‌بینی مطلوب با استفاده از الگوهای ارایه شده بود و این به معنی وجود روند قابل پیش‌بینی در سری قیمت اسمی چغندرقند است. استفاده از داده‌های سالانه برای پیش‌بینی‌های بلند مدت مطلوب است. مشخص شد روند موجود در مقادیر قیمت اسمی بارزتر و مشهودتر از قیمت واقعی است. با توجه به مشابهت و نزدیکی مقادیر

Archive of SID

www.SID.ir

پیش‌بینی شده استفاده از روش‌های مختلف می‌تواند قابلیت اعتماد به مقادیر پیش‌بینی را افزایش دهد. یکی از نکات قابل توجه در ادبیات روش‌های مورد استفاده، به‌کارگیری تعداد مشاهدات بیش‌تر است؛ لذا تا حد امکان باید از تعداد زیادی مشاهده استفاده شود. به‌طور کلی می‌توان گفت تغییرات قیمت شکر دارای یک الگوی نوسانی با سیکل سه ساله است که می‌تواند از سوی تولیدکنندگان این محصول مورد توجه قرار گیرد. به عبارت دیگر، پس‌از هر سه سال الگوی تغییرات آن تکرار می‌شود و بهتر است در افق برنامه‌ریزی برای تولید به این سیکل توجه داشته باشند. براساس یافته‌های این مطالعه می‌توان پیشنهادات زیر را ارایه کرد:

۱- توجه به سیکل سه ساله تغییرات قیمت اسمی چغندرقند در برنامه‌ریزی تولید،

۲- استفاده از روش‌های رقیب به‌منظور پیش‌بینی سری‌ها،

۳- توجه به روند داده‌ها و استفاده از متغیرهای بیانگر تغییرات ساختاری در پیش‌بینی داده‌ها و وجود روند در مقادیر اسمی معمول‌تر از مقادیر واقعی آنهاست؛ لذا مطلوب آن است که تصمیم‌گیری‌ها بر اساس مقادیر پیش‌بینی شده اسمی قیمت‌ها اتخاذ شود.

منابع مورد استفاده: References:

طرازکار، م. ح. ۱۳۸۴. پیش‌بینی قیمت برخی‌از محصولات زراعی در استان فارس: کاربرد شبکه عصبی مصنوعی. پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

عباسیان، م. و ع. کرباسی ۱۳۸۲. کاربرد روش‌های کمی در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی (مطالعه موردی: تولید و قیمت عمده فروشی تخم مرغ. مجموعه مقالات چهارمین کنفرانس دوسالانه انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.

عبدالهی عزت‌آبادی، م ۱۳۸۱. مطالعه نوسانات درآمدی پسته‌کاران ایران: به‌سوی سیستمی از بیمه محصول و ایجاد بازار آتی و اختیار معامله. پایان‌نامه دوره دکتری، دانشگاه شیراز.

گجراتی، د. ۱۹۹۸. مبانی اقتصادسنجی. جلد دوم. ترجمه حمید ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران، تهران.

گیلان پور، ا. و ن. کهزادی ۱۳۷۶. پیش‌بینی قیمت برنج در بازار بین المللی با استفاده از الگوی خود رگرسیونی میانگین متحرک. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۸: ۱۸۹ – ۲۰۰.

Archive of SID

www.SID.ir

مجاوریان، م. و ا. امجدی ۱۳۷۸. مقایسه روش‌های معمول با تابع مثلثاتی در قدرت پیش‌بینی سری زمانی قیمت محصولات کشاورزی همراه با اثرات فصلی: مطالعه موردی مرکبات. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲۵: ۴۳ – ۶۲.

Brandt JA, Bessler DA (1981) Composite forecasting: an application with US hog prices, *American Journal of Agricultural Economics*, 63: 135-140.

Day RH (1965) Probability distributions of field crop yields, *Journal of Farm Economics*, 47: 713-741.

Dillon JL, Hrdaker JB (1993) Farm management research for small farmer development, FAO, Rome.

Engle RF (1982) Autoregressive conditionally heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrics*, 50: 987-1007.

Goodwin BK, Smith VH (1995) The economics of crop insurance and disaster aid, The AEI Press, Washington, D. C.

Kohzadi N, Boyd MS, Kaastra I, Kermanshahi BS, Scuse D (1995) Neural networks for forecasting: An introduction, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 43: 463-474.

Marcellinio M, Stock JH, Watson MW (2006) A comparison of direct and indirect and iterated multi step AR methods for forecasting macroeconomic time series, Journal of Econometrics, 135: 499-526.

Pesaran HM, Pesaran B (1997) Working With Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics, Oxford University Press, Oxford.

Pindych RS, Rubinfeld DL (1998) A computer handbook using EViews, Fourth Edition, McGraw-Hill.

Sadorsky P (2006) Modeling and forecasting petroleum futures volatility, Energy Economics, 28: 467-488.

Archive of SID

www.SID.ir