S. Jahanbakhsh, Ph.D.
A. A. Babapour Baser.

دکتر سعید جهانبخش، دانشگاه تبریز
علی‌اکبر باباپورباصر

شمارهٔ مقاله: ۵۷۸

# بررسی و پیش بینی متوسط دمای ماهانهٔ تبریز با استفاده از مدل آریما (ARIMA)[1]


## چکیده

با توجه به تأثیر دما در شرایط اقلیمی هر منطقه و اهمیت پیش بینی آن در برنامه ریزیهای محیطی، استفاده از روشهای آماری به منظور مطالعهٔ تغییرات و پیش‌بینی دما، کاربرد وسیعی پیدا کرده است. یکی از روشهای مذکور، بررسی متوسط دمای ماهانه بر اساس‌مدل‌آریمای باکس ـ جنکینز[2] است. در این تحقیق، با استفاده از مدل فوق، متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز برای یک دورهٔ آماری ۴۰ ساله (۹۸ ـ ۱۹۵۹) بر اساس روش خود همبستگی و خود همبستگی جزئی و کنترل نرمال بودن باقی‌مانده‌ها با به کارگیری آزمون کولموگروف اسمیرنوف[3] مورد بررسی قرار گرفته است. پس از مقایسهٔ معیارآکاییک (AIC) ، الگوهای آزمایشی مدل ARIMA(0,0,1),(0,1,1)12 که ترکیبی از دو بخش‌غیرفصلی(p=0,d=0,q=1) وفصلی(SP=0,SD=1,SQ=1) می‌باشند، به‌عنوان‌مدلهای محاسباتی انتخاب گردیده و بر اساس آنها، تغییرات متوسط دمای ماهانهٔ ایستگاه تبریز تا سا ل ۲۰۱۰ پیش بینی شده است.


**کلید واژه‌ها:** مدل آریما، روش معیار آکاییک (AIC)، آزمون کولموگروف اسمیرنوف، خود همبستگی، خود همبستگی جزئی.

1. Autoregressive Integfated Moving Average
2. BOX - Jenkins.
3. Kolmogorov Smirnov Test.

**مقدمه**

دما، یکی از شاخصهای اصلی درمطالعات اقلیمی، درتعیین نقش سایر عناصر اقلیمی نیز عامل مؤثری به شمار می‌رود. دما در چرخهٔ انرژی، همراه باچرخهٔآب اثرهای انکارناپذیری بر فعالیتهای انسانی و رایندهای طبیعی ـ از جمله تأمین منابع آبی‌هر ناحیه ـ دارد وتغییرات‌آن در برنامه‌ریزیهای زیست محیطی،اقتصادی و اجتماعی عامل تعیین کننده‌ای به‌شمار می‌رود. کاربرد وسیع اطلاعات دمایی، باعث شده است‌که در دهه‌های اخیر، مطالعهٔنوسانها و تغییرات دما در درازمدت(روند) وکوتاه‌مدت (مثل‌چرخه‌های‌سالانه) مورد توجه جغرافیدانان و آب و هواشناسان قرار گیرد. برای انجام این قبیل مطالعات، اغلب از روشهای سریهای زمانی وفرایندی موسوم به «مدل‌میانگینِ متحرکِ تجمعی‌خود همبسته» یا مدل‌آریمای مرتبه(p,d,q) استفاده می‌شود. در این پژوهش نیز از مدل آریما برای بررسی تغییرات و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه ایستگاه سینوپیتیک تبریز استفاده‌شده‌است. این مطالعه با استفاده از آمار۴۰ساله (۹۸ــ۱۹۵۹) و با استفاده از نرم‌افزارهای Excel, Spss و Minitab انجام پذیرفته است.

**هدف تحقیق**

هــدف اصــلی در ایــن تحقــیق، بررسی تغییرات ونوسانهای متوسط دما درایستگاه تبریز در سالهای گذشته وتجزیه تحلیل آماری وپیش بینی آنها برای سالهای آینده است.

**پیشینهٔ تحقیق**

روش‌سریهای زمانی به‌منظور بررسی دما، در مطالعات متعددی مورد استفاده قرارگرفته است که در این قسمت فقط به چند مورد از آنها اشاره می‌شود:

تورکش[4] و همکاران (۱۹۹۶) تغییرپذیری روند میانگین دمای سالانه را در ترکیه مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج بررسی آنها در مقیاس ناحیه‌ای، روند افزایش دمای آناتولی شرقی و روند کاهش آن را در نواحی ساحلی ترکیه در دو دهۀ اخیر نشان می‌دهد.

لیت و پیکسوتو[5](۱۹۹۶)کاربرد مدلهای اتورگرسیو را در بررسی‌تغییرات دما با استفاده از بلندترین سریهای زمانی مورد بررسی قرارداده‌اند. مطالعهٔ آنها نشان می‌دهد‌که مقادیر تغییرپذیریِ قابل‌توجهی در مقیاسهای سالانه و دهه‌ای وجود دارد. نتیجهٔ دیگر این تحقیق بیانگر آن است‌که نمی‌توان وجود روند افزایش‌دما را در مقیاس‌جهانی به اثر گلخانه‌ای نسبت داد.

4. Turkes.

5. Leite and peixoto.

سن زکایی[۶](۱۹۹۸) با تأکید بر اهمیت تعداد نمونه درتعیین‌تغییرات اقلیمی، اشاره کرده است که‌به علت وجود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی نظیردما، روش مدل‌سازی‌آریما از معتبرترین روشهای بررسی تغییرات اقلیمی است.

زوبـرز و تایباکس[۷] (۱۹۸۷) پیشنهاد کرده‌اند که به منظور تعیین اثر خود همبستگیها (نظیر خـود همبسـتگی موجود در داده‌های اقلیمی) از روشهای ضربی اتورگرسیو و میانگین متحرک فصلی استفاده شود (داده‌های اقلیمی نیز دارای اثر فصل و یا اثر روند می‌باشند).

الاودهـی وجولـیفه[۸](۱۹۹۸) بـا اسـتفاده از مـدل‌سازی آماری مدلهای اتورگرسیو میانگین مـتحرک، داده‌هـای مربوط به فشار سطح دریا را در منطقهٔ خلیج هرن انگلستان از سال ۱۹۸۱ تا ۱۹۸۹ مورد مطالعه قرار داده‌اند.

بـاکس وجنکنیز (۱۹۷۶) علت استفاده از مدلهای میانگین متحرک تجـمعی خـود همبسـته را در مطالعـهٔ خـود، وجـود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی با دارا بودن اثر فصل و یا روند عنوان نموده‌اند.

ترابـی (۱۳۸۰) بـا استفاده از روش سریهای زمانی و مدل آریما، پنج ایستگاه معرّف در پنج ناحـیهٔ اقلیمی ایران را در فاصله سالهای ۱۹۵۱ تا سال۱۹۹۵ مورد مطالعه قرار داده و نتیجه گرفته اسـت کـه مقادیـر حداقـل و حداکثر دما، به جز مناطق نیمه خشک گرم ایران (ایستگاههای حاشیه کویر و مناطق کم ارتفاع جنوبی)، در سایر مناطق ــ از جمله نواحی دریای خزر و نواحی کوهستانی ــ تغییرات دمایی داشته‌اند.

طاهـری (۱۳۷۷) مـدل‌بندی و پیش بینی دما و بارندگی یازده ایستگاه هواشناسی ایران را با استفاده از مدل اتورگرسیو میانگین متحرک ضربی تا پایان سال ۲۰۰۰ انجام داده است.

رحـیم زاده (۱۳۶۹) میانگیـن دمـای ماهانه و بارندگی ایستگاه تهران را با استفاده از روش سـریهای زمانـی مـدل‌بندی نموده و مقادیر دما را برای سالهای آتی با استفاده از مدل به دست آمده پیش بینی کرده است.

در تحقیق حاضر، به منظور تعیین روند تغییرات دما و پیش‌بینی آن، اقدام به ایستا نمودن مدل‌آریما ازطریق بررسی خود همبستگی وخود همبستگی‌جزئی‌ونرمال‌کردن‌داده‌ها‌گردیده و پیش فرضهای آریما نیز جهت افزایش اعتبار مدل پیش بینی مد نظر قرار گرفته است.

---

6. Sen Zekai. 7. Zobers and Tybax. 8. Elavedhi and Jolife

## داده‌ها و روشها

### الف) داده‌ها

در این پژوهش، متوسط دمای ماهانهٔ ایستگاه سینوپتیک تبریز، واقع در۳۸ درجه و۵ دقیقه عرض شمالی‌و۴۶ درجه و۱۷دقیقه طول شرقی ایران، طی سالهای ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۸ (به مدت ۴۰ سال) مورد استفاده قرار گرفته است.

### ب) روشها

در این مطالعه، از مدل آریما برای بررسی تغییرات متوسط دمای ماهانه وپیش‌بینی آن در ایستگاه تبریز استفاده‌شده است. به‌علت نامشخص‌بودن عوامل‌مؤثر در ایجاد سری زمانی خروجی، سیستم سری زمانی دما، که برآیند همهٔ عوامل مؤثر برساخت سری زمانی ورودی می‌باشد، جایگزین‌عوامل نامشخص شده است. بنابراین، سیستم مربوط به‌صورت زیر خواهد بود:

$a_t \rightarrow$ $\boxed{\text{تابع انتقال}\ \psi_{(B)}}$ $\rightarrow Y_t$

در نتیجه، رابطه بین ورودی و خروجی به صورت زیر است:

$$Y_t = \mu + \psi(B)\ a_t = \mu + (\psi_o + \psi_1 B + \ldots + \psi_j B^j + \ldots)at \quad \text{(۱)}$$

$$\text{(۲)}\ Y_t = \mu + \psi o a_t + \ldots + \psi_1 a_t - j + \ldots = \sum_{j=o}^{\infty} \psi j a_t - j + \mu \quad \text{(۲)}$$

در روابط فوق، $\psi j$ ضرایب تأثیر سری $a_t$در زمانهای مختلف را نشان می‌دهد.

(در تعریف این تابع انتقال، $\psi_o = 1$ فرض می شود) اگر ضرایب $\psi j$ در شرط $\lim_{j\to\infty} \psi j = o$ صدق کند، مدل را اصطلاحاً «پایدار» می‌نامند.

در عمل، این مدل به صورتهای ظاهری متفاوت‌تری بروز می‌کند که کاملترین آن به شکل زیر است:

$$\varphi(B)(1-B)^d Y_t^{\approx} = \theta(B) a_t \quad \text{در} \quad \text{(۳)}$$

در رابطهٔ فوق $\theta(B)$ چند جمله‌ای میانگین متحرک خوانده می‌شود. ضابطه این چند جمله‌ایها عبارتند از:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - .... - \phi_p B^p \quad \text{......} \quad (۴)$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - .... - \theta_q B^q \quad \text{......} \quad (۵)$$

درروابـط فـوق، q ،p بـه ترتیب درجات چند جمله‌ایهای خود بازگشت و میانگین متحرک هسـتند. عـدد d مرتبه تفاضل گیری نامیده می‌شود و تعداد دفعاتی را که برای رساندن سری به نوعـی تعادل آماری لازم است، نشان می‌دهد. مدل سری زمانی با ساختار (۴) را مدل جمع بسته خـود بازگشت و میانگین متحرک می نامند و آن را با نماد ARIMA (p,d,q) نشان می‌دهند. P مرتـبه ارتـباط سـری زمانی با گذشته خود و q مرتبه ارتباط سری با عوامل مؤثر ساخت آن را نشـان مـی‌دهـد. بنابراین، بدیهی است که هر چه d,q,p بزرگتر باشند با مدلی پیچیده‌تر روبه‌رو خواهـیم بـود. شکل مبسوط آریما در کلی‌ترین حالت با فرض سری پایدار شده به صورت زیر است:

$$\nabla^d Y_t^{\approx} = (1-B)^d Y_t^{\approx} = W_t^{\approx} \quad \text{......} \quad (۶)$$

$$W_t = \phi_1 W_t - 1 + .... + \phi_p W_t - p + a_t - \theta_1 a_t - 1 - .... \theta_q a_t - q \quad \text{......} \quad (۷)$$

اگر سری زمانی از نوع فصلی باشد، در این حالت مدلبندی حالتی دو بعدی پیدا می کند. در واقع بخشی از تغییرات سری زمانی به تغییرات درون هر فصل و بخشی دیگر به تغییرات بین فصلهای مختلف برمی‌گردد. مثلاً اگر دورهٔ تناوب سری S فرض شود، می‌توان هر مشاهده را بر اساس شماره فصل و شماره مشاهده در فصل تجزیه کرد. برای مثال، مشاهدات $Y_1$ و $Y_S + 1$ و $Y_{2S+1}$ ... همه از نظر زمانی در درون فصل‌ثابتند ولی در فصلهای مختلف رخ می‌دهند. مشاهده $Y_1$ اولین مشاهده در فصل اول و $Y_s + 1$ اولین مشاهده در فصل دوم بوده والی آخر. بنابراین، اگر j به صورت $j = Ks + (j - Ks)$ باشدکه در آن K=0,1, ... و $(j - Ks < S)$ خواهد بود، می توان وضعیت هر مشاهده را در مدل فضایی تعیین کرد.

در حالت کلی، مدلهای فصلی، مدلهایی دو بعدی با اثرهای یاد شده هستند وبرای کامل بودن باید این تفکیک اثرها را به نوعی در مدل دخالت داد. نوع خاصی از مدلهای فصلی که در عمل نـتایج مناسبی را نشان داده و بر ساختار کلی مدلهای آریما نیز منطبق می‌باشند، از سوی باکس و جنکینز به نام «مدل فصلی ضرب‌پذیر» نامیده می‌شوند که به صورت زیر می‌باشد:

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^S)^D \bar{Y}_t = \theta_q(B)\Theta Q(B^s)a_t \quad \text{......} \quad (۸)$$

این مدل به صورت $ARIMA(p,d,q)\times(p,D,Q)_s$ نمایش داده می شود و جزو گروه کلـی مدلهای آریما قرار دارد. $\Phi_p(B^s)$ و $\Theta_Q(B^s)$ به ترتیب چند جمله‌ایهای خود بازگشت و میانگیــن مــتحرک فصــلی می‌باشند. در این مطالعه، برای تعیین مدلی ازآریما در اولین مرحله ایســتاکــردن مقادیــر ســری زمانی با توجه به نمودار خود همبستگی نمونه مربوط به مشاهدات صورت‌گرفته است. برای از بین بردن تغییرات زمانی موجود در سطح مبنا، با استفاده از نرم افزار SPSS عمــل تفاضــل‌گیری با مرتبهٔ d انجام گرفته است تا بتوان مدل را با تبدیلاتی ایستا نمود. مقــدار d مرتــبهٔ تعــداد دفعاتی را که برای ایستا کردن سری زمانی لازم است نشان می‌دهد و با رابطهٔ زیر مشخص می‌گردد:

$$B^{ol}z_t = z_t - d \qquad (۹)$$

تفاضل گیری مرتبه یک سری زمانی $Y_t$ با رابطه زیر تعریف می شود:

$$Y_t = (1-B)z_t = z_t - z_t - 1 \qquad (۱۰)$$

در واقــع، بــا اعمــال Yt در هــر مرتــبه هــر مقدار سری از مقدار قبلی‌اش کسر می‌شود، به طوری‌که تفاضل‌گیری مرتبه ۲ از رابطهٔ زیر مشخص می‌گردد.

$$(1-B)Y_t = Y_t - Y_t - 1 = Z_t - 2Z_t - 1 + Z_t - 2 \qquad (۱۱)$$

پس‌از ایستاکردن مقادیر سری زمانی با دو بار تفاضل‌گیری مدل آزمایشی می‌توان از نمودار همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی استفاده کرد.

اگر فرض شود که $Y_{(K)}$ تابع خود همبستگی نمونهٔ مربوط به سری $(Y_t)$ باشد، مقادیر q,p را می‌توان طوری تعیین کرد که $r(s-1)...r(2),r(1)$ به طور معقول منطبق بر تابع خود همبستگی نظری فرایند (p,d) باشند. سپس، نمودار تابع خود همبستگی نمونهٔ مربوط به سری $(Y_t)$ در تأخیرهایی‌که مضربی از S هستند، اعمال می‌شود. مقادیر Q,p طوری تعیین می‌شوند که $r(3s),r(2s),r(s)$ و... به طور معقول منطبق بر تابع خود همبستگی نظری فرایند (p,Q) باشند تا بدین ترتیب با روش فوق یک مدل ترکیب شده از دو بخش غیر فصلی و فصلی SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)12 به طور آزمایشی انتخاب شود.

مــدل آزمایشــی در مــرحلهٔ بعد باید از لحاظ درستیِ فرضها و مناسبت آن مورد کنترل قرار گیرد. یکی از روشهایی که برای انتخاب یک مدل آزمایشی اولیه وجود دارد، استفاده از نمودار همبســتگی نگــار جزئی است. فرض می‌شود که $\phi_t(k)$ تابع خود همبستگی جزیی نمونهٔ مربوط بــه سری $(Y_t)$ باشد. مقادیر p,q طوری تعیین می‌شوند که $\phi(s-1)...\phi(2),\phi(1)$ به طور معقول

منطبق بر تابع خود همبستگی جزیی نظری (p,q) باشد؛ سپس نمودار تابع خود همبستگی جزئیِ نمونه، در تأخیرهایی که مضربی از S هستند اعمال و مقادیر Q,p طوری تعیین می‌شوند که $\phi(3s),\phi(2s),\phi(S)$ و... به طور معقول منطبق بر تابع خود همبستگی جزئیِ فرایند (P,Q) باشند.

تعیین رستهٔ مدل با استفاده ازتست معیار اطلاع آکاییک (AIC) صورت گرفته است. این تست که در سال ۱۹۷۴ توسط آکاییک ارائه شده بر این اصل استوار است که هر رسته AIC کمتری داشته باشد، برازش بهتری بر سری مزبور خواهد داشت. مقدارAIC برای مدل‌مورد نظر، از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$AIC = -2(Loglikelihoods) + 2K \quad (۱۲)$$

دررابطهٔفوق $(LogliKelihoods)$برآورد پیشینهٔ لگاریتم‌درست نمایی و K تعداد پارامترهای مدل می‌باشد. برای یک آریما که شامل پارامتر $\theta_0$ نباشد، مقدار $K = p + q + p + Q$ است. چنانچه با استفاده از معیار آکاییک مدلی از بین چند مدل رقیب انتخاب شود، مقدار AIC متناظر مدل انتخابی باید کمینه باشد. به هرحال، مدل آزمایشی اولیه به هرشکلی‌که تعیین شود، باید به این نکته توجه داشت‌که مدل تعیین‌شده، مورد کنترلهای همه‌جانبه قرارگیرد. این کنترلها شامل نرمال و مستقل بودن و برازش مقادیر می‌باشد.

**مدل‌سازی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز**

**الگوسازی:** مطابق جدول۱، مرتبه‌های D=1 و d=0 با داشتن کمترین مقدار واریانس سری، تفاضل‌گیری و انتخاب گردیده و با ترسیم خودهمبستگی و خودهمبستگی‌جزئی سری زمانی، با تفاضل‌گیری فصلی(D=1) ، مقادیرغیرفصلی(1,0,1) و فصلی(0,0,1) ، به عنوان الگوی اولیه مشخص‌گردیده، سپس با برازش و اصلاح الگوی اولیه، مدل نهایی آریمای فصلی به صورت زیر تعیین شده است:

$$SARIMA(0,0,1),(0,1,1)12 \quad (۱۳)$$

تجزیه و تحلیل الگو با استفاده از روش مدل آریما صورت گرفته است و مقادیر AIC و واریانس و پارامترهای‌خود بازگشت $(\phi)$ و میانگین متحرک $(\theta)$ در سطحی معنادار کمتر از ۰/۰۵ تعیین گردیده‌اند (جدول۲).

جدول ۱ مقادیر مرتبه های فصلی و غیر فصلی و واریانس متوسط دمای ایستگاه تبریز

| d مرتبه تفاضل‌گیری غیر فصلی | D مرتبه فضای تفاضل گیری | میانگین | واریانس | تعداد سری زمانی |
|---|---|---|---|---|
| ۰ | ۰ | ۱۲/۳۳ | ۹۸/۸ | ۴۸۰ |
| ۱ | ۰ | ۹/۸۱ | ۳۱/۲۹ | ۴۷۹ |
| ۰ | ۱ | ۳/۷۱ | ۸/۱۰ | ۴۶۸ |
| ۱ | ۱ | ۵/۷۸ | ۱۱/۱۵ | ۴۶۷ |
| ۲ | ۰ | -۴/۱۸ | ۲۱/۷۴ | ۴۷۸ |
| ۰ | ۲ | -۲/۱۹ | ۲۳/۸۹ | ۴۵۶ |
| ۱ | ۲ | ۲/۴۱ | ۳۳/۲۹ | ۴۵۵ |
| ۲ | ۱ | -۱/۶۷ | ۲۹/۳۴ | ۴۶۶ |
| ۲ | ۲ | ۲/۲۴ | ۸۹/۰۳ | ۴۵۴ |

جدول ۲ مقادیر پارامترهای الگوی $A_1$ متوسط دمای ایستگاه تبریز

| سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ | برآورد | پارامتر |
|---|---|---|
| 0.000000 | -0.3316 | $MA_1(\theta_1)$ |
| 0.000000 | 0.8728 | $SMA_1(\Theta_1)$ |

## مقایسه معیار اطلاع آکاییک AIC

مقادیر AIC الگوی $A_1$ با $A_4$,$A_3$,$A_2$ مقایسه گردیده و الگوی $A_1$ با کمترین مقدار AIC و پارامترهای معنادار به عنوان الگوی انتخابی تعیین گردیده است (جدول ۳).

جدول۳ مقادیر و رابطه الگوهای $A_4$,$A_3$,$A_2$,$A_1$ متوسط دمای ایستگاه تبریز

| رابطه الگو | AIC | الگو |
|---|---|---|
| (0,0,1),(0,1,1,)12 | 1972.83 | $A_1$ |
| (1,0,1),(2,1,1,)12 | 1993.61 | $A_2$ |
| (1,0,1),(1,1,1,)12 | 1991.63 | $A_3$ |
| (1,0,1),(0,1,1,)12 | 1973.51 | $A_4$ |

## آزمون نیکویی برازش

مطـابق آزمـون کولموگروف ـ اسیمرنوف، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن باقی‌مانده‌ها در سطحی معنادار 0.089 تأیید می‌گردد جدول (۴).

**جدول ۴** مقادیر آزمون کولموگروف ـ اسیمرنوف متوسط دمای ایستگاه تبریز

| داده ها | V.S | سطح معنا داری $P< ۰/۰۵$ |
|---|---|---|
| ناایستا | 2.322 | 0.000 |
| ایستا و نرمال | 1.249 | 0.089 |

## آزمون t-test

بر اساس این آزمون مقدار t=-۲/۳۱ می‌باشد، لذا متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریزدارای دو دوره تفاوت معنادار با سطح اطمینان ۰/۹۵ می باشد و مقادیر میانگین دوره دوم بیشتر از دوره اول بوده و نشان‌دهندهٔ روند افزایش دماست (جدول۵).

**جدول۵** مقادیر آزمون t متوسط دماهای ماهانه ایستگاه تبریز

| مقایسه متوسط دمای تبریز | | میانگین | انحراف معیار | سطح اطمینان ٪۹۵ | | t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| دوره اول | دوره دوم | ۰/۴۳ | ۲/۹۲ | پایین | بالا | ۲/۳۱ | ۰/۰۲ |
| (۱۹۵۹ تا ۱۹۷۸) | (۱۹۷۹ تا ۱۹۹۸) | | | -۰/۸ | -۶/۵ | - | |

## نتایج

بـر اسـاس نمـودار تغییـرات سـری زمانی با تفاضل‌گیری فصلی (شکل۱) و مطابق نمودار بافتـنگار (شـکل۲) و مدل آریما و مقادیر AIC و پارامترهای معنادار، می‌توان روابط مدل را به شکل زیر تنظیم کرد:

$$(1-B^{12})y_t = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_B^{12})a_t \qquad (۱۴)$$

$$(1-B^{12})y_t = (1-(-0.33B)(1-0.872B^{12})a_t \qquad (۱۵)$$

## پیش بینی

بـر اسـاس نتایج حاصل از مدل محاسباتی و با توجه به درجهٔ تفاضلی D=1 ، ملاحظه می‌شود که سری زمانی متوسط دمای ایستگاه تبریز حول یک محور غیر خطی نوسـان دارد و شیب خط

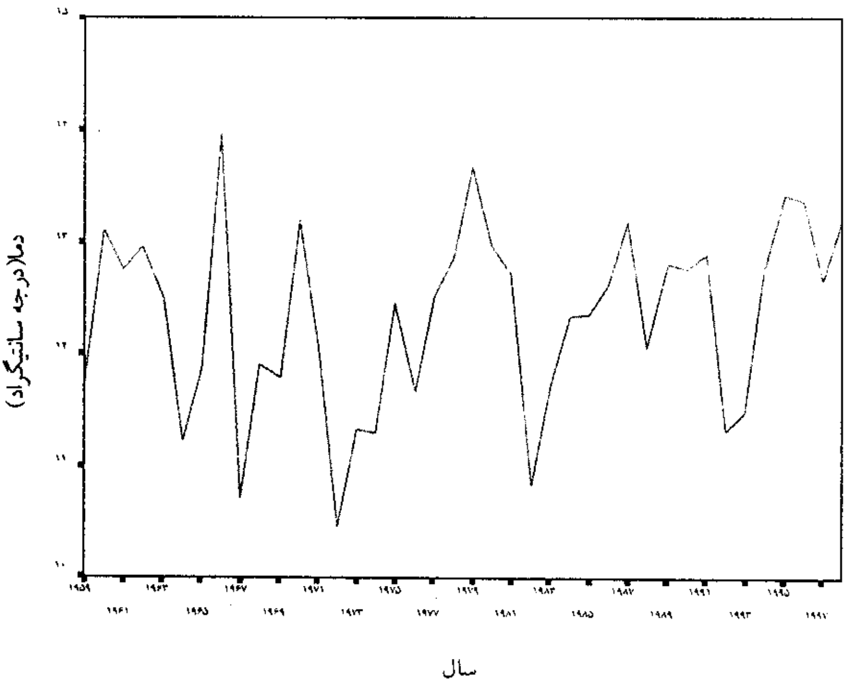
به طرف بالاست. این امر افزایشی بودن متوسط دما را نشان می‌دهد (شکل ۱۰). نمودار پیش‌بینی همــراه با مشاهدات ۱۱سال آخررا با سطح ۹۵٪ اطمینان و خطای ۰/۰۵ در فاصله سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ مشخص می‌کند.

مدل (۳)

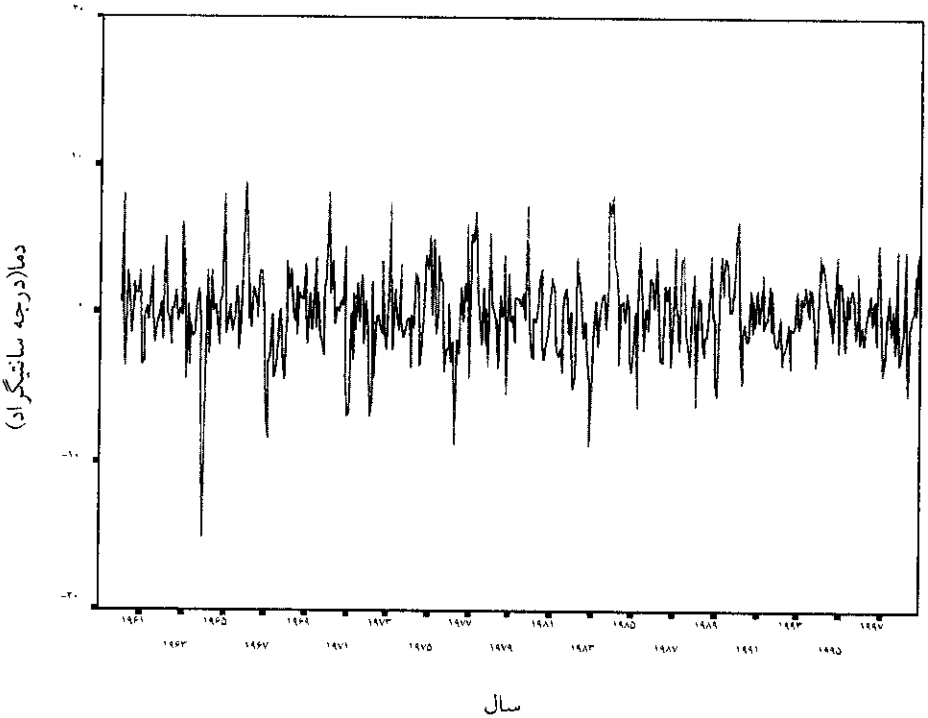
$$y_t = y_{t-12} + a_t - \theta_{1a_t-1} - \Theta_{a_{t-12}} + \theta_1(\Theta)_{a_{-13}}$$

پیش بینی(۳)

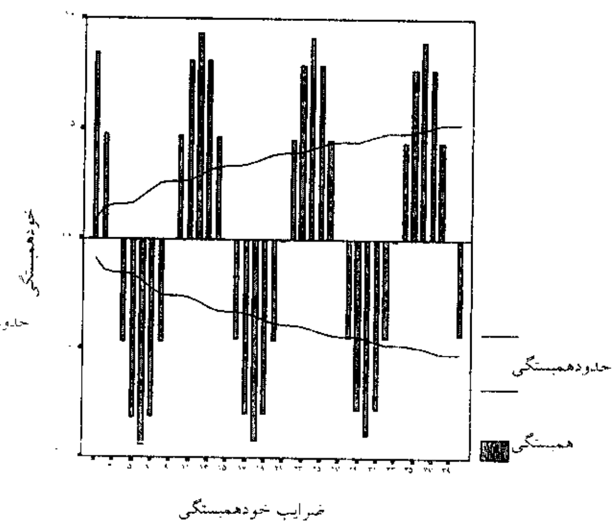
$$y_t = y_{t-12} + a_t - \theta a_{t+T-1} - \Theta a_{1+T-1} + \theta\Theta a_{t+T-13}$$



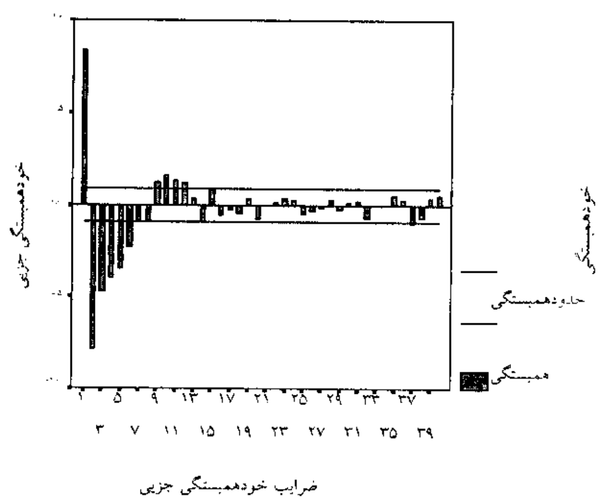

شکل ۱ نمودار تغییرات متوسط دمای ماهانهٔ ایستگاه تبریز از سال ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۸



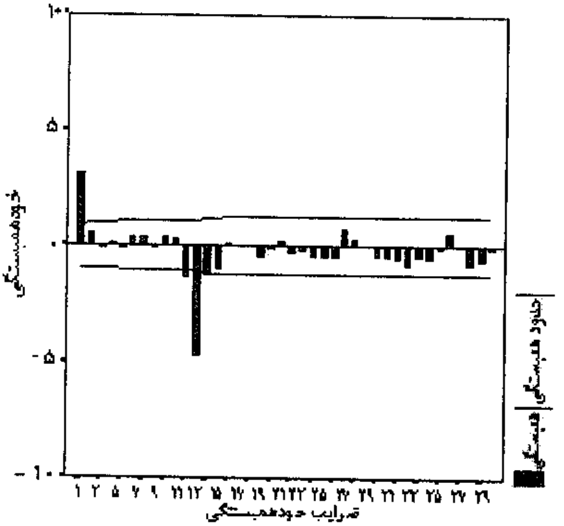

شکل۲ تغییرات متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز با یک بار تفاضل‌گیری فصلی



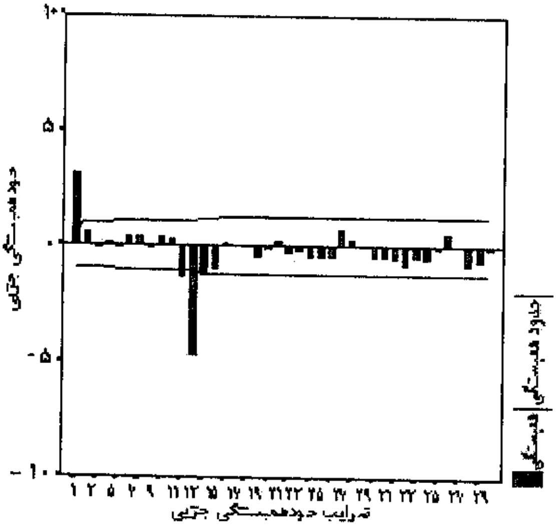

شکل۳ خودهمبستگی متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز



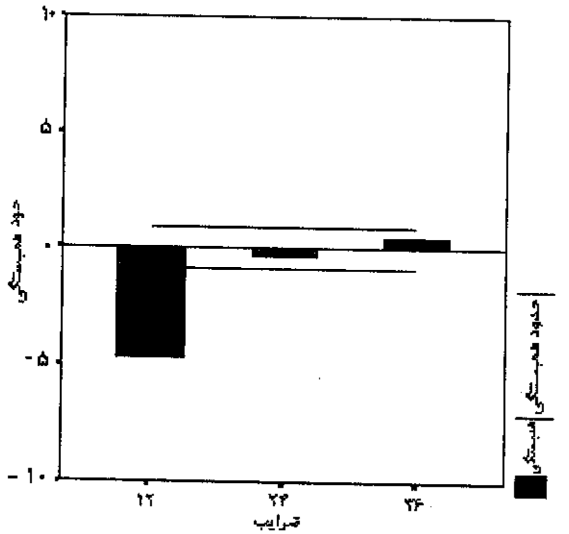

شکل۴ خودهمبستگی جزئی‌متوسط دمای ماهانه‌ایستگاه‌تبریز



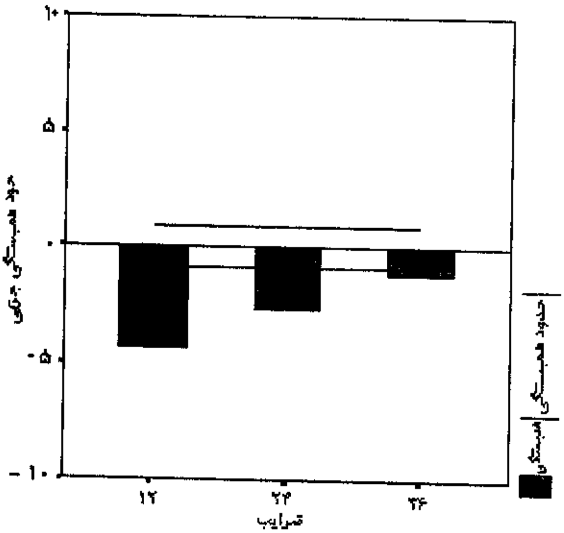
**شکل ۵** خودهمبستگی متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز با یک‌بارتفاضل‌گیری فصلی



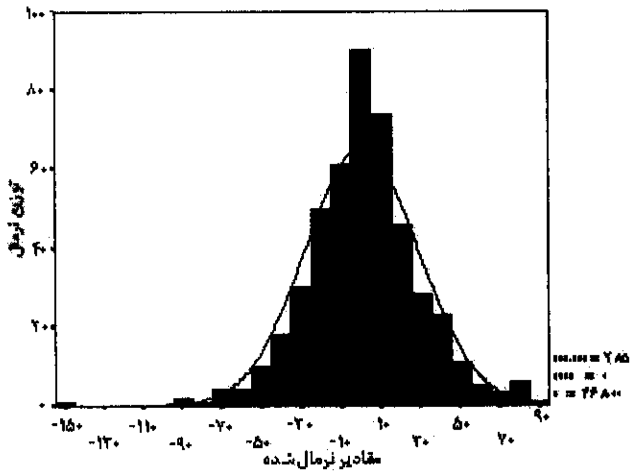
**شکل ۶** خودهمبستگی جزئیِ متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز بایک بارتفاضل گیری فصلی



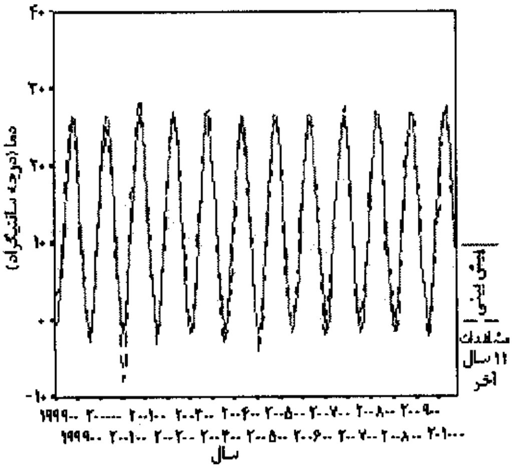

**شکل ۷** خودهمبستگی فصلی متوسط دمای تبریز با یک بارتفاضل‌گیری فصلی




**شکل۸** خودهمبستگی جزئی فصلیِ متوسط دمای تبریزبا یک بارتفاضل‌گیری فصلی




**شکل ۹** بافتنگار متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز
با یک بارتفاضل گیری فصلی




**شکل ۱۰** نمودار پیش بینی متوسط دمای ماهانه
ایستگاه تبریز ازسال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰

## منابع و مآخذ

۱. باکس،جی. ایی.پی. و جی ، ام جنکینز (۱۳۷۱): **تحلیل سری زمانی،پیش‌بینی و کنترل**، ترجمه محمد رضا مشکاتی، چاپ اول، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی تهران.

۲. ترابی، سیما (۱۳۸۰): **بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران** (پایان نامهٔ دکتری جغرافیای طبیعی)، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز.

۳. خردمندنیا، منوچهر، حسین عساکره (۱۳۸۰): **الگو سازی ARIMA برای متوسط دمای سالانه هوا در جاسک**، سومین سمینار احتمال و فرایند های تصادفی، دانشگاه اصفهان.

۴. طاهری، محمد (۱۳۷۷): **مدل‌بندی میزان دما و بارش در ۱۱ ایستگاه هوا شناسی ایران و پیش بینی تا پایان سال ۲۰۰۰**، معاونت آموزشی و پژوهشی سازمان هواشناسی کشور؛ تهران.

۵. گلدسته ، اکبر و همکاران (۱۳۷۷): **راهنمای کاربران برای SPSS 6 FOR Windows** ، جلد دوم، شرکت آمارپردازان تهران، مرکز فرهنگی انتشاراتی حامی، تهران.

۶. مشکانی، محمدرضا (۱۳۷۶): **تحلیل سریهای زمانی: پیش‌بینی و کنترل**، (ترجمه)، انتشارات دانشگاه تهران.

۷. ویی، ویلیام دبلیو(۱۳۷۶): **تحلیل سریهای زمانی**، ترجمهٔ حسینعلی نیرومند و ابوالقاسم بزرگ‌نیا، چاپ اول، دانشگاه فردوسی مشهد.

۸. هومن، حیدرعلی(۱۳۷۳): **استنباط آماری در پژوهش رفتاری**، چاپ اول، نشر پارسا.

10. Box. G. E. P. Jenkins. G. M.and Reinse G. C. (1994): **Time Series Analysis: Forecasting and Control** 3rd Editisn, San Franasco , Holden Day.
11. Folland. C. K. (1990): **Observed Climate Variation and Change "Climate Change**: The IPCC Scientific Assessment,Cambridge University Press.PP195-238.
12. Jonse P. Dand M Hulme.(1996): **Calculating Regional Climate Time Series for Temperature and Precipiation Methods and Illustrations**, International Journal of Climatology, Vol.16, PP361-377.
13. Kelly, P. Mand. P. D. Jones, (1999): **Spatial Patterns of Variability in the Globle Surface Air Temperature data set**. Journal of Geophysical Research,Vol. 104, No. D2027, PP 24237-24256. October 27.
14. Leite, S. Mand, J P, Peixoto (1996): **The Autoregressive Model of Climatological Time Series An Application to the Longest Time Series in Portugal** .International Journal of Climatology,Vol. 16PP. 1165-1173.
15. Sen Zekai, (1998): **Small Sample Estimation of the Variance of Time Averages in Climate Time Series** Internatianal Journal of Climatology,Vol. 18,PP1725-1732.
16. Turkes, M.M.S.U.tku.(1996): **Observed ChangeTemperature inTurky**. International Jouranl of Climatology, Vol. 16.PP463-477.