

تحلیلی بر خودکفایی در تولید گندم ایران

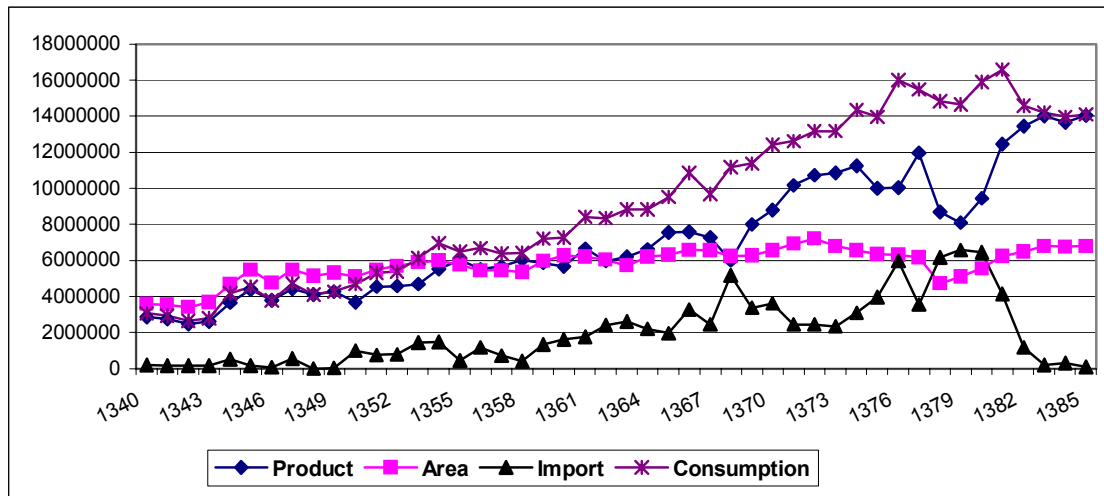
سید حبیب الله موسوی، دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

چکیده

گندم به عنوان محصول محوری و کلیدی کشاورزی جایگاه ویژه‌ای در تولید و مصرف مواد غذایی ملل جهان دارد. خودکفایی در تولید گندم از مهمترین اهداف اقتصادی کشور طی سال‌های اخیر بوده است. هر چند در ادبیات مربوط به تجارت بین الملل بحث خودکفایی از جایگاهی برخوردار نیست ولی نباید این مهم را از نظر دور داشت که ایران در منطقه حادثه خیز خاورمیانه واقع شده و خودکفایی در تولید اجزاء اصلی سبد مصرفی خانوارها می‌تواند به حفظ استقلال و قدرت استراتژیک همچنین رفاه و امنیت غذایی خانوارهای فقیر منجر گردد. با توجه به این امر حفظ و تداوم خودکفایی در تولید این محصول هم از دیدگاه پایداری منابع و هم از دیدگاه سیاست گزاران دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد و لزوم انجام مطالعه را در این زمینه هر چه بیشتر مشهود می‌سازد. در این مطالعه به منظور ایجاد یک دیدگاه تحلیلی در مورد پایداری خودکفایی تولید گندم و امکان سنجی صادرات آن، مقدار تولید این محصول برای سال‌های آتی مورد پیش‌بینی قرار گرفت. آمار سری زمانی تولید با استفاده از روش ARIMA مدل‌سازی گردید و تولید گندم برای سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰ مورد پیش‌بینی قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که تولید گندم کشور به طور متوسط سالانه دارای رشدی معادل ۱٪ خواهد بود، هم‌چنین متوسط مقدار تولید طی این سال‌ها بالای چهارده میلیون تن محاسبه گشت. این مطالعه نشان داد که در صورت عدم ایجاد تغییرات بنیادی در سیاست‌های مربوط به گندم، تداوم خودکفایی در تولید این محصول به صورت وارد کننده جزء قابل حصول خواهد بود، هم‌چنین امکان صادرات محصول گندم با توجه به نتایج این مطالعه منتفی خواهد بود. واژه‌های کلیدی: خود کفایی، پایداری منابع، گندم، صادرات، پیش بینی، سری زمانی، ARIMA.

مقدمه

گندم به عنوان یکی از محصولات اساسی کشاورزی دارای اهمیت ویژه‌ای بوده و تامین این محصول برای جوامعی مانند ایران که گندم جایگاه خاصی در الگوی تغذیه دارد به معنی ایجاد امنیت غذایی بوده و رفاه اجتماعی طبقات متوسط و ضعیف شدیداً تحت تاثیر این محصول می‌باشد. کمبود این محصول و متعاقب آن افزایش قیمت آن باعث ایجاد تنش‌های اجتماعی شدید و اعتصابات سراسری زیادی در کشورهای مختلف جهان از جمله مصر و السالوادور گردیده است (کلافرتی، ۲۰۰۰). بحران شدید مواد غذایی در سال ۱۹۷۷ در مصر که ناشی از افت تولید محصولات اساسی الگوی مصرفی مردم این کشور بود امنیت غذایی را در این کشور شدیداً با چالش مواجه کرد تا جایی که این مسئله به صورت یکی از رویدادهای مهم قرن بیستم در این کشور محسوب گردید (کلافرتی، ۲۰۰۰). نظیر این بحران در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ در کشورهای آمریکای جنوبی مانند برزیل نیز اتفاق افتاد (داسیلوا و همکاران، ۱۹۹۹). این بحران‌ها باعث ایجاد تحولات عمیق و ساختاری در سیاست‌های مربوط به امنیت غذایی و سیاست‌های گندم این کشورها گردید. در برزیل آزاد سازی بازار و حمایت‌های نهاده‌ای از تولید و همچنین گسترش سرمایه گذاری در زیر ساخت‌ها مورد توجه قرار گرفت (داسیلوا و همکاران، ۱۹۹۹) و در مصر به تامین نهاده‌ها از جمله آب اهمیت داده شد (کلافرتی، ۲۰۰۰). در ایران نیز، طی بیش از دو دهه پس از انقلاب اسلامی همواره بحث خودکفایی در تولید گندم مطرح بوده اما به رغم تلاش‌های صورت گرفته این امر تا سال ۱۳۸۳ محقق نشد، به طوری که حتی واردات این محصول اساسی به ۶٫۸ میلیون تن در سال ۱۳۸۰ نیز رسید، اما پس از ادغام وزارت جهاد سازندگی و کشاورزی بحث خودکفایی گندم جدی تر دنبال شد و با انجام مطالعات تکمیلی در این زمینه به منظور افزایش عملکرد گندم و قطع واردات ساختار جدیدی در وزارت جهاد کشاورزی به نام «دفتر مجری طرح گندم» تاسیس شد که از بدو فعالیت خود در سال ۱۳۸۱ اقداماتی را سازماندهی و به اجرا گذاشت که می‌توان به شناسایی و تنظیم اهم چالش‌های تولید گندم، تدوین راهبردها، تنظیم سیاست‌ها و اقدامات اجرایی جهت افزایش کارایی تولید این محصول و شناسایی ارقام زراعی اشاره کرد، به طوری که ایران توانست پس از ۴۵ سال حدوداً با تولید ۱۴ میلیون تن جشن خودکفایی در تولید گندم را برگزار کند. با توجه به اهمیت این موضوع در این مطالعه اقدام به پیش بینی مقادیر آتی تولید گندم گردید و چشم انداز خودکفایی و صادرات این محصول در سال‌های آینده با توجه به مقدار کل مصرف داخلی و رشد روز افزون جمعیت مورد تحلیل قرار گرفت. داده‌های سری زمانی تولید ۴۶ سال از سال ۱۳۴۰ تا سال ۱۳۸۵ مورد استفاده قرار گرفت. این اطلاعات بجز مقادیر تولید سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ از آمارنامه‌های مرکز آمار ایران و آمار تولید وزارت جهاد کشاورزی و همچنین آمار سازمان خوار و بار جهانی FAO تهیه گردید. اطلاعات مربوط به دو سال آخر با توجه به مقدار کل گندم خریداری شده در این دو سال موجود در شبکه اطلاع رسانی گندم ایران وابسته به وزارت جهاد کشاورزی به انضمام ۲۵٪ بذر مصرفی کشاورزان و خود مصرفی تهیه گردید. نمودار ۱ سری زمانی تولید، سطح زیر کشت، واردات و مصرف گندم ایران را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: مقادیر تولید، سطح زیر کشت، واردات و مصرف گندم ایران

به جز سه سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۰ که دوران خشک‌سالی کشور بود و تولید با کاهش چشم‌گیری روبرو شده در مابقی سال‌ها شاهد روند افزایشی در تولید هستیم هم‌چنین حداکثر تولید ثبت شده در سال ۱۳۸۵ و معادل ۱۴۰۱۴۷۳۱ بوده است.

پیش‌بینی را هنر و علم خبر دادن از حوادث آینده تعریف کرده‌اند. فرآیند پیش‌بینی معمولاً شامل گرفتن اطلاعات تاریخی و تعمیم آنها به آینده به کمک انواعی از مدل‌های ریاضی می‌باشد. از آنجا که پیش‌گویی وقایع آینده در فرآیند تصمیم‌گیری نقش عمده‌ای ایفا می‌کند، لذا پیش‌بینی لذا پیش‌بینی مناسب مقادیر آینده متغیرهای تصمیم‌گیری زمینه اعمال مدیریت مناسب را فراهم می‌نماید. مطالعات نشان داده‌است که روش مختلف پیش‌بینی همواره از مزیت مطلق نسبت به یکدیگر برخوردار نیستند و لذا نمی‌توانیم به صورت کلی مدل خاصی را برای پیش‌بینی مقادیر آینده ارائه نماییم ولی همواره از بین روش‌های موجود روش ARIMA و مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی نسبت به روش‌های ساده و روش‌های مبتنی بر رگرسیون‌های ساده و سیستمی از خطای کمتری برخوردار بوده‌است (برند و بسلا، ۱۹۸۱ و عبدالهی عزت آبادی، ۱۳۸۱).

در این مطالعه فرایند تولید سری زمانی تولید گندم با استفاده از مدل ARIMA مورد تخمین و پیش‌بینی قرار گرفت. این روش به صورت گسترده در اقتصاد به منظور تولید فرآیندهای تصادفی و هم‌چنین پیش‌بینی به کار گرفته شده‌است (باکس و همکاران، ۱۹۷۸). این نکته را نیز نباید از ذهن دور داشت که پیش‌بینی با این روش زمانی قابل قبول خواهد بود که شرایط اقتصادی، سیاسی و اجتماعی جامعه دستخوش تغییرات بنیادی و زیر بنایی نشود (گجراتی، ۲۰۰۳). عواملی مانند جنگ، سوانح شدید طبیعی و تغییرات کلی در سیاست‌های توسعه کشور (بویژه در مورد گندم) می‌تواند پیش‌بینی‌های این مدل را فاقد اعتبار نماید. هم‌چنین تغییرات اساسی و عمده در الگوی تغذیه و ذائقه مصرف کنندگان نسبت به مصرف گندم که تحولات بازاری شدیدی به دنبال داشته باشد و باعث ایجاد تغییر بنیادی در سیاست‌های تولید گردد نیز می‌تواند نتایج را فاقد اعتبار نماید. با توجه به شرایط کنونی کشور و ثبات ایجاد شده بعد از جنگ تحمیلی احتمالات فوق منفی خواهند بود. هم‌چنین به نظر نمی‌رسد سهم گندم در الگوی مصرفی لااقل تا سال ۱۴۰۰ با تحول عمیق روبرو شود که در این صورت یافته‌های این مطالعه از اعتبار کافی برخوردار خواهند بود.

مواد و روش‌ها

باکس و جنکینز در دهه ۱۹۷۰ با هدف استخراج مدلی که سری‌های زمانی را تولید و پیش بینی نماید روشی را ارائه کردند که به دنبال آن مورد استفاده گسترده آماردانان و اقتصاددانان قرار گرفت. این روش شامل ۴ مرحله شناسایی، تخمین، تشخیص و پیش بینی می‌باشد. این مدل سری‌های زمانی ساکن را بر اساس مقادیر گذشته آن و جملات خطا مدلسازی می‌کند و لذا روشی غیر پارامتریک بوده و از هیچ متغیر مستقلی استفاده نمی‌گردد. به منظور معرفی این روش ناگزیر به معرفی فرآیندهای خود توضیح و میانگین متحرک هستیم. هرگاه بتوان یک سری زمانی ساکن را به صورت زیر فرموله کرد، سری زمانی خود توضیح از مرتبه p یا به اختصار $AR(p)$ گفته می‌شود (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۱):

$$Y_t = \lambda + \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \dots + \rho_p Y_{t-p} + U_t \quad (1)$$

همچنین هرگاه بتوان یک سری زمانی ساکن را با استفاده از رابطه (۲) فرموله کنیم آنگاه سری زمانی مورد نظر یک فرآیند میانگین متحرک از مرتبه q یا به اختصار $MA(q)$ را تشکیل می‌دهد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۱):

$$Y_t = \mu + U_t + \theta_1 U_{t-1} + \theta_2 U_{t-2} + \dots + \theta_q U_{t-q} \quad (2)$$

یک سری زمانی می‌تواند دارای هر دو نوع خصوصیات بالا باشد لذا آن را می‌توان به صورت زیر نمایش داد (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + U_t + \theta_1 U_{t-1} + \theta_2 U_{t-2} + \dots + \theta_q U_{t-q} \quad (3)$$

در تمامی مدل‌های بالا جزء اخلال دارای توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس σ_U^2 و یا به اختصار $U_t \sim iid(0, \sigma_U^2)$ می‌باشد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۱). مدل بالا در ادبیات اقتصادی به مدل $ARMA(p,q)$ معروف است. از طرفی دیگر باید به این نکته توجه داشت که هدف نهایی مدل پیشنهادی باکس و جنکینز پیش بینی می‌باشد لذا سری زمانی مورد استفاده باید ایستا باشد و یا به یکی از روش‌های ممکن ایستا گردد زیرا نا ایستایی سری زمانی باعث می‌شود که پیش بینی مقادیر آینده سری‌ها تحت تاثیر روند تصادفی یا قطعی موجود در آنها قرار گرفته و نتایج را تحت تاثیر قرار دهد (گجراتی، ۲۰۰۳). از این رو در صورتی که مدل $ARMA(p,q)$ را برای سری زمانی غیر ساکن انباشته از مرتبه d به کار ببریم مدل $ARIMA(p,d,q)$ حاصل خواهد شد. چهار مرحله مدلسازی $ARIMA(p,d,q)$ را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

شناسایی: در این مرحله با استفاده از مقادیر خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی ($PACF$) و نمودار همبسته نگار^۲ مقادیر p و q تعیین می‌گردند (گجراتی، ۲۰۰۳).

تخمین: در این مرحله با توجه به مقادیر p و q تعیین شده در مرحله شناسایی، مدل تخمین زده می‌شود. برای ساخت یک الگوی $ARIMA$ صحیح با فرض سالانه بودن داده‌ها به ۵۰ مشاهده نیاز است ولی در صورتی که داده‌ها از کیفیت مناسب برخوردار باشند می‌توان با تعداد نمونه کمتر نیز مدل مناسبی محاسبه کرد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۱).

۱- سری زمانی انباشته از مرتبه d به سری زمانی اطلاق می‌شود که غیر ساکن بوده و پس از d بار تفاضل گیری ساکن شود که آن را به صورت $I(d)$ نشان می‌دهند.
۲- امکان بحث در مورد همبسته نگار، ACF و $PACF$ و طرز کاربرد آنها در بررسی ایستایی و مدل $ARIMA$ خارج از این مقوله است. به منظور مطالعه بیشتر به منابع اشاره شده در متن مراجعه شود.

پیش از آنکه وارد پیش‌بینی شویم لازم است ادبیات نحوه انتخاب وقفه بیشتر بررسی شود. انتخاب وقفه از چالش زاترین مراحل پیش‌بینی الگوهای سری زمانی می‌باشد. نگاهی به تعدد روش‌های یاد شده این نکته را بیش‌تر آشکار خواهد کرد. نتیجه برخی از مطالعات در مورد نحوه انتخاب وقفه مناسب مرور شده‌است. مارسلینیو و همکاران در سال ۲۰۰۶ بمنظور انتخاب وقفه در پیش‌بینی سری‌های ماهانه متغیرهای کلان اقتصاد آمریکا با استفاده از الگوهای اتورگرسیو (AR) از چهار معیار استفاده نمود که شامل انتخاب وقفه ثابت ۴، انتخاب وقفه ثابت ۱۲، استفاده از معیار AIC و معیار BIC بود. به اعتقاد این مطالعه در نمونه‌های کوچک استفاده از دو معیار AIC و BIC منجر به افزایش عدم قطعیت در پیش‌بینی می‌گردد. این بررسی استفاده از دو معیار حداقل وقفه (۴) و حداکثر وقفه (۱۲) را وسیله‌ای برای ارزیابی دو معیار دیگر می‌داند. این مطالعه با دیدی انتقادی با این نظریه که مدل‌های تک دوره‌ای برای مقاصد پیش‌بینی با استفاده از پیش‌بینی‌کننده‌های خطی از بیشترین تناسب برخوردار است برخوردار نموده و در نهایت این نظریه را بطور تلویحی مورد تأیید قرار می‌دهد. پیندیک و رایینفلد در سال ۱۹۹۸ استفاده از ضرایب همبستگی جزئی را برای انتخاب وقفه یا مرتبه فرآیند اتورگرسیو مناسب دانستند. پسران و همکاران در سال ۱۹۹۷ بمنظور تعیین وقفه استفاده از معیار AIC را پیشنهاد می‌دهد. بر این اساس آنها استفاده از حداکثر ۳ 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 جزئی 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 گردید. استفاده از ضرایب همبستگی عمدتاً بعنوان یک معیار آزمون مورد توجه بود. در این مطالعه نیز بر اساس دیدگاه مارسلینیو، پسران و گجراتی از دو معیار AIC و BIC برای تعیین وقفه بهینه استفاده گردید.

تشخیص: در این مرحله تعیین می‌گردد که آیا مدل برازش شده بهترین مدل ممکن است یا خیر. بدین منظور بایستی باقی مانده‌های مدل مورد بررسی قرار گیرند. در صورتی که باقی مانده‌ها تشکیل یک سری زمانی ایستا بدهند مدل تخمینی می‌تواند مورد قبول واقع شود در غیر این صورت مدل از قدرت کافی برای پیش‌بینی برخوردار نبوده و به منظور یافتن مدلی بهتر بایستی مراحل فوق تکرار گردند (گجراتی، ۲۰۰۳). با توجه به این امر واضح است که این روش، روشی تکراری بوده و یافتن بهترین مدل به مدلسازی مکرر و بررسی نتایج آن وابسته است (گجراتی، ۲۰۰۳). در این مطالعه از معیارهای انتخاب مدل آکایک و شوارتز نیز به منظور گزینش مدل با وقفه‌های مناسب استفاده شده است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۱).

پیش‌بینی: در نهایت با استفاده از مدل برازش شده و بعد از پشت سر گذاردن سه مرحله قبل اقدام به پیش‌بینی می‌گردد. در این مطالعه بعد از پیش‌بینی مقادیر آتی تولید و به منظور تشکیل فاصله اطمینان، انحراف از معیار مقادیر پیش‌بینی شده نیز از رابطه زیر محاسبه گشت (گجراتی، ۲۰۰۳):

$$Se = \sigma_u \sqrt{1 + x_t'(X'X)^{-1}x_t} \quad (4)$$

که در آن به ترتیب Se ماتریس انحراف از معیار، x_t ماتریس مقادیر پیش‌بینی شده، X ماتریس مشاهدات و σ_u انحراف از معیار مدل می‌باشد.

نتایج

در اوایلین قدم به منظور تخمین مدل ARIMA به بررسی ایستایی سری زمانی تولید گندم (Wheat) پرداخته شد. بدین منظور از نمودار همبسته نگار و آزمون ریشه واحد دیکی- فولر^۱ استفاده گردید (نوفرستی، ۱۳۷۸). نمودار ۲ همبسته نگار سری زمانی را نشان می‌دهد. مقادیر خود همبستگی (ACF) و مقادیر آماره Q لجانگ- باکس متناظر با آن بیانگر این امر است که اولاً: مقادیر ACF به صورت موجی در حال کاهش یافتن می‌باشد، ثانیاً: مقدار آماره Q لجانگ- باکس برای تمامی وقفه‌ها در سطح معنی‌داری ۹۵٪ از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد لذا می‌توان سری مورد نظر را نا ایستا دانست.

نمودار ۲: همبسته نگار سری زمانی تولید گندم (Wheat)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	P	
*****	*****	1	0.901	0.901	39.803	0.000
*****	*	2	0.793	-0.095	71.384	0.000
*****		3	0.697	0.001	96.338	0.000
*****	*	4	0.630	0.092	117.18	0.000
*****	*	5	0.600	0.150	136.56	0.000
****		6	0.577	0.014	154.93	0.000
****		7	0.547	-0.021	171.89	0.000
****	*	8	0.478	-0.185	185.17	0.000
****	*	9	0.436	0.161	196.51	0.000
****		10	0.407	0.032	206.68	0.000
***	**	11	0.355	-0.197	214.64	0.000
**	**	12	0.281	-0.189	219.78	0.000
*	*	13	0.190	-0.094	222.20	0.000
*	*	14	0.107	-0.008	222.99	0.000
	*	15	0.049	0.033	223.16	0.000
	*	16	0.006	-0.131	223.17	0.000
	*	17	-0.033	-0.077	223.25	0.000
*		18	-0.081	0.024	223.77	0.000
*		19	-0.141	-0.053	225.40	0.000
*		20	-0.188	-0.002	228.40	0.000

همچنین جدول ۱ نتایج آزمون دیکی- فولر را برای سری زمانی تولید گندم نشان می‌دهد. این نتایج حاصل از همبسته نگار را تایید می‌کنند و پیداست که در سطح معنی‌داری ۵٪ سری نا ایستا می‌باشد. آزمون ایستایی طی ۹ مرحله انجام گرفت و نتایج حاصله از الگوی همبسته نگار را تایید نمود. نتایج آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول D(Wheat) نیز در جدول ۱ محاسبه گردیده‌است. نتایج این جدول حاکی از ایستایی این سری زمانی می‌باشد لذا سری زمانی Wheat یک سری تفاضل ایستا بوده و انباشته از مرتبه اول و یا I(1) می‌باشد. در غیر این صورت بایستی با استفاده از روش پیش‌نهادی سادورسکی یعنی تعدیل نمایی یا تعدیل هارمونیک سری را ایستا می‌نمودیم. در روش تعدیل نمایی مقدار پیش بینی هر متغیر بصورت متوسط وزنی مقدار پیش‌بینی آن در یک دوره گذشته و مقدار خطای پیش‌بینی است. بعنوان مثال اگر f مقدار پیش بینی متغیر مورد نظر و t زمان باشد رابطه زیر را خواهیم داشت (سادورسکی، ۲۰۰۶):

$$f_{t+1} = f_t + \alpha e_t \quad (5)$$

۳- برای آشنایی بیشتر به منابع مراجعه شود.

۲- آماره لجانگ- باکس (LB) به صورت $Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{T-j}$ بوده و فرض صفر مورد آزمون در آن ایستایی سری می‌باشد در صورتی که مقادیر Q معنی‌دار باشند فرض صفر یا ایستایی سری زمانی رد می‌گردد (لجانگ و همکاران، ۱۹۷۹).

α در رابطه فوق پارامتر تعدیل است و بین صفر و ۱ قرار دارد. مقدار آن از طریق آزمون و خطا بگونه ای تعیین می‌گردد که حداقل خطای پیش بینی را داشته‌باشد. اگر رابطه فوق بدون رون زمانی در نظر گرفته‌شود تعدیل نمایی یگانه و در صورت لحاظ کردن زمان به تعدیل نمایی دوگانه تبدیل می‌گردد (عبدالهی، ۱۳۸۱). در الگوی هارمونیک فرض اساسی تحلیل هارمونیک سری زمانی این است که یک سری زمانی را می‌توان بصورت ترکیبی از سیکل‌های دارای میدان نوسان بصورت تابع زیر نوشت (سادورسکی، ۲۰۰۶):

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{p}\right) + \beta_1 \cos\left(\frac{2\pi t}{p}\right) \quad (6)$$

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 (۶) را بصورت زیر نوشت:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{p}\right) + \beta_1 \cos\left(\frac{2\pi t}{p}\right) + \gamma + U_t \quad (7)$$

در رابطه فوق نیز t ، نشان دهنده زمان و U_t جزء اخلاص معادله است. در روش هارمونی با توجه به اینکه داده‌ها روزانه، هفتگی، ماهانه، فصلی و سالانه باشد، می‌توان طول سیکل کوتاه مدت و بلندمدت را بدست آورد. اگر داده‌ها سالانه باشند فقط سیکل بلندمدت را می‌وان بدست آورد. برای محاسبه طول سیکل بلند مدت پس از تخمین تابع استفاده شده، معنی‌داری متغیرهای $\sin\left(\frac{2\pi t}{p}\right)$ و $\cos\left(\frac{2\pi t}{p}\right)$ مورد بررسی قرار گرفته و اگر حداقل یکی از متغیرهای فوق معنی‌دار شده باشد، مقدار Y_t را محاسبه نموده و تفاوت بین ماکزیمم و مینیمم Y_t را بدست می‌آوریم. تابعی که دارای بالاترین تفاوت باشد به عنوان تابع هارمونیک و مقدار p در این تابع به عنوان طول سیکل بلند مدت انتخاب می‌شود.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر

نام سری	فرض صفر (ایستایی)	ADF	سطح معنی‌داری		
			10%	5%	1%
Wheat	روند و عرض از مبدا	-3.21573*	-3.1868	-3.5136	-4.1781
	عرض از مبدا	-0.27768	-2.6021	-2.9286	-3.585
	هیچکدام	1.256125	-1.6197	-1.9483	-2.6155
D(Wheat)	روند و عرض از مبدا	-5.2675***	-3.1882	-3.5162	-4.1837
	عرض از مبدا	-5.2566***	-2.603	-2.9303	-3.5889
	هیچکدام	-4.77885***	-1.6198	-1.9486	-2.6168

منبع: یافته‌های تحقیق

- * ایستایی در سطح معنی‌داری ۱۰٪
- ** ایستایی در سطح معنی‌داری ۵٪
- *** ایستایی در سطح معنی‌داری ۱٪

با توجه به همبسته نگار سری زمانی ایستای D(Wheat) موجود در نمودار ۳ به شناسایی مقادیر p و q پرداخته شد. از لحاظ تئوریک اگر مقادیر ACF و PACF مشاهده شده دارای حرکات مشخص موجی یا سینوسی باشند یافتن مقادیر p و q به سادگی انجام می‌گیرد (گجراتی، ۲۰۰۳).

نمودار ۳: همبسته نگار سری زمانی D(Wheat)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	P	
		1	-0.014	-0.014	0.0089	0.925
*	*	2	-0.150	-0.150	1.1154	0.573
**	**	3	-0.216	-0.226	3.4680	0.325
	*	4	-0.031	-0.073	3.5167	0.475
	*	5	0.036	-0.040	3.5863	0.610
*	*	6	-0.090	-0.169	4.0258	0.673
*	*	7	-0.081	-0.137	4.3955	0.733
	*	8	0.006	-0.067	4.3974	0.820
*	***	9	-0.182	-0.327	6.3410	0.705
	*	10	0.177	0.051	8.2254	0.607
	**	11	0.201	0.115	10.745	0.465
	**	12	0.203	0.161	13.377	0.342
*	*	13	-0.114	-0.014	14.239	0.357
*	*	14	-0.168	-0.028	16.171	0.303
*	*	15	-0.061	-0.055	16.433	0.354
*	*	16	0.131	0.114	17.689	0.342
*	*	17	-0.130	-0.126	18.962	0.331
*	*	18	0.070	0.125	19.350	0.371
*	*	19	-0.112	-0.037	20.378	0.372
*	*	20	-0.012	-0.044	20.389	0.434

با توجه به این نمودار هیچ گونه حرکت موجی و یا سینوسی در مقادیر ACF و PACF مشاهده نمی‌گردد و فقط مقدار PACF در وقفه شماره ۹ معنی‌دار می‌باشد. با توجه به این امر مدل‌های موجود در جدول ۲ شناسایی شده و مورد تخمین قرار گرفتند.

جدول ۲: مدل‌های ARIMA تخمین زده شده

	وقفه‌های مدل ARIMA		معیارهای انتخاب مدل	
	وقفه‌های AR	وقفه‌های MA	آکایک (AIC)	شوارتز (SIC)
ARIMA (0,1,9)	0	2,3,7,9	30.43	30.64
ARIMA (0,1,9)	0	3,9	30.45	30.58
ARIMA (0,1,9)*	0	9	30.40	30.48

منبع: یافته‌های تحقیق
* مدل منتخب

از بین مدل‌های تخمین زده شده، مدل با وقفه بهینه بوسیله معیار آکایک AIC و شوارتز SIC به انتخاب گردید. مدل منتخب مدلی است که علی‌رغم ایستا بودن باقی مانده‌های حاصل از آن حداقل AIC و SIC را نیز داشته باشد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۱). در نهایت فرآیند تولید کننده سری زمانی تولید گندم به صورت زیر محاسبه گشت:

$$\text{ARIMA}(0,1,9): \quad D(\text{Wheat}) = 288995.3 - 0.803 U_{t-9}$$

$$t = \quad 3.15 \quad -16.37$$

مشاهده می‌گردد که ضرایب تخمینی در سطح ۹۵٪ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و تولید گندم در سالهای آتی علی‌رغم اینکه تحت تاثیر اجزاء اخلال قرار می‌گیرد به طور متوسط سالانه ۲۸۸۹۹۵٫۳ تن نیز افزایش می‌یابد که اثر مشترک این دو

عامل در مجموع نرخ رشد سالانه گندم را موجب می‌شود. نتایج آزمون دیکی- فولر برای مقادیر باقی مانده (Residual) مدل منتخب (جدول ۳) نشان می‌دهد که این مقادیر ایستا یا در اصطلاح نویز سفید (White noise) می‌باشد و مدل را می‌توان به عنوان بهترین مدل ممکن در نظر گرفت.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد دیکی- فولر برای پسماندهای مدل ARIMA

نام سری	فرض صفر	ADF	سطح معنی‌داری		
			10%	5%	1%
Residual	روند و عرض از مبدا	-4.66267***	-3.1882	-3.5162	-4.1837
	عرض از مبدا	-4.71846***	-2.603	-2.9303	-3.5889
	هیچکدام	-4.74925***	-1.6198	-1.9486	-2.6168

منبع: یافته‌های تحقیق

*** ایستایی در سطح معنی‌داری ۱٪

در پایان با توجه به مدل تخمین زده شده تولید گندم برای سال ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰ مورد پیش بینی قرار گرفت. نتایج حاصل از این پیش بینی، خطای آن، فاصله اطمینان ۹۵٪ برای تولید پیش بینی شده و نرخ رشد تولید گندم در هر سال در جدول ۴ آورده شده است. با توجه به این جدول فاصله اطمینان ۹۵٪ برای پیش بینی در حال افزایش بوده و دقت تخمین در حال کاهش می‌باشد تا جایی که از سال ۱۴۰۰ به بعد عملاً پیش بینی را فاقد ارزش می‌نماید.

جدول ۴: مقادیر تولید پیش بینی شده توسط مدل ARIMA

سال	پیش بینی تولید	انحراف از معیار	*فاصله اطمینان ۹۵٪	نرخ رشد
1386	12795318	1469945	12795318±2939890	-10%
1387	12999936	1472148	12999936±2944296	2%
1388	13194822	1474348	13194822±2948696	1%
1389	13744594	1476544	13744594±2953088	4%
1390	13035721	1478738	13035721±2957476	-5%
1391	13707573	1480928	13707573±2961856	5%
1392	14069523	1483114	14069523±2966228	3%
1393	14862245	1485298	14862245±2970596	5%
1394	14490808	1487478	14490808±2974956	-3%
1395	14817531	1489655	14817531±2979310	2%
1396	15099603	1491829	15099603±2983658	2%
1397	15308738	1494000	15308738±2988000	1%
1398	15542742	1496167	15542742±2992334	2%
1399	15778981	1498332	15778981±2996664	1%
1400	16011601	1500493	16011601±3000986	1%
متوسط	14363982	-	-	1%

منبع: یافته‌های تحقیق

* (انحراف از معیار) $1.96 \times$ پیش بینی تولید = فاصله اطمینان ۹۵٪

بحث و پیشنهادات

در مباحث تئوریک مربوط به سیاست‌های کشاورزی مبحث خودکفایی از جایگاه قوی و محکمی برخوردار نمی‌باشد. در دنیایی آزاد و با وجود بازارهای معلوم و تعریف شده برای محصولات کشاورزی و با تاکید بر مزیت‌های نسبی کشورها و در شرایط وجود اطلاعات کامل بازاری با این فرض که تمام کشورها به دنبال ایجاد منافع اقتصادی صرفاً با استفاده از اهرم‌های اقتصادی هستند، تجارت محصولات کشاورزی تحت این فلسفه که کشورها منابع خود را با در نظر گرفتن کمیت و کیفیت آنها به محصولاتی اختصاص می‌دهند که دارای مزیت نسبی در تولید آنها باشند، می‌تواند جایگزین سیاست‌های سنتی و فاقد کارایی مثل خودکفایی گردد چرا که این امر موجب کاهش درجه بازار گرایی محصولات کشاورزی شده هم‌چنین از آنجایی که معمولاً این سیاست در جهت ساختار منابع عموماً کمیاب موجود در بخش نمی‌باشد، لذا ادامه سیاست‌هایی که خود کفایی را نشانه رفته‌اند در بلند مدت کاهش نرخ تولیدات بخش و کاهش کارایی را به همراه خواهد داشت. از طرفی در کشورهای در حال توسعه که عموماً کشورهایی با تکنولوژی تولید و مزیت نسبی پایین و شناخته نشده، جمعیت و مصرف بالا و دارای نهادهای سیاسی و اقتصادی توسعه نیافته هستند، تولید بخشی از سبد مصرفی مشخص می‌تواند رفاه اقشار کم درآمد را تا حد زیادی تامین کند. لذا سیاست گزاران در چنین جوامعی که البته تعداد آنها در دنیا کم نیست همواره بایستی علاوه بر توجه به بازار جهانی نیم نگاهی هم مباحث خودکفایی داشته باشند. در مورد کشور ایران و باتوجه به شرایط ایجاد شده بعد از انقلاب اسلامی و حضور ایران به عنوان کشوری مهم، بزرگ و اثر گذار در منطقه حساس و حادثه خیز خلیج فارس، همچنین با توجه به وجود و افزایش تهدیدات و تحریم‌های اقتصادی و سیاسی بین المللی علیه ایران، اتکاء بر بازار و تجارت جهانی به صورت عمده آن هم در مورد گندم که اولویت اول سبد مصرفی خانوارهای عموماً کم درآمد ایرانی است، نمی‌تواند از مقبولیت بالایی برخوردار باشد.

به منظور تحلیل نتایج حاصل از این مطالعه ناگزیر از بحث در مورد جمعیت و نرخ رشد آن و همچنین نیاز مصرفی کشور هستیم. جمعیت ایران توسط مرکز آمار ایران در سال ۱۳۸۶ حدود ۷۰ میلیون نفر با نرخ رشد ۱,۲٪ گزارش شده است. جدول ۵ مقادیر گندم مصرفی را در مقابل تولید پیش‌بینی شده و پیش‌بینی جمعیت نشان می‌دهد. مطابق جدول ۵ جمعیت کشور در سال ۱۴۰۰ به بالای ۸۲ میلیون نفر خواهد رسید. از طرفی بر اساس مصوبه شورای عالی اقتصاد در سال ۱۳۸۳ کل نیاز داخلی به گندم ۱۱۰۳۰۰۰۰ تن برآورد گردیده که با احتساب ۲۵٪ خود مصرفی و بذر مصرفی معادل ۱۳۷۸۷۵۰۰ خواهد شد. لذا با توجه به این فرض که کل مصرف داخلی با نرخ رشدی معادل نرخ رشد جمعیت اضافه شود نیاز داخلی به گندم محاسبه گردید. با توجه به ارقام موجود در جدول ۵ در سال ۱۴۰۰ کل نیاز مصرفی معادل ۱۶,۸ میلیون تن خواهد شد. تفاوت تولید و مصرف سالانه می‌تواند تراز تجاری این محصول را و لذا جایگاه ایران را در بازار جهانی گندم نشان دهد.

جدول ۵: مقایسه مقادیر پیش بینی شده تولید، مصرف، جمعیت و خالص صادرات

سال	تولید	نیاز مصرفی	جمعیت	خالص صادرات
1386	12795318	14289830	70051450	-1494512
1387	12999936	14461308	70892067	-1461372
1388	13194822	14634844	71742772	-1440022
1389	13744594	14810462	72603685	-1065868
1390	13035721	14988187	73474929	-1952466
1391	13707573	15168046	74356628	-1460473
1392	14069523	15350062	75248908	-1280539
1393	14862245	15534263	76151895	-672018
1394	14490808	15720674	77065718	-1229866
1395	14817531	15909322	77990506	-1091791
1396	15099603	16100234	78926392	-1000631
1397	15308738	16293437	79873509	-984699
1398	15542742	16488958	80831991	-946216
1399	15778981	16686826	81801975	-907845
1400	16011601	16887067	82783599	-875466
متوسط	14363982	15554901	-	-1190919

منبع: یافته‌های تحقیق و گزارشات مرکز آمار ایران

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تولید متوسط سالانه گندم در طی پانزده سال آینده حدود چارده و سه دهم میلیون تن خواهد بود. نرخ رشد گندم ایران تا سال ۱۴۰۰ به طور متوسط ۱٪ درصد محاسبه گردید. قابل ذکر است که سازمان خوار بار ملل متحد (FAO) سابقاً نرخ رشد گندم را در ایران به طور متوسط ۱٫۵٪ پیش بینی کرده بود. همچنین متوسط نیاز مصرفی سالانه حدود پانزده و نیم میلیون تن محاسبه گردید لذا به طور متوسط ایران از سال ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰ با سالانه بیش از یک میلیون تن واردات روبرو خواهد بود که این مسئله با توجه به ردیف خالص صادرات در جدول شماره ۵ که تفاوت تولید و مصرف پیش‌بینی شده است، به وضوح نمایان است. این امر تضمین کننده نیاز و ارتباط همیشگی به بازار بین‌المللی گندم به عنوان یک وارده کننده جزء می‌باشد. در حقیقت تعبیر خودکفایی در تولید گندم تبدیل شدن از یک وارد کننده بزرگ به یک وارد کننده جزء بوده و با توجه به یافته‌های این مطالعه امکان صادرات این محصول با توجه به شرایط موجود کلاً منتفی می‌باشد. علی‌رغم این امر بایستی در سیاست‌هایی که اهداف خودکفایی را دنبال می‌کنند پایداری منابع و از جمله مهم‌ترین آنها یعنی منابع آبی (سطحی یا زیر زمینی) و همچنین توازن در الگوی کشت مورد توجه خاص قرار گیرد. خوشبختانه با توجه و استناد به آمارهای موجود همچنان که در نمودار ۱ نیز دیده شد این گام مثبت برداشته شده در بخش گندم کشور ناشی از افزایش عملکرد در واحد سطح بوده و به هیچ وجه تحت تاثیر ترسالی‌های چند ساله اخیر یا گسترش بی‌رویه سطح زیر کشت نبوده است و سطوح زیر کشت گندم در کشور روند افزایشی بسیار کندی داشته است و از حداکثر مقدار گزارش شده آن در سال ۱۳۷۲ بسیار کمتر می‌باشد. منتقدین سیاست‌های خودکفایی کاهش تولید جو و چغندر قند و کاهش بیلان آب‌های زیر زمینی را ناشی از سیاست‌های اجرایی در بخش گندم و گسترش بیش از حد مزارع گندم می‌دانند. البته نباید این نکته را از نظر دور داشت که بایستی با چنین مباحثی که از طریق آمار و اطلاعات حمایت نمی‌شوند تلاش‌های انجام شده را نادیده گرفت هر چند که قطعاً و بدون تردید ادامه سیاست‌های خودکفایی گرا پایداری منابع را دستخوش تغییر خواهد کرد بدین معنی که سیاست‌های کشاورزی در بلند مدت بایستی در جهت ساختار منابع کمیاب بخش و استفاده از مزیت‌های نسبی تولید، بازاریابی و تجارت باشد. نتایج این مطالعه نیز دقیقاً این امر را تایید

می‌کند که علی‌رغم تمام تلاش‌های انجام‌شده نیاز داخلی به بازار خارجی این محصول حتی به شکل کم و اندک هرگز قطع نخواهد شد. لذا در مورد گندم نیز بایستی سیاست خود کفایی در بلند به صورتی اصلاح شود که با کمترین فشار بر منابع، بتوان مزایای تجارت را نیز عاید کشور کرد. با این بینش شدت بخشیدن به سیاست‌های بخش گندم به صورتی که ایران را در بازار جهانی به صادر کننده تبدیل کند ممکن است موجب وارد شدن خسارات جبران ناپذیری در بلند مدت گردد. لذا مناسب‌ترین استراتژی تولید گندم در ایران استراتژی است که حداقل واردات را برای کشور تضمین نماید چرا که ساختار منابع کشور ما (با دارا بودن بارندگی حدود یک سوم متوسط جهانی) با تولید در سطح صادرات غلات سازگاری ندارد. اضافه بر این امر احتمال وقوع حوادث غیر مترقبه همچون سیل و زلزله خشک‌سالی و تنش‌های حرارتی و برودتی را نبایستی نادیده گرفت کما اینکه در سال‌های اخیر این عوامل شدیداً کشاورزی کشور را تحت تاثیر قرار دادند و احتمال وقوع دوباره آن را نیز نباید از نظر دور داشت. مجموع این عوامل باعث کاهش تولید و افزایش مصرف می‌گردند.

در چند ساله اخیر با اقدامات مقتضی و مناسب و حمایت‌های انجام گرفته از تولید مخصوصاً افزایش قیمت خرید، کشور از واردات عمده رهایی یافت و به مرز خود کفایی رسید لذا زمینه‌سازی و برنامه‌ریزی مجدد به منظور افزایش کارایی تولید، کاهش هزینه‌ها و ایجاد مزیت نسبی همچنین برنامه‌ریزی جامع برای استفاده بهینه از منابع کمیاب بخش و بالاخص آب لازم به نظر می‌رسد. ایجاد بستر مناسب برای ورود و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی چه در تولید و چه در خرید و سیلوی گندم همچنین ایجاد فضاهای استاندارد نگهداری و سیلو از اهمیت بالایی برخوردار است. چرا که با حضور بخش خصوصی و کاهش احصار و تصدی دولت احتمال افزایش قیمت خریداری شده از کشاورز و متعاقب آن افزایش انگیزه تولید وجود خواهد داشت. با ایجاد مکان‌های مناسب نگهداری می‌توان تغییرات تولید احتمالی را از طریق تغییر موجودی انبارها جایگزین کرد که این خود یک عامل بسیار مهم در تنظیم بازار بوده و رفاه عمومی را در پی خواهد داشت. همچنین در آینده نیاز خواهد بود که تعامل قوی و یکپارچه بین وزارت جهاد کشاورزی و وزارت بازرگانی در امر گندم به منظور ایجاد یک سیستم قوی خرید مازاد گندم از کشاورزان و قیمت‌گذاری گندم پدید آید. سرمایه‌گذاری‌های زیر بنایی در امر آموزش و تحقیقات، تامین و تخصیص بودجه مورد نیاز سالانه، استفاده از فارغ التحصیلان رشته‌های کشاورزی، و همچنین سرمایه‌گذاری و توجه خاص به نهاد آب می‌تواند افزایش کارایی را در این بخش به ارمغان آورد. همچنین با توجه به این که کنترل نرخ رشد جمعیت به سادگی ممکن نبوده و به زمان زیادی برای کاهش نیاز دارد، افزایش نرخ رشد تولید گندم کشور از طریق افزایش کارایی نهاده‌ها و عوامل همچنین بهره‌گیری از کلیه پتانسیل‌های کشور و کاهش ضایعات در تولید و مصرف می‌تواند حاشیه امنیت بهتری برای تولید گندم با فشار کمتر بر منابع حیاتی کشور ایجاد نماید.

منابع و ماخذ

- ۱- ابریشمی، ح، مهرآراء، م. (۱۳۸۱). اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین). چاپ اول. انتشارات دانشگاه تهران.
- ۲- عبدالهیی عزتآبادی، محمد (۱۳۸۱)، مطالعه نوسانات درآمدی پسته‌کاران ایران: بسوی سیستمی از بیمه محصول و ایجاد بازار آتی و اختیار معامله، پایان‌نامه دوره دکتری، دانشگاه شیراز.
- ۳- نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. چاپ اول. انتشارات رسا.
- ۴- ذوالنور، س. (۱۳۷۴). مقدمه‌ای بر روشهای اقتصاد سنجی. چاپ اول. انتشارات دانشگاه شیراز.
- 5- Bakhshoodeh, M., Thomson, K.J. (2001). Input output technical efficiencies of wheat production in Kerman, Iran. *Agric. Econ*, 24: 307–311.
- 6- Box, G.P., Jenkins, G.M. (1978). *Time Series analysis: Forecasting and control, revised.*, Holden day, San Francisco.
- 7- Brandt J. A. and D. A. Bessler (1981), Composite forecasting: an application with US. hog prices, *American Journal of Agricultural Economics*, 63: 135-140.
- 8- Clafferty, B. (2000). Ensuring Food Security in Egypt: Food Subsidy, Income Generation and Market Reform. *Food Policy*, 25:219–224
- 9- Cortez, P. (2004). *Evolving Time Series Forecasting ARMA Models*. Kluwer Academic Publishers. Printed in the Netherlands.
- 10- Gujarati, D. (2003). *Basic Econometric*. Fourth edition. Mc Graw-Hill.
- 11- Ljung, G., G. Box. (1979). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 66, 265–270.
- 12- Marcellino, M., Stock, J. H. and M. W. Watson, (2006), A comparison of direct and indirect and iterated multi step AR methods for forecasting macroeconomic time series, *Journal of Econometrics*, 135: 499-526.
- 13- Meng, E., Longmire, J., and Moldashev, A. (2000). Kazakhstan's wheat system: priorities, constraints, and future prospects. *Food Policy*, 25: 701–717.
- 14- Pesaran, H.M. and B. pesaran, (1994), *Working With Microfit 4.0: An Introduction to econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- 15- Pindyck, R. S. and Rubinfeld, D. L. (1998), *A computer handbook using EViews*, Fourth Edition, McGraw-Hill.
- 16- Sadorsky, P. (2006), Modeling and forecasting petroleum futures volatility, *Energy Economics*, 28: 467-488.
- 17- Silva, O.M., Grennes, T. (1999). Wheat policy and economy-wide reform in Brazil. *Agricultural Economics*, 20: 143-157.
- 18- www.FAO.org
- 19- www.Iranwheat.ir
- 20- www.maj.ir
- 21- www.Sci.org.ir

An analysis possibility of wheat self-sufficiency in Iran

Abstract

Wheat is a strategic agricultural production that has important center station rule in production and consumption food in the world. In Iran wheat is the major food and usually affecting social, economical and political affairs so its self-sufficiency has been always an important issue for Iranian government. Though self sufficiently policy has no worth in international agricultural trade policy but with respect to food policy, acute increases in the wheat import while reliance on world market may create crisis in the Iranian economy. In this study wheat production and consumption were forecasted with ARIMA model for 2007 until 2021. Wheat production time series that used in this study consist of 46 observations collect from FAO and other database. Results indicated that mean wheat production would be increase above 14 million ton in year 2021 with 1% average annul growth rate. Considering internal wheat consumption and whit no change in current wheat policy self-sufficiency would be hardly sustainable as partial importer. In this manner endurance of wheat self-sufficiency require more efficient planning in wheat sector and was not assured. Finally this study show that the possibility of wheat exporting is undeniable impossible.

Keywords: self-sufficiency, Resource sustainability, wheat, export, forecasting, time series, ARIMA.