

# ارزیابی قدرت الگوهای مختلف اقتصادسنجی برای پیش‌بینی قیمت گندم

تاریخ دریافت: ۸۶/۸/۲۸

تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۱/۱۶

رضا مقدسی\*

بی‌تا رحیمی بدر\*\*

گندم به عنوان یکی از محصولات اساسی کشاورزی سلاحی کارآمد در مناسبات سیاسی و جهانی است که روز به روز بر اهمیت راهبردی آن افزوده می‌شود. در این نوشتار با توجه به رسالت بسیار سنگین تأمین امنیت غذایی و خودکفایی در تولید محصولات اساسی کشاورزی از جمله گندم در سند ملی توسعه بخش کشاورزی در برنامه چهارم و نقش انکارناپذیر قیمت در این مورد، ضمن

\* دکتر رضا مقدسی؛ استادیار واحد علوم و تحقیقات تهران - دانشگاه آزاد اسلامی.

E. mail: moghaddasireza@yahoo.com

\*\* بی‌تا رحیمی بدر؛ عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی - واحد کرج.

E. mail: rahimi.bit@gmail.com

تصریح و انتخاب الگوی مناسب، اقدام به پیش‌بینی قیمت این محصول در دوره ۹۰-۱۳۸۸ خواهد شد. برای این منظور قدرت پیش‌بینی انواع الگوهای ساختاری و سری زمانی براساس معیارهای متداول، مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌گیرد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل قیمت‌های سالانه سرمرزعه و تضمینی گندم و برنج و میزان موجودی گندم در پایان سال در دوره ۸۷-۱۳۴۵ است که از گزارشات وزارت جهاد کشاورزی و بانک مرکزی استخراج شده است. نتایج پژوهش مؤید برتری الگوهای سری زمانی (ریشه واحد و ARIMA) برای پیش‌بینی قیمت گندم در دوره مورد بررسی است.

### کلید واژه‌ها:

ارزشیابی، الگوی ساختاری، الگوی سری زمانی، الگوهای اقتصادسنجی، ARIMA، خودکفایی، معیارهای ارزیابی عملکرد، الگوهای آتی

## مقدمه

از آنجا که پیش‌بینی وقایع آینده در فرایند تصمیم‌گیری، نقش عمده‌ای ایفا می‌کند برای بسیاری از سازمانها، نهادها و افراد حائز اهمیت است؛ بویژه اینکه بنگاههای اقتصادی در تمامی مراحل عملیات خود نیازمند پیش‌بینی حوادث و شرایط آینده هستند. در بین متغیرهای اقتصادی، قیمت، اهمیت بیشتری دارد؛ زیرا قیمتها از نظر اقتصادی نقش راهنما را برای اتخاذ تصمیمات تولیدی و مصرفی ایفا می‌کنند. در حالیکه تولیدکنندگان با ملاحظه قیمت‌های فعلی نهاده‌ها و قیمت جاری و انتظاری محصولات نسبت به تولید و تخصیص منابع تصمیم می‌گیرند، مصرف‌کنندگان نیز با توجه به قیمت‌های جاری و انتظاری، تصمیمات مصرفی خود را جهت می‌دهند. از طرفی بروز نوسان در زمانهای مختلف سبب می‌شود که نتوان به سادگی الگوی مشخصی برای پیش‌بینی رفتار قیمت در نظر گرفت؛ بنابراین ارائه الگوهای برای پیش‌بینی دقیق روند و نوسانات قیمتی یکی از ابزارهای کارا برای سیاست‌گذاری، تصمیم‌گیری در سطوح مختلف بازار، سرمایه‌گذاری و بازاریابی بشمار می‌آید.

برای پیش‌بینی قیمت گندم مانند هر کالای دیگر سه رویکرد اساسی وجود دارد:

۱. الگوهای ساختاری<sup>۱</sup>

۲. الگوهای آتی<sup>۲</sup>

۳. الگوهای سری زمانی<sup>۳</sup>

در رویکرد اول، ابتدا رفتار متغیر مورد نظر بصورت تابعی از متغیرهای مرتبط در قالب یک معادله رگرسیون برازش شده، و سپس پیش‌بینی مقادیر آن متغیر در دوره‌های آتی انجام خواهد شد. «کافمن»<sup>۴</sup> در سال ۱۹۹۵ الگوی پیش‌بینی قیمت وارداتی نفت خام را طوری طراحی نمود که متغیرهای توضیحی الگو شامل تقاضای جهانی نفت خام، سطح ذخیره نفت در کشورهای عضو OECD و ظرفیت قابل بهره‌برداری OPEC بودند. رفتار استراتژیک OPEC و شوک نفتی سال ۱۹۷۴ نیز توسط متغیرهای موهومی در الگو لحاظ شد. او در

<sup>۱</sup>. Structural Models

<sup>۲</sup>. Future Models

<sup>۳</sup>. Time Series Models

<sup>۴</sup>. Kaufmann

مطالعه خود از داده‌های سالهای ۱۹۸۹-۱۹۵۴ استفاده کرد؛ بطوریکه نتایج رگرسیون، نشان دهنده خوبی برازش و توانایی الگو برای توضیح نوسانات قیمتی بین سالهای ۱۹۸۹-۱۹۵۶ بود. به عبارت دیگر ضرایب متغیرهای ساختاری معنی‌دار بوده و الگو درصد بزرگی از تغییرات قیمت نفت را در طول دوره نمونه توضیح می‌داد.

مروری بر سایر پژوهشهای انجام شده در این رابطه نشان می‌دهد که در بیشتر مطالعات مربوط به پیش‌بینی قیمت از فرم تک معادله‌ای خلاصه شده<sup>۱</sup>، استفاده شده است. به این صورت که برای اهداف پیش‌بینی اغلب مجموعه معادلات همزمان به فرم خلاصه شده تبدیل می‌شوند. در این حالت تخمین الگو با روش حداقل مربعات معمولی برآوردهای کارا و معتبری را ارائه خواهد داد. پیش‌بینی در رویکرد دوم براساس فرضیه کارایی بازار<sup>۲</sup> و وجود رابطه همگرایی بین قیمت‌های جاری و آتی محصول انجام می‌شود. حال آنکه در رویکرد سوم اساساً نیازی به تصریح الگو بر اساس تئوری اقتصادی نیست. برای استفاده از این رویکرد تنها از اطلاعات مربوط به رفتار متغیر در گذشته برای پیش‌بینی مقادیر آینده آن استفاده می‌شود. در مطالعه حاضر قدرت پیش‌بینی الگوهای فوق مورد ارزیابی قرار گرفته و سپس بر اساس الگوی انتخاب شده، قیمت سرمرزعه گندم طی دوره ۹۰-۱۳۸۵ پیش‌بینی می‌شود. البته لازم به ذکر است که به علت عدم استفاده از قراردادهای آتی در بازارهای بورس ایران امکان استفاده از الگوهای مالی میسر نیست. بطور کلی هدف از این پژوهش ارزیابی قدرت پیش‌بینی و مقایسه روشهای ساختاری و سری زمانی برای قیمت گندم و سپس پیش‌بینی آن برای دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۵ است.

### مروری بر ادبیات موضوع

نگاهی به پژوهشهای اقتصادی در ارتباط با پیش‌بینی قیمت، دامنه وسیعی از مدل‌ها و روشها را منعکس می‌نماید. بطوریکه این دامنه مدل‌های بسیار ساده قیاسی و سری زمانی تا روشهای پیچیده معادلات ساختاری و شبیه سازی را در برمی گیرد. علاوه بر این، در سالهای

<sup>۱</sup>. Reduced Form

<sup>۲</sup>. Market Efficiency Hypothesis (MEH)

اخیر نوع دیگری از پیش‌بینی براساس فرضیه کارایی بازار ارائه شده و کاربرد این الگو، برای پیش‌بینی قیمت محصولات قابل مبادله در بازار بورس است. این فرضیه به این صورت بیان می‌شود که در صورت کارا بودن بازار، قیمت آتی<sup>۱</sup> یک محصول برآوردکننده نا آریبی از قیمت نقطه‌ای<sup>۲</sup> یا نقدی (جاری) آن است. در این الگوها وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت بین قیمت‌های نقدی و آتی اثبات می‌شود؛ یعنی اگر ناپستیایی سری قیمت‌های آتی و جاری یک محصول اثبات شده و نیز شواهدی دال بر وجود رابطه همگرایی بین آنها موجود باشد، انتظار بر این است که افزودن قیمت آتی به الگو سبب افزایش کارایی و بهتر شدن الگوی پیش‌بینی قیمت خواهد شد.<sup>۳</sup> بنابراین محقق ابتدا ناپستیایی و رابطه همگرایی بین دو نوع قیمت را اثبات و سپس از یک الگوی تصحیح خطا<sup>۴</sup> برای پیش‌بینی قیمت‌های جاری استفاده می‌کند. تیان زنگ<sup>۵</sup> در سال ۱۹۹۸ از وجود دو نوع رابطه همگرایی بین قیمت‌های آتی و نقدی نفت خام، طلا، اوراق بهادار و سهام برای پیش‌بینی قیمت جاری آنها استفاده کرد؛ بطوریکه در الگوی اول مانند بسیاری از اقتصاددانان دیگر قیمت نقدی محصول را در زمان  $t$  به صورت تابعی خطی از قیمت آتی آن با زمان تحویل  $t+1$  در نظر گرفت:

$$S_t = a + bF_{t+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

بطوریکه  $S_t$  قیمت نقدی در زمان  $t$  و  $F_{t+1}$  قیمت آتی محصول در زمان سررسید قرارداد  $(t+1)$  است.  $a$  و  $b$  نیز پارامترهای الگو هستند. او سپس به دنبال پذیرش فرضیه  $H_0 : a=0, b=1$  از یک الگوی تصحیح خطا به صورت زیر برای پیش‌بینی قیمت محصولات مذکور بهره جست:

$$S_t = a + c\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k A_i F_{t+1} + e_t \quad (2)$$

<sup>1</sup>. Future Price

<sup>2</sup>. Spot Price

<sup>3</sup>. Ch. Bowman and M. Husain, "Forecasting Commodity Prices: Future Versus Judgment", *Agricultural Commodity Markets and Trade* FAO, (2004), pp. 61-88.

<sup>4</sup>. Error Correction Model (ECM)

<sup>5</sup>. Tian Zeng, (1998).

بطوریکه  $\varepsilon_{t-1}$  جمله خطای معادله ۱ با یک دوره تأخیر است. رهیافت دوم برای اثبات وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های آتی و نقدی به ماهیت ارتباط این دو متغیر بستگی دارد بطوریکه پژوهشگر وجود رابطه زیر را بین قیمت‌های جاری و آتی در نظر می‌گیرد:

$$F_t = S_t e^{(r+w-\delta)(T-t)} \quad (3)$$

در رابطه فوق  $r$  نرخ بهره،  $w$  هزینه انبارداری،  $\delta$  سود بادآورده<sup>۱</sup>،  $T$  زمان تحویل کالا و  $t$  زمان عقد قرارداد است. او با استفاده از رابطه (۳) و تشکیل بردار همگرایی  $(1, -e^{(r+w-\delta)(T-t)})$  رابطه همگرایی بین دو سری قیمتی را بررسی کرد و پس از آن از روش تصحیح خطا نظیر رابطه (۲) برای پیش‌بینی قیمت محصولات مورد بررسی استفاده نمود. «سامی»<sup>۲</sup> در سال ۱۹۹۲ با استفاده از ترکیب معادلات (۱) و (۳) مدلی را طراحی نمود که در آن، قیمت جاری نفت خام تابعی لگاریتمی از قیمت آتی آن و نرخ بهره بود او با استفاده از قیمت‌های جاری و آتی روزانه (از بیستم سپتامبر ۱۹۹۱ تا پانزدهم ژوئیه ۱۹۹۲) و ماهانه (از ژانویه ۱۹۸۴ تا ژوئن ۱۹۹۲) نتیجه‌گیری نمود که نقش نرخ بهره بسیار نامشخص است و علیرغم وجود همبستگی بسیار بالا بین قیمت‌های آتی و جاری نمی‌توان متغیر تعیین کننده را شناسایی کرد.

یک مقایسه کلی بین الگوی مالی، ساختاری و باکس جنکینز<sup>۳</sup> توسط «بومن و حسین»<sup>۴</sup> در سال ۲۰۰۴ ارائه شد. آنها در مطالعه خود با عنوان «پیش‌بینی قیمت کالاهای اولیه» اقدام به پیش‌بینی قیمت پانزده قلم کالای اولیه (شامل نه محصول اولیه کشاورزی و شش مورد از فلزات صنعتی) با استفاده از الگوهای ساختاری- غیرمکانیکی، بازارهای آتی

<sup>1</sup>. Convenience Yield

<sup>2</sup>. Samii, (1992).

<sup>3</sup>. Box-Jenkins

<sup>4</sup>. Bowman & Husain, (2004).

(مالی) و ARMA<sup>1</sup> نمودند. نتایج، حاکی از برتری الگوی آتی برای افق زمانی یکساله بود. «لونگو و همکاران»<sup>2</sup> در سال ۲۰۰۷ الگوهای اقتصادسنجی را برای پیش‌بینی قیمت نفت خام در سه گروه اصلی مدل‌های ساختاری و مختلط، سری زمانی و مالی طبقه‌بندی کردند سپس به ارزیابی توانایی پیش‌بینی قیمت توسط هریک از این مدل‌ها با افق‌های مختلف زمانی (سالانه، فصلی، ماهانه و روزانه) پرداختند. نتایج بررسی‌ها حاکی از این بود که الگوهای تصحیح خطای مالی، پیش‌بینی‌های دقیقی از قیمت نقطه‌ای نفت خام خارج از نمونه<sup>3</sup> ارائه نمی‌دهند. ولی الگوهای پیشنهادی لونگو، با عنوان «مدل‌های مختلط» با توجه به داده‌ها و معیارهای ارزیابی بکار رفته در مطالعه بعنوان الگوی برتر شناخته شدند. فرم کلی این مدل‌ها بصورت زیر است:

$$S_t = \alpha + \beta F_t + \sum_{j=1}^l \gamma_j Z_{jt} + u_t \quad (4)$$

$$\ln S_t = \alpha + \beta \ln F_t + \lambda \Delta \ln F_t + \sum_{j=1}^l \gamma_j Z_{jt} + u_t \quad (5)$$

S و F به ترتیب قیمت‌های جاری و آتی، Z شامل متغیرهای ساختاری و توضیحی الگو است که با توجه به نوع محصول مورد مطالعه تعیین می‌شود؛  $\beta, \alpha, \gamma_j$  و  $\lambda$  هم پارامترهای الگو هستند. همانطور که مشاهده می‌شود در این مدل‌ها از قیمت آتی هم به عنوان متغیر مستقل در طرف راست معادله ساختاری استفاده شده و دلیل نامگذاری آن نیز همراهی مدل‌های ساختاری با مدل‌های مالی است. مشابه موارد فوق، در بیشتر مطالعات مربوط به پیش‌بینی قیمت پژوهشگران، پس از انتخاب چندین الگوی مناسب برای پیش‌بینی، نسبت به مقایسه و ارزیابی قدرت پیش‌بینی آنها اقدام نموده‌اند. بدین منظور از مباحث مربوط به

<sup>1</sup>. Autoregressive Moving Average

<sup>2</sup>. Longo, (2007).

<sup>3</sup>. Out - of - Sample

استنتاج آماری<sup>۱</sup>، آزمونهای تجربی و معیارهای توصیفی متعددی استفاده شده است. نتایج بدست آمده در تمامی این مطالعات حاکی از عدم توانایی این معیارها جهت تعیین بهترین الگوی پیش‌بینی به صورت تعمیم یافته برای تمامی کالاها و دوره‌های زمانی است. به عبارت دیگر معیارها و آزمونهای سنجش قدرت الگوهای پیش‌بینی با شرایط مختلف نتایج بسیار متفاوتی را ارائه می‌دهند. برای مثال، ممکن است یک روش، نتایج بسیار دقیقی را در مورد یک محصول خاص در یک دوره زمانی مشخص نشان دهد؛ در حالیکه همین روش در مورد سایر محصولات و یا در دوره‌های زمانی دیگر نتیجه کاملاً متفاوتی داشته باشد.<sup>۲</sup> «تیگن»<sup>۳</sup> در سال ۱۹۷۳ بر اساس معیار میانگین مجذور خطا (MSE)<sup>۴</sup> نشان داد که می‌توان پیش‌بینی‌های دقیق‌تری از قیمت گوشت با استفاده از مدل‌های بازار آتی نسبت به مدل‌های ساختاری بدست آورد. «بورک»<sup>۵</sup> در سال ۱۹۷۹ اقدام به پیش‌بینی قیمت گوشت با استفاده از الگوهای ساختاری و باکس-جنکینز نمود. نتایج حاصل از ارزیابی این الگوها نشان داد که پیش‌بینی‌های فصلی و ماهانه قیمت با استفاده از روش باکس-جنکینز در دوره زمانی ۱۹۷۵-۱۹۶۶ بسیار دقیق‌تر از مدل‌های ساختاری است، البته این نتیجه در مورد داده‌های فصلی کاربرد بیشتری دارد. در حالیکه معیار ریشه میانگین مجذور خطا (RMSE)<sup>۶</sup> تفاوت اندکی را از نظر دقت در این مدل‌ها ارائه داد او در مقاله خود به این نکته اشاره داشت که از معیارهای ارزیابی توصیفی نمی‌توان در ارزیابی قدرت مدل‌های غیرمکانیکی استفاده کرد؛ زیرا این معیارها نمی‌توانند میزان دقت پژوهشگر و نظریات وی را برای تعدیل الگو، بدرستی اندازه‌گیری کنند. بنابراین همانطور که «مکنیز»<sup>۷</sup> در سال ۱۹۷۵ اشاره کرد برای استفاده از معیارهای توصیفی به منظور مقایسه، مدل‌ها باید از فرم گذشته‌نگر<sup>۸</sup> باشند.

۱. مباحث مربوط به استنتاج آماری اغلب برای ارزیابی قدرت مدل‌های ساختاری بکار می‌رود.

۲. D. Bessler and J. Brandt, "Composite Forecasting of Livestock Prices: An Analysis of Combining Alternative Forecasting Method", *Statistic Bulletin of Purdue University*, No.265, (1979).

۳. Tiegen, (1973).

۴. Mean of Square Error

۵. Bourke, (1979).

۶. Root Mean of Square Error

۷. Mcknees

۸. Ex-Post



در ایران گیلان پور و کهزادی در سال ۱۳۷۶، با استفاده از این فرایند و بر اساس داده‌های ماهانه ژانویه ۱۹۷۵ تا دسامبر ۱۹۸۹، قیمت برنج تایلندی را پیش‌بینی نمودند. در این پژوهش پس از انتخاب بهترین الگو (ARIMA)، بر اساس معیارهای آکائیک<sup>۱</sup> و شوارتز بیژین<sup>۲</sup>، قیمت برنج در ماههای ژانویه، فوریه و مارس سال ۱۹۹۰ پیش‌بینی و با مقادیر واقعی آن مطابقت داده شد. نتایج نشان داد که قیمت برنج در بازار بین‌المللی ایستا نیست و وقوع هر تکانه در بازار آثار بلند مدتی به دنبال خواهد داشت. همچنین نتایج مطالعه عمرانی و بخشوده (۱۳۸۴) نشان‌دهنده برتری مدل‌های ARIMA نسبت به روشهای میانگین متحرک، هموارسازی نمایی ساده (یگانه) و دوگانه از نظر قدرت پیش‌بینی برای قیمت‌های پياز و سیب زمینی در سال ۱۳۸۴ بوده است.

سازماندهی مطالب برای این مقاله بگونه‌ای است که پس از ارائه مقدمه و مروری بر ادبیات موضوع در بخش اول، بخش دوم به مبانی نظری الگوهای پیش‌بینی و معرفی معیارهای خطای پیش‌بینی اختصاص یافته است. نتایج برآورد و ارزیابی الگوهای مورد نظر به منظور پیش‌بینی قیمت سرمرزعه گندم طی دوره ۹۰-۱۳۸۵ نیز در بخش سوم ارائه شده است. در نهایت، مباحث مذکور در بخش چهارم خلاصه و از آنها نتیجه‌گیری می‌شود.

## مواد و روشها

در این پژوهش برای پیش‌بینی قیمت گندم از مدل‌های ساختاری و سری زمانی استفاده شده و سپس قدرت و دقت پیش‌بینی هر یک از آنها توسط معیارهای مناسب ارزیابی می‌شود. در ادامه، الگوهای مورد استفاده در این پژوهش و روشهای مختلف ارزیابی قدرت آنها به تفکیک بررسی خواهد شد.

1. Akaike Information Criterion

2. Schwarz Bayesian Criterion

## الگوهای ساختاری

در این نوشتار از یک الگوی تعادل عمومی<sup>۱</sup> در بازار رقابتی مشابه الگوی «وستکات و هافمن»<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) استفاده شده است. مطابق چارچوب نظری، عرضه محصولات یکساله مانند گندم، تابعی از قیمت دوره قبل است. از طرفی می‌توان عرضه کل را حاصل جمع عواملی چون موجودی محصول در ابتدای دوره، واردات و میزان تولید دانست. میزان تقاضا برای یک محصول نیز تابعی از قیمت‌های جاری و دوره‌های قبل می‌باشد، بطوریکه انواع مصارف غذایی، صنعتی، صادراتی، خوراک دام، ضایعات و مصرف به صورت بذر از اجزای تشکیل‌دهنده تقاضا بشمار می‌آیند. در ساده‌ترین حالت بدون در نظر گرفتن سیاست‌های حمایتی دولت، با توجه به شرط تعادل بازار، موجودی محصول در پایان دوره، تابعی از قیمت جاری آن محصول است. روابط مذکور را می‌توان در سیستم چهار معادله‌ای زیر خلاصه نمود:

$$S = f(p_{t-1}, Z) \quad (\text{تابع عرضه}) \quad (۶)$$

$$D = g(p_t, p_{t-1}, Z) \quad (\text{تابع تقاضا}) \quad (۷)$$

$$K = H(p_t, Z) \quad (\text{تابع ذخیره}) \quad (۸)$$

$$S - D - K = 0 \quad (\text{شرط تعادل}) \quad (۹)$$

بطوریکه  $S$  عرضه،  $D$  تقاضا،  $K$  موجودی کالا در پایان دوره،  $p$  قیمت بازار و  $Z$  مجموعه‌ای از متغیرهای برونزا است. این متغیرها اغلب شامل آن دسته از سیاست‌های حمایت قیمتی دولت است که بطور مستقیم بر قیمت محصول تأثیر می‌گذارند و باعث انتقال منحنی به سمت راست یا چپ می‌شوند. اثرات سایر سیاست‌های حمایتی مانند سیاست تأمین و توزیع یارانه‌های کشاورزی و اعطای انواع یارانه به بخش تولید و یا بطور کلی انواع سیاست‌هایی که مستقیم بر قیمت تأثیر ندارند را می‌توان از طریق متغیرهای عرضه، تقاضا و یا میزان موجودی کالا در الگو به حساب آورد. با توجه به شرط تعادل و رابطه (۸)، قیمت را می‌توان از معکوس

<sup>۱</sup>. General Equilibrium

<sup>۲</sup>. Westcott & Hoffman, (2004).

تابع موجودی کالا بدست آورد. رابطه ۱۰ یک معادله تعیین قیمت است که حاکی از وجود رابطه منفی بین قیمت و موجودی محصول است:

$$P = h^{-1}(k, z) \quad (10)$$

در این مرحله با معرفی و اضافه کردن سایر متغیرهای توضیحی به الگوی ۱۰، الگوی نهایی زیر ساخته می‌شود:

$$P = h^{-1}(k, gpw, pr) \quad (11)$$

در این پژوهش  $k$  میزان ذخیره احتیاطی دولت<sup>۱</sup> است که انتظار می‌رود رابطه مثبتی با قیمت محصول داشته باشد؛ زیرا ذخیره احتیاطی دولت، به معنای جمع آوری بخشی از محصول از بازار است.  $gpw$  قیمت خرید تضمینی گندم و  $pr$  قیمت سرمزرعه برنج به عنوان محصول جانشین گندم است. با توجه به روابط ذکر شده، فرم کلی الگوی ساختاری مورد استفاده در این مقاله به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t = \sum_{j=1}^l \gamma_j Z_{jt} + u_t \quad (12)$$

بطوریکه  $P_t$  قیمت کالا در زمان  $t$ ،  $\gamma_j$  پارامترهای ساختاری الگو و  $Z_j$  شامل تمامی متغیرهای توضیحی است.

### الگوهای سری زمانی

روش دیگری که برای پیش‌بینی قیمت در مطالعات مربوط به کشاورزی مورد استفاده قرار گرفته، بر پایه شکل غیر ساختاری- مکانیکی پیش‌بینی است و در اصل بر روش‌شناسی

<sup>۱</sup> ذخیره سازی گندم ایران اغلب توسط دولت صورت می‌گیرد.

باکس- جنکینز (BJ) متکی است. در این نوشتار از الگوی ARIMA به همراه ساده ترین فرم پیش‌بینی مدل‌های معمول سری زمانی، الگوی ریشه واحد باعرض از مبدأ<sup>۱</sup> استفاده شده و فرم کلی الگوی ساده ریشه واحد به صورت زیر است :

$$P_t = \alpha + \beta P_{t-1} + e_t \quad (13)$$

به طوریکه  $P_t$  قیمت جاری در زمان  $t$  است. اگر سری قیمت محصول مورد نظر دارای یک ریشه واحد باشد، باید از الگوی تفاضل- ایستا برای پیش‌بینی قیمت استفاده شود؛ در غیر این صورت الگوی (۱۳) مناسب است. این الگوی ساده می‌تواند به عنوان محکی مناسب برای مقایسه با سایر مدل‌های پیچیده‌تر بکار رود. فرم کلی الگوی ARMA که ترکیبی از ویژگی‌های دو الگوی خود رگرسیون و میانگین متحرک است به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t = \alpha + \sum_{j=1}^l \beta_j P_{t-j} + e_t \quad (14)$$

با جمله خطای  $e_t$  که از یک الگوی میانگین متحرک پیروی می‌کند:

$$e_t = \sum_{i=1}^k \gamma_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

اگر لازم باشد که از سری زمانی  $d$  بار تفاضل گیری شود تا ایستایی خود را بدست آورد ؛ آنگاه سری زمانی اولیه یک فرایند خودرگرسیونی جمعی میانگین متحرک (ARIMA) از مرتبه  $d$  خواهد بود.

<sup>۱</sup>. Unit Root With Drift

همانطور که پیشتر اشاره شد، روشهای متعددی برای پیش‌بینی قیمت وجود دارد اما هیچگاه نمی‌توان انتظار داشت که با اتکا به این روشها بتوان به پیش‌بینی‌هایی دست یافت که با آنچه عملاً به وقوع می‌پیوندد، یکسان باشد.<sup>۱</sup> از اینرو، ارزیابی قدرت و توانایی این روشها به منظور پیش‌بینی‌های دقیق‌تر ضروری می‌نماید.

### روشهای ارزیابی قدرت پیش‌بینی الگوها

یکی از آماره‌هایی که همواره به‌عنوان معیاری از دقت پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد، واریانس خطای پیش‌بینی است. برای ارزیابی الگوهای پیش‌بینی و مقایسه آنها با هم، باید سه دوره را از یکدیگر متمایز ساخت؛ دوره اول شامل فاصله زمانی بین  $T_1$  تا  $T_2$  است که برای تخمین الگو مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ دوره دوم فاصله زمانی بین  $T_2$  تا  $T_3$  را در برمی‌گیرد.  $T_3$  نشان دهنده مقطع زمانی کنونی (آخرین مشاهده قابل دسترس) است. علیرغم اینکه اطلاعات مربوط به متغیرها در این فاصله زمانی در دسترس است، اما از آنها برای تخمین الگو استفاده نمی‌شود. فاصله زمانی مذکور که به دوره پیش‌بینی گذشته‌نگر شهرت دارد، برای مقایسه سری واقعی و سری پیش‌بینی و ارزیابی الگوی پیش‌بینی، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این دوره، میزان نزدیکی سری پیش‌بینی با سری واقعی بررسی می‌شود. در دوره سوم (فاصله زمانی بعد از  $T_3$ ) که دوره «پیش‌بینی آینده‌نگر»<sup>۲</sup> نامیده می‌شود، مقادیر واقعی متغیرهای درونزا در دسترس نبوده و بایستی براساس الگو، پیش‌بینی شود. در واقع هدف الگو، پیش‌بینی متغیرهای درونزا در این دوره زمانی است. در این مطالعه الگوهای سری زمانی پیش‌بینی قیمت ابتدا برای دوره ۸۰-۱۳۴۵، برآورد شده و سپس قیمت گندم طی دوره ۸۷-۱۳۸۱ پیش‌بینی شده است. پس از مقایسه مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده قیمت در دوره دوم، بر اساس معیارهای سنجش عملکرد، بهترین الگو برای پیش‌بینی قیمت گندم انتخاب و از آن طریق قیمت برای دوره ۹۰-۱۳۸۸ پیش‌بینی و تعیین می‌شود.

<sup>۱</sup>. محمد عمرانی و محمد بخشوده، «مقایسه روشهای مختلف پیش‌بینی: مطالعه موردی قیمت پیاز و سیب‌زمینی در ایران»، چهارمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۴.

<sup>۲</sup>. Ex-ante Forecast Period

آماره‌های خطای پیش‌بینی که در این مطالعه برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مورد استفاده قرار خواهند گرفت عبارتند از:

• جذر میانگین مربع خطای پیش‌بینی:

$${}^1\text{RMSE} = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}$$

• میانگین قدر مطلق خطای پیش‌بینی:

$${}^2\text{MAE} = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| / h$$

• درصد میانگین قدر مطلق خطای پیش‌بینی:

$${}^3\text{MAPE} = 100 \sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{|\hat{y}_t - y_t|}{y_t} / h$$

• ضریب نابرابری تایل:

$${}^4\text{TIC} = \frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}{\sqrt{\sum \hat{y}_t^2 / h} + \sqrt{\sum y_t^2 / h}}$$

به این ترتیب که دوره اول (نمونه تخمین) فاصله زمانی  $t = 1, \dots, T$  و دوره دوم (پیش‌بینی گذشته نگر) فاصله زمانی  $t = T+1, \dots, T+h$  را در بر می‌گیرد. مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده در زمان  $t$  (مربوط به دوره دوم) نیز به ترتیب با  $y_t$  و  $\hat{y}_t$  نشان داده شده است. دو معیار اول به مقیاس اندازه‌گیری متغیر وابسته، حساس هستند بنابراین تنها الگوهایی که متغیر وابسته آنها یکسان است را می‌توان براساس این دو معیار با یکدیگر مقایسه نمود. دو معیار دیگر به مقیاس اندازه‌گیری حساس نیستند. ضریب نابرابری تایل، معیار اول

<sup>1</sup>. Root Mean Square Error  
<sup>2</sup>. Mean Absolute Error  
<sup>3</sup>. Mean Absolute Percentage Error  
<sup>4</sup>. Theil Inequality Coefficient

(RMSE) را بگونه‌ای تعدیل می‌کند که همواره بین صفر و یک قرار گیرد. هرچه خطای پیش‌بینی کمتر باشد، توانایی الگو برای پیش‌بینی، مطابق این معیارها بیشتر است. مقدار صفر برای هر یک از آماره‌ها نشان‌دهنده برآزش کامل است، البته لازم به توضیح است که بسته به ماهیت داده‌های در دسترس، تناسب و قدرت پیش‌بینی این ابزارها با یکدیگر متفاوت است.

## نتایج و بحث

در این بخش براساس روشهای ذکر شده اقدام به برآورد الگوهای ساختاری، ریشه واحد و ARIMA شده و عملکرد آنها در پیش‌بینی قیمت سرمزرعه گندم مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، سپس با انتخاب الگوی مناسب، قیمت طی دوره ۹۰-۱۳۸۸ پیش‌بینی خواهد شد. نتایج الگوهای برآورد شده در جداول (۱) و (۳) خلاصه شده است.

همانطور که از یافته‌های جدول (۱) بر می‌آید، الگوی ساختاری، از قدرت تفسیر بالایی برخوردار بوده و ۹۹ درصد از تغییرات قیمت سالانه گندم با استفاده از این الگو توضیح داده می‌شود. همچنین تمام ضرایب به جز موجودی احتیاطی گندم که در سطح ۹۵ درصد معنی دار است، در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنی دار بوده و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. علامت مثبت ضریب موجودی گندم به دلیل دخالت دولت در جمع آوری کل این محصول برای مقاصد احتیاطی منطقی به نظر می‌رسد. ضریب قیمت سر مزرعه برنج نیز به علت جانشین بودن برنج برای گندم در سبد مصرفی خانوار مثبت است. بدیهی است مثبت بودن و بزرگی ضریب قیمت سرمزرعه گندم نیز ناشی از ارتباط قوی میان این قیمت و قیمت تضمینی گندم است به اینصورت که بطور متوسط یک ریال افزایش در این قیمت، باعث افزایش ۰/۷۴ ریال در قیمت سرمزرعه هر تن گندم می‌شود.

جدول ۱. نتایج برآورد الگوی ساختاری

| ضریب<br>(انحراف معیار) | نام متغیر              |
|------------------------|------------------------|
| ۰/۰۱**<br>(۰/۰۰۶)      | میزان ذخیره سرانه گندم |
| ۰/۰۹۸***<br>(۰/۰۱)     | قیمت سرمزرعه برنج      |
| ۰/۷۴***<br>(۰/۰۳)      | قیمت تضمینی گندم       |
| ۰/۹۹                   | ضریب تعیین             |
| ۸۰۶/۸۶***              | آماره F                |

منبع: یافته‌های تحقیق.

\*\* معنی دار در سطح ۵ درصد

\*\*\* معنی دار در سطح ۱ درصد

برای بررسی همجمعی مدل فوق، جزء اخلاص مدل مورد آزمون ریشه واحد دیکي فولر تعمیم یافته قرار گرفته است. طبق این آزمون ایستایی جز اخلاص در سطح احتمال ۹۹ درصد تأیید می‌شود (جدول ۴).

به منظور ارائه استنباط صحیح در مورد متغیرهای سری زمانی، بایستی ابتدا از ایستایی این متغیرها در طول زمان اطمینان حاصل نمود. بنابراین در این مطالعه ابتدا به کمک آزمونهای دیکي فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> و «فیلپس پرون»<sup>۲</sup>، ایستایی متغیر قیمت گندم مورد بررسی قرار گرفت. بطوریکه نتایج این آزمونها نشان می‌دهد سری قیمت سرمزرعه گندم نایستا است که پس از دو مرتبه تفاضل گیری روند ایستایی از خود بروز می‌دهد. (جدول ۲)

1. Augmented Dickey-Fuller

2. Phillips-Perron



جدول ۲. نتایج آزمون ایستایی سری قیمت سرمزرعه گندم

| نام متغیر                              | دوره نمونه<br>(تعداد وقفه) | آزمون دیکی فولر تعمیم یافته <sup>۱</sup><br>آماره t | دوره نمونه<br>(تعداد وقفه) | آزمون فیلیپس پرون <sup>۲</sup><br>آماره t |
|--|----------------------------|---|----------------------------|---|
| قیمت سرمزرعه گندم                      | ۱۳۴۵-۸۰<br>(۰)             | +۳/۶  | ۱۳۴۵-۸۰<br>(۳)             | +۸/۸                                      |
| قیمت سرمزرعه گندم<br>(تفاضل مرتبه اول) | ۱۳۴۵-۸۰<br>(۰)             | -۲/۳  | ۱۳۴۵-۸۰<br>(۰)             | -۲/۳                                      |
| قیمت سرمزرعه گندم<br>(تفاضل مرتبه دوم) | ۱۳۴۵-۸۰<br>(۱)             | -۳/۲*   | ۱۳۴۵-۸۰<br>(۱)             | -۱۴/۰۲***                                 |

منبع: یافته‌های تحقیق.

\* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

\*\*\* معنی‌دار در سطح ۱ درصد

به منظور برآورد الگوی سری زمانی پس از انجام آزمون ایستایی و تعیین درجه همجمعی، متغیر قیمت گندم با استفاده از توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی نسبت به تعیین درجه اجزای خود رگرسیونی و میانگین متحرک اقدام شده و در نهایت الگوی  $ARIMA(1,2,2)$  برای مقایسه با سایر الگوهای پژوهش انتخاب شد. بطوریکه جدول (۳) نتایج برآورد مدل‌های  $ARIMA$  به همراه الگوی ساده ریشه واحد با عرض از مبدأ را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوهای سری زمانی

| الگوی ریشه واحد<br>$\Delta^2 P_t = \alpha + \beta \Delta^2 P_{t-1} + \varepsilon_t$ |            | ARIMA(1,2,2)<br>$\Delta^2 P_t = \alpha + \sum_{j=1}^l \beta_j \Delta P_{t-j} + \varepsilon_t$<br>$\varepsilon_t = \sum_{i=1}^k \gamma_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$ |            |
|---|------------|--|------------|
| ضریب  | متغیر      | ضریب   | متغیر      |
| ۹۲۹۶/۳۴**<br>(۴۲۱۳/۷)   | $\alpha$   | ۱۲۵۷۱/۳<br>(۷۶۲۹/۲) <sup>۱</sup>   | $\alpha$   |
| -۰/۶۶***<br>(۰/۱۴)  | $\beta$    | -۰/۸۶***<br>(۰/۱۷)   | $\beta_1$  |
|   |            | ۰/۴۸**<br>(۰/۲۱)   | $\gamma_1$ |
|   |            | ۰/۴۳**<br>(۰/۲۰)   | $\gamma_2$ |
| ۰/۴۲  | ضریب تعیین | ۰/۵۰   | ضریب تعیین |
| ۲۲/۵***   | آماره F    | ۹/۸۸***  | آماره F    |

منبع: یافته‌های تحقیق.

۱. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب است.

\*\* معنی‌دار در سطح ۵ درصد

\*\*\* معنی‌دار در سطح ۱ درصد

به منظور تعیین ریشه واحد جملات خطا در هر مدل، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که ریشه واحد در جملات پسماند رگرسیون‌ها وجود ندارد. به دیگر سخن جملات پسماند در رگرسیون‌های پیش گفته ایستا است و همجمعی در تمامی رگرسیون‌ها وجود دارد.

جدول شماره ۴. تعیین همجمعی در مدل‌های پیش‌بینی قیمت گندم

| مدل       | ADF      | AIC  | SC | R <sup>2</sup> |
|-----------|----------|------|----|----------------|
| ساختاری   | ***-۳/۸  | ۲۲/۹ | ۲۳ | ۰/۳۹           |
| ریشه واحد | ***-۴/۲۷ | ۲۲/۹ | ۲۳ | ۰/۴۸           |
| ARIMA     | ** -۲/۵  | ۲۲/۹ | ۲۳ | ۰/۵۱           |

منبع: یافته‌های تحقیق.

#### ارزیابی قدرت و انتخاب الگوی مناسب برای پیش‌بینی قیمت سرمزرعه گندم

به منظور مقایسه الگوهای پیش‌گفته و ارزیابی قدرت پیش‌بینی آنها از معیارهای سنجش عملکرد- که در قسمت قبل معرفی شد- استفاده می‌شود. مدلی که کمترین مقدار این معیارها را داشته باشد، پیش‌بینی‌های بهتری را ارائه می‌دهد. این نتایج در جدول (۵) آورده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، بطور نسبی الگوهای ساختاری و ARIMA پیش‌بینی دقیقی از قیمت گندم در دوره خارج از نمونه (۸۷-۱۳۸۱) ارائه نمی‌دهند و الگوی سری زمانی ریشه واحد با توجه به داده‌ها در دوره مورد نظر و معیارهای بکار رفته برای پیش‌بینی قیمت گندم مناسبتر بوده و بعنوان الگوی برتر شناخته شده است. برای مثال معیار MAPE نشان می‌دهد که الگوهای ریشه واحد تقریباً دارای ۴ درصد خطای پیش‌بینی است. این در حالی است که این رقم برای الگوی ساختاری و ARIMA تقریباً برابر با ۹ درصد می‌باشد. نمودار (۱) روند قیمت‌های پیش‌بینی شده و واقعی گندم را طی دوره ۸۷-۱۳۸۱ به تفکیک الگوهای مورد بررسی نشان می‌دهند.

جدول ۵. نتایج ارزیابی الگوهای منتخب پیش‌بینی در دوره ۸۷-۱۳۸۱

| الگو            | MAPE | MAE    | RMSE   | Theil(TIC) |
|-----------------|------|--------|--------|------------|
| الگوی ریشه واحد | ۳/۸  | ۷۰۲۴۵  | ۱۰۷۹۰۴ | ۰/۰۲       |
| ARIMA           | ۸/۸  | ۱۷۹۲۶۵ | ۲۳۵۴۵۱ | ۰/۰۵       |
| الگوی ساختاری   | ۸/۸  | ۱۶۷۵۴۷ | ۲۴۲۱۳۶ | ۰/۰۶       |

منبع: یافته‌های تحقیق.

جدول زیر مقادیر پیش بینی شده قیمت گندم را با استفاده از دو روش سری زمانی برای سالهای ۹۰-۱۳۸۸ نشان می دهد.

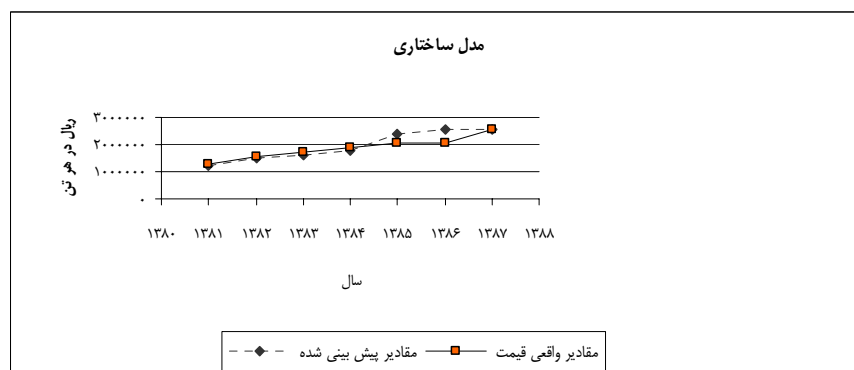
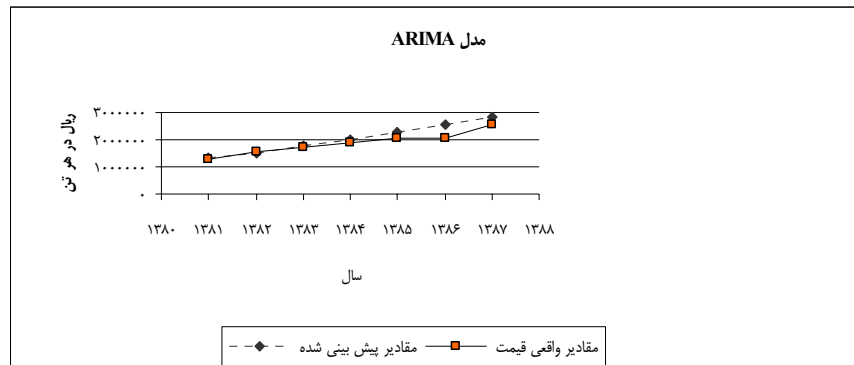
جدول ۶: مقادیر پیش بینی شده قیمت گندم با استفاده از الگوهای سری زمانی طی دوره ۹۰-۱۳۸۸ واحد: (تن/ریال)

| سال  | الگوی ریشه واحد | الگوی ARIMA |
|------|-----------------|-------------|
| ۱۳۸۸ | ۲۷۲۳۶۴۰         | ۲۷۰۶۰۰۳     |
| ۱۳۸۹ | ۳۱۳۲۵۹۶         | ۳۳۶۰۰۳۴     |
| ۱۳۹۰ | ۳۳۸۹۵۰۳         | ۳۵۹۲۸۹۴     |

منبع: یافته های تحقیق.

نمودار ۱. مقایسه مقادیر واقعی و پیش بینی شده قیمت طی دوره ۸۷-۱۳۸۱ به تفکیک الگوهای منتخب





## نتیجه گیری

در این نوشتار هدف، برآورد الگوهای اقتصادسنجی به منظور ارائه مدل مناسبی برای پیش‌بینی قیمت گندم طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۹۰ است. به این منظور دو روش ساختاری و سری زمانی بررسی شده و از لحاظ چهار معیار عملکرد  $MAE$ ,  $RMSE$ ,  $TIC$  و  $MAPE$  با هم مقایسه شدند. نتایج تحقیق نشانگر آن است که الگوی سری زمانی بر روش ساختاری برتری دارد. در الگوهای سری زمانی، دو الگوی ریشه واحد و  $ARIMA$  برای پیش‌بینی مورد استفاده قرار گرفت و در نهایت، مدل‌های ریشه واحد با عرض از مبدأ و  $ARIMA$  به ترتیب، کمترین خطای پیش‌بینی قیمت گندم طی دوره ۸۷-۱۳۸۱ (دوره پیش‌بینی گذشته‌نگر) را

به خود اختصاص دادند. سپس پیش‌بینی‌های حاصل از این مدل‌ها برای دوره ۹۰-۱۳۸۸ بدست آمد.

مطابق نتایج حاصله و محاسبه آماره‌های توصیفی، متوسط نرخ رشد سالانه قیمت گندم در این دوره به ترتیب برای مدل‌های ریشه واحد و ARIMA ۸/۱۵ و ۱۱ درصد است. همچنین میزان انحراف معیار نشان می‌دهد که نوسانات قیمتی طی دوره مورد نظر در پیش‌بینی حاصل از الگوی ریشه واحد کمتر بوده و به انحراف معیار سری واقعی قیمت در سه ساله اخیر (۲۹۱۷۰۴) نزدیک‌تر است.

با توجه به اینکه در تعیین قیمت محصولات کشاورزی عوامل غیر اقتصادی نیز دخیل هستند، می‌بایست نتایج حاصله با اندکی احتیاط مورد ملاحظه قرار گیرد. بنابراین به منظور اجتناب از عواقب این مسئله پیشنهاد می‌شود، پژوهش‌های مشابهی با استفاده از داده‌های فصلی یا ماهانه (به جای سالانه) صورت گیرد.

جدول ۷. آماره‌های توصیفی قیمت پیش‌بینی شده طی دوره ۹۰-۱۳۸۸ (تن/ریال)

| آماره‌های توصیفی     |              |         |         |         | تعداد مشاهدات | متغیر                                |
|----------------------|--------------|---------|---------|---------|---------------|--------------------------------------|
| متوسط نرخ رشد سالانه | انحراف معیار | مینیمم  | ماکزیمم | میانگین |               |                                      |
| ۸/۱۵                 | ۳۳۵۸۱۲       | ۲۷۲۳۶۴۰ | ۳۳۸۹۵۰۳ | ۳۰۸۱۹۱۳ | ۳             | قیمت پیش‌بینی شده از الگوی ریشه واحد |
| ۱۱                   | ۴۵۹۸۱۱       | ۲۷۰۶۰۰۳ | ۳۵۹۲۸۹۴ | ۳۲۱۹۶۴۴ | ۳             | قیمت پیش‌بینی شده از الگوی ARIMA     |

منبع: یافته‌های تحقیق.

## پی‌نوشتها:

۱. عمرانی، محمد و بخشوده، محمد. «مقایسه روشهای مختلف پیش‌بینی: مطالعه موردی قیمت پیاز و سیب‌زمینی در ایران»، *چهارمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی*، (۱۳۸۴).
۲. گیلان‌پور، امید و کهزادی، نوروز. «پیش‌بینی قیمت برنج در بازار بین‌المللی با استفاده از الگوی خود رگرسیون میانی متحرک». *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال سوم، شماره ۸، (۱۳۷۶).
۳. مجاوریان، مجتبی و امجدی، افشین. «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*، سال هفتم، شماره ۲۵، (۱۳۷۸): ۴۳-۶۲.
۴. مشیری، سعید. «پیش‌بینی تورم ایران با استفاده از مدل‌های ساختاری، سری زمانی و شبکه‌های عصبی». *مجله تحقیقات اقتصادی*، سال دهم، شماره ۵۸، (۱۳۸۰).
۵. مهاجر، یحیی و محسنین، محسن. *گزارش نهایی طرح مطالعاتی تکنولوژی و ضایعات نان*. تهران: مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۷۷.
۶. مهرآرا، محسن. «پیش‌بینی تقاضای سیمان طی دوره ۹۰-۱۳۸۲». *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، سال نهم، شماره ۳۸، (۱۳۸۵): صص ۲۷-۵۸.
۷. نجفی، بهاء‌الدین. *گزارش نهایی طرح مطالعاتی بازاریابی گندم*. تهران: مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۰.
۸. نوروزی، فرح‌آرا و صمیمی، بیتا. *ترازنامه غذایی ایران ۸۰-۱۳۶۸*. تهران: مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۱.
9. Avsar, S. G. and B. A. Goss. "Forecast Errors and Efficiency in the U.S. Electricity Future Market", *Australian Economic Papers*, No.40(4), (2001): 479-499.
10. Bessler, D. A. "Aggregated Personalistic Beliefs on Yields of Selected Crops Estimated Using ARIMA Process", *American Journal of Agricultural Economics*, No.62, (1980).
11. Bessler, D. A. and Brandt, J. A. "An Analysis of Forecasts of Livestock Prices"., *Journal of Economic Behavior and Organization*, No.40(4), (1992):249-263.
12. Bessler, D. and Brandt, J. "Composite Forecasting of Livestock Prices: An Analysis of Combining Alternative Forecasting Method"., *Statistic Bulletin of Purdue University*, No.265, (1979).
13. Bourke, I. J. "Comparing the Box-Jenkins and Econometric Techniques for Forecasting Beef Prices"., *Review of Marketing and Agricultural Economics*, Vol.47, No.2, (August1979).

14. Bowman, Ch. and Husain, M. "Forecasting Commodity Prices: Future Versus Judgment"., *Agricultural Commodity Markets and TradeFAO*, (2004): 61-88.
15. Brenner, R. J. and Kroner, F. K. "Arbitrage, Cointegration and Testing the Unbiasedness Hypothesis In Financial Markets"., *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, No.30(1), (1995): 23-42.
16. Cumby, R. F. and Modest, D. M. "Testing For Market Timing Ability: A Framework For Forecast Evaluation"., *Journal of Financial Economics*, No.19(1), (1987): 169-189.
17. Dees S., Karadeloglou, P., Kaufmann R.K. and Sanchez, M. "Modeling the World Oil Market: Assessment of a Quarterly Econometric Model"., *Energy Policy*, No.35, (2007):178-191.
18. Dhrymes, Phoebus, J., E.Philip Howrey,Saul H.Hymam,Jan Kmenta, Edward E Leames,Richard E.Quandt, James B.Ramsey. "Criteria For Evaluation of Econometric Models"., *Annals of Economic And Social Measurement*, Vol.1, No.3, (July1972): 291-324.
19. Engle R. F. and Granger, C. W. J. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing"., *Econometrica*, No.55, (1987): 251-276.
20. Ferris, John. "Development of a Prediction Models for Forecasting Annual Prices and Production of Cattle an Illustration of Economic Forecasting"., *Ag.econ.Staff paper 74-2,Michigan State University*, (January 1974).
21. Foote, R. "Analytical Tools for Studying Demand and Price Structure"., *USDA Agriculture Handbook*, No.146, (1958): 9-20.
22. Fox, K. "Demand for Meat"., *USDA-ERS Report*, (1958).
23. Harding, D. and Pagan, A. "Synchronisation of Cycles"., *Australian National University*, (2002).
24. Kaufmann, R. K. "A Model of the World Oil Market for Project LINK: Integrating Economics, Geology, And Politics"., *Economic Modeling*, No.12, (1995):165-178.
25. Kaufmann, R. K. "Does OPEC Matter? An Econometric Analysis of Oil Prices"., *The Energy Journal*, No.25, (2004): 67-91.
26. Kumar, M. S. "The Forecasting Accuracy of Crude Oil Future Prices"., *IMF Staffpapers*, No.37(2), (1992): 671-699.
27. Longo C., et al. "Evaluating the Empirical Performance of Alternative Econometric Models for Oil Price Forecasting"., *Working Paper of International Energy Markets*, (2007).



28. McKenzie, A. M. and Holt, M. T. "Market Efficiency in Agricultural Future Markets", *Applied Economics*, No.34(12), (2002):1519-1932.
29. McKees, S. K. "An Evaluation of Economic Forecasts", *New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston*, (Nov/Dec.1975): 3-39.
30. Moosa I. A. and Al-Loughani N. E. "Unbiasedness and Time Varying Risk Premia in the Crude Oil Futures Market", *Energy Economics*, No.16, (1994): 99-105.
31. Plato, G. and Chambers. "How Does Structural Change in the Global Soybean Market Affect the U.S. Price ?", *Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture, Technical*, Washington D.C., (April 2004).
32. Sabur, S. A. and Ershadul-Haque, M. "An Analysis of Rice Price in Mymensing Town Market:Pattern and Forecasting", *Bangladesh Journal of Agricultural Economics*, No.16, (1993):61-75 .
33. Samii, M. V. "Oil Futures and Spot Markets", *OPEC Review*, No.4, (1992): 409-417.
34. Teigen, L. "Costs, Loss and Forecasting Error: An Evaluation of Models for Beef Prices", *Unpublished PhD thesis, Michigan State University*, (1973).
35. Westcott, Paul C. and LindWood & Hoffman, A. "Price Determination for Corn and Wheat: The Role of Market Factors and Government Programs", *Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture, Technical Bulletin*, No.1878, (July 1999).
36. White, H. "A Heteroskedasity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasity", *Econometrica*, No.48(4), (1980):817-835.
37. Zeng, T. and Swanson, N. R. "Predictive Evaluation of Econometric Forecasting Models in Commodity Future Markets", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, No.2, (1998): 159-177.