پیشبینی قیمت برنج در بازار بین‌المللی با استفاده از الگوی خود رگرسیونی و میانگین متحرک[1]

امید گیلانپور - نوروز کهزادی*

چکیده:

در جهان امروز، سرعت تغییر پدیده‌ها، افراد را ناگزیر به تصمیمگیریهای سریع کرده است. در این مقاله باتوجه به اهمیت پیشبینی در سرعت بخشیدن به تصمیمگیریها، سعی شده است تا با استفاده از مدل خود رگرسیونی و میانگین متحرک الگویی برای پیشبینی قیمت ماهانه برنج در بازار بین‌المللی تهیه گردد.

هر چند که دراین مطالعه اساساً از رهیافت «باکس و جینکینز» پیروی شده، امّا سعی شده است تا بااستفاده از روشهای دیگر نظیر ریشه واحد و معیار اطلاعاتی «آکایک و بیزین شوارتز» میزان اعتماد به نتایج افزایش داده شود.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد که قیمت برنج در بازار بین‌المللی ایستا نیست. بنابراین وقوع هر

1- Auto regressive- moving average (ARMA)

*- به ترتیب: دانشجوی دوره دکتری اقتصاد کشاورزی- مدیرعامل و رئیس هیئت مدیرهٔ بانک توسعه صادرات ایران

تکانه‌ای در بازار، آثاری درازمدت خواهد داشت. متغیرهای خود رگرسیونی با ضرایب ۱ و ۱۷ وقفه مهمترین متغیرهای توضیحی برای پیشبینی قیمت در این بازار هستند.

۱- مقدمه

شاید بتوان یکی از مهمترین مشخصه تمدن امروز را سرعت در تغییر مسایل و پدیده‌ها دانست. طبیعی است که زندگی در چنین فضایی نیازمند تصمیماتی همانقدر سریع است، اما کارایی نهایی هر تصمیمی بستگی به طبیعت یک دنباله ازحوادث داردکه درپی آن تصمیم می آید [۳]. بنابر این آنان‌که بتوانند جنبه‌های کنترل ناپذیر حوادث راقبل ازاقدام به تصمیمگیری پیشبینی نمایند موفق به کاهش ریسک تصمیمگیری خود شده و بدین ترتیب امکان انتخاب بهتری خواهند داشت.

مدیران اقتصادی و بازرگانی نیز از این قاعده کلی مستثنا نیستند. برای آنان پیشبینی قیمت در تجارت و تجزیه و تحلیل قیمتها دارای اهمیت ویژه‌ای است [۲۰]. امروزه روش‌های گوناگونی برای پیشبینی قیمت وجود دارد که از آن جمله می‌توان به الگوهای اقتصادسنجی [۲۶ و ۲۳ و ۱۹ و ۱] و تحلیل سریهای زمانی[1] [۵] اشاره کرد. در این مقاله با درک اهمیت پیشبینی و توانمندی روشهای متفاوت قصد داریم با استفاده از روش تحلیل سریهای زمانی، قیمت برنج در بازار بین‌المللی را پیشبینی کنیم و توانایی الگوی برآوردشده را در این امر مشخص نماییم.

در بخش بعدی مقاله به سابقه مطالعات مربوط به پیشبینی در علم اقتصاد خواهیم پرداخت. بخش سوم مقاله به مطالعه روش شناسانه فشرده‌ای از روش تحلیل سریهای زمانی اختصاص دارد. در بخش چهارم مقاله داده‌های مورد استفاده را به خوانندگان معرفی خواهیم کرد و در قسمت پایانی مقاله نتایج برآورد الگو و معیارهای ارزیابی آن ارائه می‌گردد.

۲- سابقه مطالعات مربوط به پیشبینی در علم اقتصاد

گرچه نخستین تحلیل کمی اقتصادی در قرن هفدهم که به گریگوری کینگ[2] منسوب است [۱] خود تلاشی برای پیشبینی قیمت محسوب می‌شود اما باید گفت که مطالعات مربوط به پیشبینی

1- Time series analysis 2- Gregory King

در علم اقتصاد طی دهه‌های آغازین قرن بیستم در دو شاخه کاملاً مجزا بسط پیدا کرد. از یک سو عده کثیری از اقتصاددانان با تأکید بر تقدم تئوری اقتصادی فقط بر روشهای اقتصادسنجی که در آنها از تئوری به عنوان یک راه عمومی برای تصمیمگیری راجع به فهرست متغیرهای ملحوظ شده در الگوی رگرسیونی استفاده می‌شود پای می‌فشردند و از سوی دیگر تحلیلگران سری زمانی بدون اعتقاد به تئوریهای اقتصادی، بر قدرت داده‌ها در تعیین الگو اصرار می‌ورزیدند. تا آنکه در دههٔ هفتاد عده‌ای نظیر باکس و جینکینز[1] [۵] با توجه به روشهای سری زمانی بر مبنای کارهای یول[2] [۳۰ و ۲۹]، اسلاتسکی[3]، والد[4] [۲۸] و ویتل[5] [۲۷] روش مجانباً کارا و قابل اعمالی را برای تخمین و پیشبینی فرآیندهای «خود رگرسیونی و میانگین متحرک» به دست دادند. هر چند که این روش اساساً بر تئوری اقتصادی مبتنی نبوده یا پایهٔ تئوریک اندکی دارد اما توانایی پیشبینی خوب آن در مقایسه با مدلهای بزرگ اقتصادسنجی، «کوپر و نلسون»[6] [۲۴ و ۹] را بر آن داشت تا ارزش بالقوه روشهای سری زمانی در اقتصادسنجی را مورد تأکید قرار دهند.

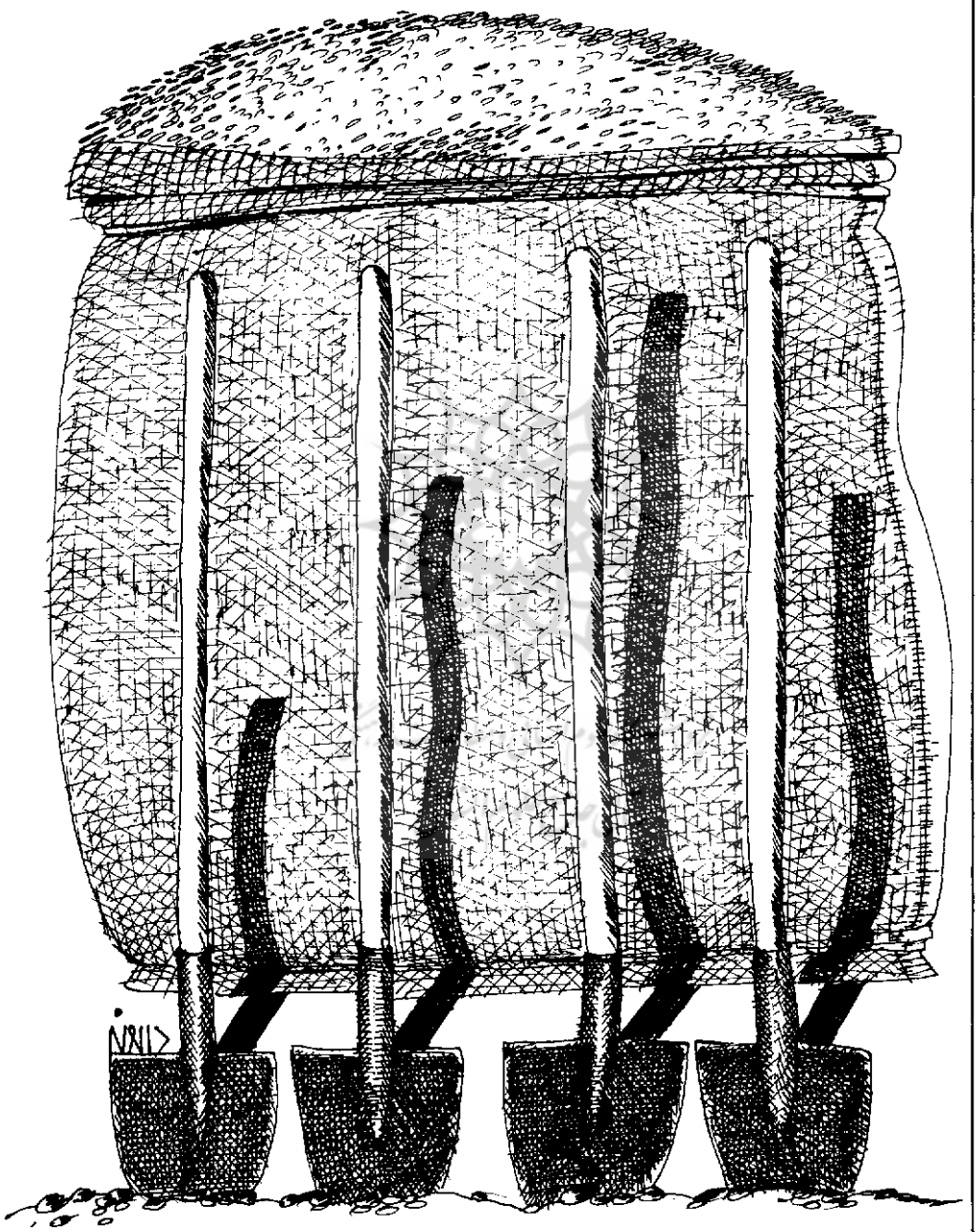
از روش «باکس و جینکینز» برای پیشبینی سریهای زمانی مختلف استفاده شده است. که از آن جمله می‌توان به مطالعه لئوتلد و دیگران[7] [۲۱] در پیشبینی قیمت روزانه گوشت و مطالعات گاردنر و کیم بروگ[8] [۱۳] و سادورسکی[9] [۲۵] برای پیشبینی نرخ تعرفه کالاهای وارداتی در ایالات متحد اشاره کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳- روش‌شناسی

یک سری زمانی، رشته‌ای تصادفی از یک متغیر است که دو عضو متوالی آن دارای فاصله زمانی ثابتی باشند [۱۹]. یکی از متداولترین روشهای پیشبینی سریهای زمانی، رهیافت باکس-جینکینز است. رواج این رهیافت را باید ناشی از توانایی آن در پیشبینی سریهای زمانی

1- Box and Jenkins
2- Yule
3- Slutsky
4- Wold
5- Whittle
6- Cooper & Nelson
7- Leuthold etal
8- Gardner & Kimbrough
9- Sadorsky



ایستا و غیرایستا[1] و وجود آن در اکثر برنامه‌های کامپیوتری دانست [۱۹]. شکل کلی الگوی فوق چنین است:

$$X_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_j \varepsilon_{t-j} \qquad \varepsilon_t \sim IID(0,\delta^2)$$

که در آن X_t سری زمانی و β, α پارامترهای موردنظر هستند. برای استفاده از رهیافت باکس و چینکنز باید پنج مرحله زیر را طی نمود:

۱- اطمینان از ایستایی سری زمانی و ایستا کردن

۲- شناسایی[2] الگوی تجربی

۳- تخمین

۴- آزمون تشخیص[3]

۵- پیشبینی

حال مفاهیم مورد نیاز، آزمونهای لازم و نحوهٔ انجام هر مرحله را به صورت جداگانه مورد بررسی قرار خواهیم داد.

۳-۱- اطمینان از ایستایی سری زمانی و ایستا کردن آن

اگر نحوهٔ توزیع یک سری زمانی در هر پاره زمانی یکسان باشد آن سری زمانی ایستا نامیده می‌شود [۲۶] یا به عبارت دیگر برای ایستایی یک سری زمانی باید سه شرط زیر در آن برقرار باشد:

$1/E(X_t) = \mu$ برای هر t دلخواه

$2/Var(X_t) < \infty$ برای هر t دلخواه

$3/Cov(X_t, X_{t-k}) = \gamma_k$ برای هر t و k دلخواه

برای تشخیص ایستایی یک سری زمانی باکس و جینکینز استفاده از روش ترسیم

1- Stationary and Nonstationary 2- Identification

3- Diagnostic checking

«خودهمبستگی‌نما[1] را پیشنهاد می‌کنند که به رغم سهولت ترسیم، تشخیص ایستایی به وسیله آن همیشه آسان نیست. [۲۶]. علاوه بر این روش، آزمون وجود ریشه واحد[2] نیز برای تشخیص ایستایی مورد استفاده قرار می‌گیرد. البته در عمل ممکن است این دو روش جوابهای متضادی را به دست دهند از این رو قبل از آزمون ریشه واحد، الزاماً می‌باید خود همبستگی‌نما را ترسیم نمود [۲۳].

در صورتی که سری زمانی متغیرهای اقتصادی ایستا نباشد معمولاً می‌توان با یک یا حداکثر دو بار معادله تفاضلی گرفتن آنها را ایستا نمود. البته ممکن است با این عمل سیکل کاذبی نیز به وجود آید که آن را اثر اسلاتسکی[3] می‌نامند [۲۳]

۳-۲- شناسایی الگوی تجربی

در خصوص تعداد وقفه‌های زمانی لازم در الگوی «خود رگرسیونی و میانگین متحرک»، باکس و جینکینز استفاده از ضرایب خودهمبستگی اصلی و جزیی[4] پی‌درپی را پیشنهاد می‌کنند که در آن تعداد وقفه‌هایی که ضریب خودهمبستگی جزیی را صفر می‌کند و پس از آن نیز صفر باقی می‌ماند مرتبه جزء خود رگرسیونی وتعداد وقفه‌هایی که ضریب خودهمبستگی اصلی را صفر می‌کند و پس از آن نیز صفر باقی می‌ماند مرتبه جزء میانگین متحرک را تعیین می‌کند. علاوه بر این، دو روش دیگر نیز برای شناسایی الگوی تجربی وجود دارد که یکی معیار اطلاعاتی آکایک[5] و دیگری معیار بیزین شوارتز[6] نامیده می‌شود.

$$AIC(p) = n\log\delta^2 + 2p$$

$$SBC(p) = n\log\delta_p^{2^p} + p\log n$$

$$\delta_p^2 = RSS/n-p$$

الگویی که کمترین AIC و SBC را داشته باشد الگوی برتری است. البته ممکن است جواب

1- Autocorrelogram
2- Unit root
3- Slutsky effect
4- Autocorrolation Coefficent and Partial Auto Corrolation Coefficent
5- Akaik information criterion (AIC)
6- Schwartz Bayesian criterion (SBC)

به‌دست آمده با معیارهای یادشده متفاوت باشد در هر صورت باید توجه کرد که توانایی شناسایی صحیح یک الگو بیشتر یک هنر است [۲۳].

۳-۳- آزمون تشخیص

لازم است تا جزء اخلال معادله برآورده شده، خود همبستگی پی‌درپی[1] نداشته باشد. طبیعی است که در الگوی «خودرگرسیونی و میانگین متحرک» به دلیل وجود مقادیر وقفه‌ای متغیر وابسته به عنوان متغیرهای توضیحی نمی‌توان از آزمون «دوربین - واتسون استفاده نمود. آزمون «h دوربین»[2] نیز تنها برای خود همبستگی مرتبه اول مناسب است. از این رو برای تشخیص خود همبستگی در این الگو، «باکس و پیرس»[3] [۶] آزمون Q را پیشنهاد کردند.

$$Q = N \sum_{k=1}^{m} r_k^2$$

که در آن N تعداد مشاهدات

r_k ضریب خودهمبستگی مرتبه k

با استفاده از Q که دارای توزیع X^2 با درجه آزادی m-p-q است می‌توان فرض وجود خودهمبستگی پی‌درپی را آزمون کرد. «چتفیلد و پرترو»[4] [۸] نشان دادند که Q دارای قدرت تشخیص کمی است بر همین اساس «لوژان و باکس»[5] [۲۲] آزمون اصلاح شده Q را ارائه کردند.

$$Q^* = N(N+2) \sum_{k=1}^{m} (N-k)^{-1} r_k^2$$

اما «دیویس و نیوبلد»[6] [۱۰] نشان دادند که Q^* نیز دارای قدرت تشخیص کمی است. آزمون برتر در این زمینه را می‌توان «آزمون ضریب لاگرانژ»[7] دانست. [۱۴ و ۱۲]. گادفری[8] نشان داد که آزمون ضریب لاگرانژ نسبت به Q و Q^* دارای قدرت تشخیص بیشتری است مگر اینکه تعداد پارامترها بسیار زیاد باشد که در این صورت قدرت تشخیص آنها یکسان خواهد

1- Autocorrelation
2- Durbin h test
3- Box and Pierce
4- Catfield & Prothero
5- Ljung & Box
6- Davis & Newbold
7- Lagrange multipler test
8- Godfrey

بود [۱۵].

نکته بسیار مهم آن است که معیار خوبی برازش در الگوهای اقتصادسنجی-R^2- معیار مناسبی برای خوب برازش در سریهای زمانی نیست [۲۳]. از این رو «هاروی»[1] معیار اصلاح‌شده‌ای به شکل زیر را برای خوبی برازش ارائه کرده است [۱۶].

$$R_D^2 = 1 - \frac{RSS}{\sum_{t=t}^{t} (\Delta X_t - \Delta \bar{X}_t)^2}$$

که درآن مخرج آن مجموع مربعات جملات اخلال یک رشته گام تصادفی با عرض از مبدأ[2] است.

۴- داده‌ها:

داده‌های مورد استفاده در این مقاله، قیمت «فوب»[3] ماهانه برنج تایلندی با پنج درصد شکستگی در بورس بین‌المللی برنج بانکوک طی دوره زمانی ژانویه ۱۹۷۵ تا مارس ۱۹۹۰ به نقل از مؤسسه تحقیقات بین‌المللی برنج [۱۸] است که برحسب دلار در هر تن بیان شده است. از قیمت ماهانه برنج طی دوره ژانویه ۱۹۷۵ تا دسامبر ۱۹۸۹ برای ساخت الگو استفاده شده و پیشبینی انجام‌گرفته‌برای ماههای‌ژانویه،فوریه ومارس ۱۹۹۰ با مقادیر واقعی آن مطابقت داده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۵- نتایج:

بررسی خودهمبستگی نما و آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که قیمت برنج در بازار بین‌المللی ایستا نیست. بنابراین با یکبار تفاضل گرفتن آن را ایستا کردیم. ایستایی متغیر جدید نشان می‌دهد وقوع هر تکانه‌ای[4] در بازار بین‌المللی برنج آثاری درازمدت بر بازار خواهد داشت. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول شماره ۱ و خودهمبستگی در ضمیمه شماره ۱ ارائه شده است.

1- Harvey
2- Random walk with drift
3- Fob
4- Shock

جدول ۱- آزمون ریشه واحد با روند و عرض از مبدأ

متغیر	ضریب دیکی-فولر	مقادیر بحرانی ٪۱	٪۵	٪۱۰
p	-۱/۲۰۳۴	۴/۰۱۲۲	-۳/۴۳۵۹	-۳/۱۴۱۷
D(p,1)	-۷/۰۱۹۳	-۴/۰۱۲۵	-۳/۴۳۶۰	-۳/۱۴۱۸

از آنجاکه ضرایب مرتبه اول، دوم و سوم خودهمبستگی اصلی و ضرایب مرتبه اول و هفدهم خودهمبستگی جزئی قیمت با یک دورهٔ وقفه معنیدار است الگوهای مختلفی را برای دستیابی به بهترین الگوی پیشبینی مورد آزمون قرار دادیم. الگوهای مختلف و معیارهای اطلاعاتی آکایک و بیزین شوارتز آنها در جدول شماره ۲ خلاصه شده است.

جدول ۲ - الگوهای مختلف مورد آزمون

شماره	الگو	AIC(p)	SBC(p)
۱	$(1+\phi_1 L)\,DP_t = \theta_0 + \varepsilon_t$	۳۸۵/۵۷	۳۸۶/۰۸
۲	$(1+\phi_1 L+\phi_2 L^{17})\,DP_t = \theta_0 + \varepsilon_1$	۳۷۵/۰۲	۳۷۵/۷۹
۳	$DP_t = \theta_0 + \theta_1 L+\theta_2 L^2+\theta_3 L^3)\varepsilon_t$	۳۸۸/۹۹	۳۹۰/۰۱
۴	$(1+\phi_1 L)\,DP_t = \theta_0 + (\theta_1 L+\theta_2 L^2+\theta_3 L^3)\varepsilon_t$	۳۸۸/۶۲	۳۹۱/۹۰
۵	$(1+\phi_1 L+\phi_2 L^{17})\,DP_t = \theta_0 + (\theta_1 L+\theta_2 L^2+\theta_3 L^3)\varepsilon_t$	۳۸۰/۲۱	۳۸۱/۷۴
۶	$(1+\phi_1 L)\,DP_t = \theta_0 + (\theta_1 L+\theta_2 L^2)\varepsilon_t$	۳۸۳/۹	۳۸۹/۲۴
۷	$(1+\phi_1 L+\phi_2 L^{17})\,DP_t = \theta_0 + (\theta_1 L+\theta_2 L^2)\varepsilon_t$	۳۷۸/۴۷	۳۷۹/۷۴

براساس هر دو معیار ارائه‌شده الگوی شمارهٔ ۲ را می‌توان بهترین الگو برای پیشبینی قیمت برنج دانست. نتایج برآورد این الگو عبارت است از:

$$(1+0.5595L+0.00671L^{17})\,DP_t = 0.6718 + \varepsilon_t$$

(0.065)9 (0.0639) (2.36322)

R^2 - 0.3124 S.E = 11017 RSS = 19866.88

F = 36.1236 L.L = -619.4143

با آزمون تشخیص جزء باقیمانده این الگو می‌توان فرضیهٔ وجود خودهمبستگی پی‌درپی در اجزا اخلال را در سطح پنج درصد رد کرد.

جدول ۳- مقادیر آزمون Q برای تشخیص خودهمبستگی پی‌درپی

Q باکس- پیرس	۲۲/۲۸	احتمال	۰/۶۱۹۳
Q لوژان- باکس	۲۴/۳۲	احتمال	۰/۵۰۰۹

در جدولهای شماره ۴ و ۵ به ترتیب مقادیر واقعی و پیشبینی شده قیمت برنج طی ماه‌های ژانویه تا مارس ۱۹۹۰ و معیارهای ارزیابی توانایی پیشبینی نشان داده شده است.

جدول ۴- مقادیر واقعی و پیشبینی شده قیمت

	ژانویه ۱۹۹۰	فوریه ۱۹۹۰	مارس ۱۹۹۰
مقادیر واقعی	۳۱۵	۳۱۵	۳۰۲
مقادیر پیشبینی‌شده	۳۱۵/۲۵۰۸	۳۱۵/۶۴۲۰	۳۱۶/۱۱۱۷

جدول ۵- معیارهای ارزیابی توانایی پیشبینی الگو

۰/۱۵۳	R_D^2
۰/۱۵۷۱	ریشه میانگین مربعات خطا
۵/۰۰۱۵	قدر مطلق میانگین خطا
۱/۶۵۲۱	قدرمطلق میانگین درصد خطا
۰/۰۱۳۰	ضریب نابرابری تیل

منابع و مآخذ:

۱- پسران. محمدهاشم، ری‌سی.فیز، «اقتصادسنجی»، دانشگاه امام حسین؛ ۱۳۷۴، ترجمه تیمور محمدی

۲- کهزادی. نوروز، «تجزیه و تحلیل قیمتها»، جزوه درسی دوره دکتری، منتشرنشده

۳- مونتگمری، دوگلاس، بی.، جانسون، لینوود. ا. و گاردنر، جان.اس.، «پیشبینی و تجزیه و تحلیل سریهای زمانی» دانش امروز، ۱۳۷۳، ترجمه دکتر محمدتقی فاطمی قمی

4- Akaike, H., "Fitting Autoregressions for Production", **Annals of the Institute of Statistical Mathematics**, vol. 21, No. 2, 1969: 243-47.

5- Box, G. E. P. and Jenkins, G. M., **"Time Series Analysis, Foreasting and Control"**, San Francisco, Hoden day, 1970.

6- Box, G. E. P. and Pierce, D. A., "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models", **Journal of the American Statistical Association**, vol. 45, 1970: 1509-26.

7- Breusch, T. S., "Testing For Autocorrelation in Dynamic Linear Models", **Australian Economic Papers**, vol. 17, 1978: 334-55.

8- Chatfield, C., and Prothero, D. L., "Box- Jenkins Seasonal Forcasting: Problems in a Case Study", **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, vol. 136, 1973: 295-336.

9- Cooper, L. P., "The Predictive Performance of Quarterly Econometric Models of the United states". In Econometric Models of Cyclical Behaviour, ed. Hiekman, **Studies in Income and Wealth** 36, vol. 2, 1972: 813- 925.

10- Davies, N., and Newbold, P., "Some Power Studies of Portamnteau Test of Time Series Model Specification", **Biometrika**, vol. 66, 1979: 153-55.

11- Dickey, D. A., and Fuller, W. A., "Distribution of The Estimations For Autoregressive Time Series With Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, vol. 74, 1979: 421-31.

12- Dickey, D.A. and Fuller, W. A., "The Likelihood Ration. Statistics For Autoregressive Times Series With a Unit Root", **Econometrica**, vol. 49, 1981: 1057-72.

13- Gardner, G. W. and Kimbrough, K. P., "The Behavior of U. S Tariff Rates", **The American Economic Review**, vol. 84, No. 1, 1989: 211-18.

14- Godfrey, L. G., "Testing For Higher Order Serial Correlation in Regression Equations, When The Regressors Include Lagged Dependent Variables", **Econometrica** vol. 46, 1988: 1303-1310.

15- Godfrey, L. G., "Testing The Adequacy of a Time Series Model", **Biometrica**, vol. 66, 1979: 67-72.

16- Harvey, A. C., "A Unified view of Statistical Forcasting Procedure", **Journal of Forcasting**, vol. 3, 1984: 245-75.

17- Hosking, J. R. M., "Lagrange Multiplier Test of Time Series Models" **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, vol. 42, 1980: 170-81.

18- IRRI, **World Rice Statistics 1990**, International Rice Reserch Institute, 1991.

19- Judge, G. C. etal, **Introduction to The Theory and Practice of Econometrics**, Wiley, 1982.

20- Kohzadi, N., Boyd, M. S., Kermanshahi, B., and Koastra, I., "A Comparison of Artificial Neural Network and Time Series Models For Forcasting Commodity Prices", **Neurocomputing**, vol. 10, 1996: 169-81.

21- Leuthold, R. M., and others, "Forcasting Daily Hoy Prices and Quantities: A Study of Alternative Forcasting Techniques", **Journal of the American Statistical Association**, vol. 65, 1970: 90-107.

22- Ljung, G. M. and Box, G, E. P., **On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models**, Macmillan, 2th ed., 1992.

23. Maddala, G. S., **Introduction to Econometrics**, Macmillan, 2th. ed., 1992.

24. Nelson, C. R., "The Prediction Performance of the FRB-MIT-Penn Model of the US. Economy", **American Economic Review**, vol. 69, 1977: 902-17.

25- Sadorsky, P., "The Behavior of U. S. Tariff: Comment", **The American Econometric Review**, vol. 84, No. 4, 1994: 1097-1103.

26- Stewart, J., **The Summation of Random Causes a Source of Cyclic Processes Econometrics**, Philip Allan, 1991.

27- Whittle, P., **Prediction and Regulation by Linear Least- Squares Methods**, Princeton, 1963.

28- Wold, H., **A study in the Analysis of Stationary Time Series**, Stockholm: Almqvist and Wiksell, 1938.

29- Yule, G. U., "On Time Correlation Problem, With Special Reference To The Variate-Difference Correlation Method",**Journal of the Royal Statistical Society**, vol. 84, 1921: 497-526.

30- Yule, G. U., "Why Do We Sometimes Get Nonsense Correlations Between Time-Series? A Study in Sampling and The Nature of Time- Series", **Journal of the Royal Statistical Society**. vol. 89, 1926: 1-64.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ضمیمه شماره ۱

خودهمبستگی‌نما

Autocorrelations	Partial Autocorrelations		ac	pac
. |**********	. |**********	1	0.981	0.981
. |**********	****** | .	2	0.946	-0.475
. |**********	. | .	3	0.903	0.017
. |**********	** | .	4	0.855	-0.132
. |**********	. | .	5	0.805	0.018
. |**********	. | .	6	0.755	0.020
. |*********	.* | .	7	0.705	-0.054
. |*********	.* | .	8	0.654	-0.039
. |********	. | .	9	0.605	0.022
. |*******	. | .	10	0.556	-0.032
. |*******	. |*.	11	0.510	0.069
. |******	. | .	12	0.468	-0.004
. |******	. |*.	13	0.431	0.051
. |*****	. | .	14	0.398	-0.007
. |*****	. | .	15	0.368	-0.010
. |****	.* | .	16	0.339	-0.048
. |****	. | .	17	0.313	0.029
. |****	.* | .	18	0.286	-0.100
. |***	. | .	19	0.258	0.019
. |***	. | .	20	0.233	0.025
. |***	** | .	21	0.206	-0.120
. |**	. |*.	22	0.180	0.057
. |**	. |*.	23	0.157	0.054
. |**	. | .	24	0.137	0.034
. |**	. | .	25	0.120	0.007
. |*.	. | .	26	0.106	0.020
. |*.	. | .	27	0.094	-0.031
. |*.	. |*.	28	0.084	0.060
. |*.	. | .	29	0.078	-0.003
. |*.	. | .	30	0.072	-0.037
. |*.	. | .	31	0.068	-0.001
. |*.	. |*.	32	0.066	0.061
. |*.	.* | .	33	0.065	-0.054
. |*.	.* | .	34	0.063	-0.049
. |*.	** | .	35	0.057	-0.119
. |*.	** | .	36	0.043	-0.123

Box-Pierce Q-Stat 1402.07 Prob 0.0000 SE of Correlations 0.075
Ljung-Box Q-Stat 1474.11 Prob 0.0000

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی