دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر
فصلنامه‌ی علمی- پژوهشی فضای جغرافیایی

سال دوازدهم، شماره‌ی ۳۸
تابستان ۱۳۹۱، صفحات ۱۴۴-۱۲۷

یداله بلیانی[۱]
غریب فاضل‌نیا[۲]
علی بیات[۳]

تحلیل و مدل سازی دمای سالانه شهر شیراز با استفاده از مدل ARIMA

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۰۹/۲۹ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۰٤/۱۲

چکیده

دما از عمده‌ترین عناصری است که در تعیین نقش و پراکندگی دیگر عناصر اقلیمی تأثیر اساسی داشته و یکی از شاخص‌های اصلی در پهنه بندی و طبقه بندی اقلیمی بشمار می‌رود. برنامه ریزی‌های مبتنی بر روند دما می‌تواند راهگشای بسیاری از مسائل زیست محیطی از جمله شهرسازی، روستایی و کشاورزی باشد؛ لذا به منظور آشکاری سازی چرخه‌های غالب در دمای سالانه شهر شیراز از تکنیک تحلیل طیفی و جهت مدل سازی دما از الگوی آریما (ARIMA) طی دوره آماری ۵۵ ساله (۲۰۰۵-۱۹۵۱) بهره گرفته شد. نتایج مطالعه نشان داد که چرخه‌های ۲/۵ ساله، ۳ ساله و ٤ ساله بر دمای شیراز حاکم است. با مدل سازی دما در خانواده الگوهای آریما، الگوی (ARIMA 1,1,3) به عنوان الگوی بهینه نهایی انتخاب شد. این الگو حدود ۰/۲ درجه سلسیوس افزایش در میانگین دمای سالانه شهر شیراز پیش بینی نمود.

۱- دانشجوی دکتری، دانشگاه تربیت معلم (خوارزمی) تهران.
۲- دانشیار گروه جغرافیای دانشگاه زابل.
۳- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقلیم شناسی.

Email: fazelniya@uoz.ac.ir

کلید واژه‌ها: مدل آریما، دمای سالانه، تحلیل طیفی، شهر شیراز.

مقدمه

دما به عنوان نمایه‌ای از انرژی گرمایی، یکی از عناصر شناخت هوا و اقلیم است. با توجه به تغییرات دریافت انرژی خورشید توسط مختلف زمین، دمای هوا نیز به تبع آن دارای تغییرات زیادی است که به نوبه خود باعث تغییراتی در سایر عناصر هواشناسی شده و وضعیت کلی اقلیم یک منطقه را متأثر می‌سازد. شواهد نشان می‌دهند که آب و هوا در دوره‌های زمانی مختلف دچار دگرگونی‌های اساسی شده است و تغییرات آن موجب به وجود آمدن اثرات محیطی و بلایای طبیعی بیشماری مثل سیل، خشکسالی و وقوع طوفان‌ها شده است. پارامترهای اقلیمی مجموعه‌ای از متغیرهای به هم پیوسته می‌باشند به طوری که براساس یک مکانیزم مشخص تغییر در یکی از متغیرها به ترتیب تغییرات مشابهی را در دیگر متغیرها به وجود می‌آورد. مقداری از انرژی تابشی خورشید توسط عوارض سطح زمین جذب شده، تبدیل به انرژی حرارتی می‌شود. این انرژی به شکل «دما» یا درجه حرارت جلوه می‌کند. در بین عناصر اقلیمی مختلف، دما اهمیت خاصی دارد. گرچه اصلی‌ترین عامل ایجاد دما، انرژی حاصل از جذب تابش کوتاه خورشیدی در سطح زمین است، عوامل دیگری نیز در چگونگی دمای مناطق مختلف سطح زمین مثل ارتفاع، ناهمواری، ابرناکی، جریان‌های اقیانوسی هدایت گرمایی و جابه جایی افقی و عمودی هوا تعیین کننده هستند. بنابراین مطالعه دما و فهم چگونگی اثر آن بر عوامل محیطی و تغییرات آن در طول زمان دارای اهمیت بسزایی است. بدین منظور در این پژوهش سری زمانی دمای سالانه شهر شیراز با استفاده از تکنیک‌های آماری مختلف مورد مطالعه قرار گرفت. برای آشکارسازی چرخه‌های حاکم بر دمای شیراز از تکنیک تحلیل طیفی و جهت مدل سازی از الگوی چندجمله ای و الگوی آریما بهره گرفته شده است.

پیشینه تحقیق

مطالعات فراوانی در زمینه شناخت رفتار دما انجام شده است که به اختصار به چند مورد اشاره می‌شود.

تورکش و همکاران[٤] (١٩٩٦) تغییر پذیری روند میانگین دمای سالانه را در ترکیه مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج بررسی آنها در مقیاس ناحیه‌ای، روند افزایش دمای آنا تولی شرقی و روند کاهش آن در نواحی ساحلی ترکیه در دو دهه اخیر را نشان می‌دهد. باکس و جنکینز[٥] (١٩٧٦) علت استفاده از مدل‌های میانگین متحرک تجمعی خود همبسته را در مطالعه خود، وجود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی با دارا بودن اثر فصل و یا روند عنوان کرده‌اند. سن

4- Turkes et al.
5- Box and Jenkins

زکایی[6] (۱۹۹۸) با تا کید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی، اشاره کرده است که به علت وجود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی نظیر دما، روش مدل سازی آریما از معتبرترین روش‌های بررسی تغییرات اقلیمی است. پرزی‌بیلاک و ویزی[7] (۲۰۰۵) با استفاده از شاخص‌های دمای کانادا به بررسی فراوانی وقوع میانگین درجه حرارت روزانه، سالانه و دامنه تغییرات درجه حرارت و فراوانی وقوع انواع مختلف مشخصه‌های روزانه دما (خیلی گرم، گرم، خیلی سرد و سرد) پرداخته‌اند و سپس وضعیت درجه حرارت دوره ۱۸۱۹ تا ۱۸۵۹ را با وضعیت دمایی دوره ۱۹۶۱ تا ۱۹۵۵ مورد مطالعه و تطبیق قرار داده‌اند. نتایج حاصل نشان داد که در قرن ۱۹ دمای هوا در این کشور به طور متوسط پایین بوده و میانگین دمای سالانه در حدود ۳ درجه سلسیوس کمتر از میانگین دما در قرن ۲۰ می‌باشد. کاستی و همکاران[8] (۲۰۰۵) با استفاده از شاخص نوسان اطلس شمالی (NAOI) به بررسی رابطه بین این شاخص و دمای اروپا و تغییر آب و هوای زمستان در قرن‌های گذشته پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که در زمستان شاخص (NAOI) رابطه مثبتی با دمای اروپا و رابطه منفی با بارش اروپا دارد. طاهری (۱۳۷۷) مدل بندی و پیش بینی دما و بارش یازده ایستگاه هوا شناسی ایران را با استفاده از مدل خود همبسته میانگین متحرک ضربی تا پایان سال ۲۰۰۰ به انجام رسانده است. عساکره و خردمند نیا (۱۳۸۰) به الگوسازی ARIMA برای متوسط دمای سالانه جاسک پرداختند و نشان دادند که دما در طی دوره آماری مورد مطالعه روند افزایشی داشته است. خسروی و همکاران (۱۳۸۲) تغییرات دمای ایستگاه مشهد را در دوره ۱۱۳ ساله با استفاده از مدل رگرسیون نمائی نمایش داده‌اند و تاکید نموده‌اند که روند افزایش دمای مشهد همبستگی معنی داری با تغییرات کره زمین دارد. جهانبخش و ترابی (۱۳۸٦) به بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش ایران در فاصله سال‌های ۱۹٦٦ تا ۱۹۹۵ با استفاده از تحلیل خوشه‌ای و تغییرات حداقل و حداکثر دمای ماهانه و مجموع بارندگی ماهانه پرداخته‌اند. آنها با استفاده از مدل فصلی میانگین متحرک تجمعی ضربی (SARIMA) برای یافتن تغییرات اقلیمی ایستگاه‌ها استفاده کردند. نتایج حاصل از این بررسی‌ها نشان داد که مقادیر حداقل دما در مناطق شمالی (سواحل دریای خزر) و نواحی کوهستانی ایران دارای تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای بوده ولی در مناطق دیگر کشور تغییرات زیادی ندارند.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق سعی بر این است ابتدا چرخه‌های نهان و آشکار دمای سالانه شهر شیراز با استفاده از تکنیک تحلیل طیفی استخراج گردد و سپس با استفاده از مدل آریما بهینه دمای سالانه شهر شیراز مدل سازی شود. برای این منظور

3- Senzekai
7- Przybylak and Vizi
8- Casty et al.

از ایستگاه سینوپتیک شیراز با طول دوره آماری ۵۵ ساله (۲۰۰۵-۱۹۵۱) و با طول جغرافیایی $52^\circ 36' E$ و عرض جغرافیایی $29^\circ 32' N$ و ارتفاع ۱۴۸۴ متر از سطح دریا استفاده گردیده است.

کاربرد روش‌های آماری به منظور شناخت رفتار خطی و غیر خطی عناصر اقلیمی از بهترین شیوه‌های ارزیابی روند دراز مدت اقلیمی است. تابع خود همبستگی $(r(k))$ رابطه خطی موجود میان مشاهدات سری زمانی را که با k وقفه زمانی جدا شده‌اند به شرح زیر محاسبه می‌کند (عساکره، ۱۳۸۶):

$$r_{(k)} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} \left(z_t - \bar{z}\right)\left(z_{t+k} - \bar{z}\right)}{\sum_{t=1}^{n} \left(z_t - \bar{z}\right)^2} \qquad (1)$$

$r(k)$ همیشه بین $+1$ و -1 می‌باشد. مقدار همبستگی در تأخیرهای مختلف به وسیله نموداری به نام همبستگی نگار[9] نشان داده می‌شود. آن دسته از مقادیر $r(k)$ که به عدد 1 نزدیک می‌باشند (یا مثبت بوده و به لحاظ آماری معنی دار باشند) نشان دهنده این نکته هستند که مشاهدات با k وقفه زمانی، تمایل شدید به حرکت با یکدیگر در مسیر خطی با شیب مثبت دارد و آن دسته از مقادیر $r(k)$ که به -1 نزدیک می‌باشند (یا منفی بوده و به لحاظ آماری معنی دار باشند) این مفهوم را در بر می‌گیرند که مشاهدات با k وقفه زمانی تمایلی شدید به حرکت در مسیر خطی و با شیبی منفی داشته و گویای نوسان مقادیر می‌باشند. این ایده از ویژگی‌های خاص سری‌های زمانی اقلیمی ناشی می‌شود. بدین معنی که در سری‌های زمانی اقلیمی معمولاً مشاهدات متوالی مستقل نبوده و به هم وابسته هستند. بنابراین در تجزیه و تحلیل باید ترتیب زمانی مشاهدات را به حساب آورد (شیوا، ۱۳۷۵). میزان خود همبستگی در تأخیر ۱ بیش از تأخیرهای دیگر از نامانایی[10] متأثر می‌شود. از این رو معنی داری خود همبستگی در تأخیر ۱ به بهترین وجهی قادر به ارائه روند است. در بخش‌هایی از این پژوهش از تکنیک فوق بهره جسته‌ایم.

چرخه‌های (نوسانات) یک سری زمانی از داده‌ها را می‌توان به وسیله تکنیک تحلیل طیفی استخراج کرد و نشان داد که چرخه‌ها با چه دوره بازگشتی (و یا با چه احتمالی) بیشترین نقش را دارند. تحلیل طیف اندازه‌ای از توزیع پراش در امتداد تمامی طول موج‌های سری زمانی را گویند. در واقع تکنیک تحلیل طیف، تجزیه پراش یک سری زمانی است. به طور کلی برای استخراج چرخه‌ها توسط تحلیل طیف مراحل زیر انجام می‌شود:

۱ – **تبدیل سری زمانی به فرکانس**: برای تبدیل سری زمانی به فرکانس و محاسبه هارمونیک‌ها بایستی دو پارامتر را حساب کنیم (چتفیلد، ۱۳۸۱):

9- Correlogram
10- Nonstationy

$$a_i = \frac{2}{n}\sum_{t=1}^{n} X_t \cos(\frac{2\pi q}{n}t) \qquad q = 1,2,...,\frac{n}{2} \quad (۲)$$

$$b_i = \frac{2}{n}\sum_{t=1}^{n} X_t \sin(\frac{2\pi q}{n}t) \qquad t = 1,2,..., n \quad (۳)$$

در رابطه فوق q تعداد هارمونیک‌ها (هم سازها) می‌باشد، با توجه به این که در یک سری زمانی یک فراز و یک فرود را یک تناوب گویند بنابراین در یک سری زمانی اگر طول دوره آماری (n) زوج باشد آنگاه تعداد همسازها نصف طول دوره آماری ($q = \frac{n}{2}$) خواهد بود. ولی اگر طول دوره آماری (n) فرد باشد (پژوهش حاضر) آنگاه تعداد همسازها از رابطه ($q = \frac{(n-1)}{2}$) به دست خواهد آمد.

۲ – محاسبه پراش برای فرکانس‌ها

پراش هر یک از فرکانس‌ها (موج‌ها) با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$I(f_i) = \frac{n}{2}(a_i^{\,2} + b_i^{\,2}) \quad (٤)$$

در رابطه فوق وقتی (i=1) حساب می‌شود پراش موج اول که یک افت و خیز دارد (پراش ۱ فرکانس) حاصل می‌شود. به همین ترتیب پراش دو فرکانس، سه فرکانس و الی آخر تا q حساب می‌شود ($q = \frac{n}{2}$).

۳ – ترسیم نمودار دوره نگار طیف: نمودار دوره نگار نموداری است که محور افقی آن بسامد (احتمال) وقوع دوره‌ها و محور عمودی آن مقادیر پراش هر یک از چرخه‌ها را نشان می‌دهد.

٤ – آزمون معنی داری طیف: با استفاده از آزمون، می‌توان گفت که چرخه‌ها با چه دوره بازگشتی معنی دار هستند. برای انجام آزمون به ترتیب زیر عمل می‌شود:

– میانگین طیف محاسبه می‌شود ($\overline{S}$).

– خود همبستگی مرتبه اول برای مشاهدات (سری زمانی داده‌ها) حساب می‌شود (r_1).

– محاسبه طیف برای یک سری تصادفی با مشخصات ($\overline{S}$) و (r_1) سری موجود با استفاده از رابطه زیر:

$$\hat{I}(f) = \overline{S}\left[\frac{1 - r_1^{\,2}}{1 + r_1^{\,2} - 2r_1\cos(\frac{\pi \times i}{q})}\right] \qquad i = 1,2,..., q \quad (٥)$$

بدین ترتیب طیفی که حاصل می‌شود با مشخصات $(\overline{S})$ و (r_1)، نه دارای روند می‌باشد و نه چرخه، برای آزمون ابتدا یک فاصله اطمینان مشخص می‌کنیم. هر کدام از طیف‌های (فرکانس‌ها) سری زمانی خارج از فاصله اطمینان باشند آن چرخه‌ها معنی دار خواهند بود. بدین منظور از آزمون χ^2 استفاده می‌شود. درجه آزادی آزمون از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$df = \frac{2n - \frac{q}{2}}{q} \qquad (٦)$$

با این درجه آزادی و با استفاده از مقادیر جدول χ^2، با یک سطح اطمینان (عموماً ۹۵ درصد)، سطح معنی داری با استفاده از رابطه (زیر) محاسبه می‌شود.

$$sig\ \hat{I}(f) = \frac{\chi^2}{df} \times \hat{I}(f) \qquad (٧)$$

چرخه‌هایی که در آن‌ها مقدار پراش $I(f) \rangle \hat{I}(f)$ باشد معنی دار می‌باشند.

الگوسازی ARIMA

فرض کنید $\{Z_t\}$ فرایند تصادفی محض با میانگین صفر و واریانس σ_Z^2 باشد در این صورت فرایند $\{X_t\}$ میانگین مرتبه q گفته می‌شود اگر (نیرومند و بزرگ نیا، ۱۳۸٦):

$$X_t = \beta_0 Z_t + \beta_1 Z_{t-1} + \cdots + \beta_q Z_{t-q} \qquad (٨)$$

در بالا $\{\beta_i\}$ها مقادیر ثابتی می‌باشند. عبارت بالا فرایند میانگین متحرک از مرتبه q نامیده می‌شود. و به صورت MA (q) نمایش داده می‌شود.

در صورتیکه q برابر ۱ و p برابر صفر باشد، فرایند را میانگین متحرک مرتبه اول گویند و به صورت MA (1) و به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$X_t = Z_t - \theta_1 Z_{t-1} \qquad (٩)$$

فرض می‌کنیم $\{Z_t\}$ فرایندی است تصادفی محض با میانگین صفر و واریانس σ_Z^2 در این صورت $\{X_t\}$ یک فرایند خودهمبسته مرتبه p گفته می‌شود اگر:

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \cdots + \alpha_p X_{t-p} + Z_t \qquad (١٠)$$ یک فرایند

خودهمبسته مرتبه p را به صورت مختصر با AR) p) نمایش می‌دهند. برای p برابر ۱ فرایند خودهمبسته مرتبه اول

می‌گویند و به صورت $X_t = \alpha X_{t-1} + Z_t$ بیان می‌شود. فرایند خودهمبسته با فرایند میانگین متحرک توضیح داده شده همزاد هستند و با ترکیب این دو، فرایند مرکب خودهمبسته میانگین متحرک به وجود می‌آید.

مهم‌ترین فرض در مدل‌های سری‌های زمانی این است که مقدار سری در زمان t و X_t فقط به مقادیر قبلی خود وابسته است و به صورت تصادفی توزیع شده‌اند بعلاوه این وابستگی X_t به مقادیر قبلی خود فرض می‌شود که خطی باشد در این صورت می‌نویسیم:

$$X_t = \emptyset_1 X_{t-1} + \emptyset_2 X_{t-2} + \ldots + \emptyset_p X_{t-p} + Z_t \qquad (۱۱)$$

واضح است که فرایند ایستای حاصل از یک سری ناایستا ی همگن تفاضلی شده، الزاماً یک فرایند تصادفی محض نیست. به طور کلی سری تفاضلی شده $(1-B)^d Z_t$از یک فرایند ایستای ARMA (p,q) پیروی می‌کند. بنابراین

$$\emptyset(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 - \theta_q(B) a_t \qquad (۱۲)$$

که در آن عملگر (AR) ایستای $\emptyset_p(B) = (1 - \emptyset_1 B - \cdots - \emptyset_p B^p)$ و عملگر (MA) وارون پذیر$\theta_q(B) =$ $(1 - \emptyset_1 B - \cdots \theta_q B^q)$دارای ریشه مشترک نیستند. پارامتر θ_0 برای $d=0$ و $d \neq 0$ نقش‌های بسیار متفاوتی را بازی می‌کنند. اگر $d=0$ فرایند اولیه ایستا است. θ_0 به میانگین فرایند وابسته است. یعنی $\theta_0 =$ $\mu(1 - \emptyset_1 - \cdots - \emptyset_p)$ الگوی نا ایستای همگن حاصل در بالا را یک الگوی خودهمبسته جمع بسته میانگین متحرک از مرتبه (p , d , p) می‌نامند که به صورت ARIMA (p , d , p) نشان داده می‌شود.

در اینجا p مرتبه ارتباط سری زمانی با گذشته خود و q مرتبه ارتباط سری با عوامل موثر بر ساخت آن را نشان می‌دهد. بنا بر این بدیهی است که هر چه p,d,q بزرگتر باشد مدل پیچیده‌تر خواهد بود. برای انتخاب یک مدل آزمایشی روش‌های مناسب بررسی می‌شوند: روش اول استفاده از نمودار همبستگی نگار می با شد. تا مقدار d تعیین شود. روش مناسب دیگر استفاده از نمودار روند سری زمانی پارامتر مورد بررسی است. اگر سری زمان (zt) حول یک خط افقی نوسان کند d=0 و الگوی حاصل را ARMA گویند و اگر سری زمانی حول یک خط غیر افقی نوسان کند d=1، اگر حول یک سهمی باشد d=2 والی آخر. البته برای تعین d، مقدار تفاضل طوری قرار داده می‌شود که نمودار سری تفاضلی حاکی از مانائی فرایند آن [wt] باشد. پس از تعین d با استفاده از نمودار همبستگی نگار یک فرایند (ARIMA 0,q) و با توجه به شاخک‌های معنی دار همبستگی نگار جزئی سری فرایند (ARIMA p,0) تعیین می‌شود. سپس هر دو فرایند را با روش زیاد برازاندن و با آزمایش و خطا مورد تعدیل قرار داده، به طوری که در نهایت برای پیش بینی ۹۵٪ دمای سالانه به یک الگوی واحد برسیم که افزودن هیچ پارامتر آن را به‌طور معنی‌دار بهتر نکند و حذف هر پارامتر آن را به‌طور معنی‌دار بدتر کند. گاهی این آزمون و خطا برای یافتن

بهترین مدل ما را به چند الگوی متفاوت رهنمون می‌سازد، بلکه هدف یافتن بهترین مدل انتخابی مابین چند الگوی برازنده سری اقلیمی مورد بررسی می‌باشد. هنگامی که دو یا چند الگو برای انتخاب بهترین مدل داشته باشیم می‌توان از معیار اطلاع آکائیک (AIC) برای تعیین مدل سری زمانی استفاده کرد که هرکدام از دو مدل انتخابی مقدار آکائیک آنها کمینه باشد، مناسب‌تر است. مقدار AIC برای مدل M از رابطه زیر بدست می‌آید.

$$AIC(n) = nl\,n(S_a^{\,2}) + 2(m) \qquad (۱۳)$$

که در آن $S_a^{\,2}$ برآورد حداکثر درستنمائی at و n طول سری (wt) و m تعداد پارامترهای مدل می‌باشد.

ویژگی‌های آماری دمای سالانه شیراز

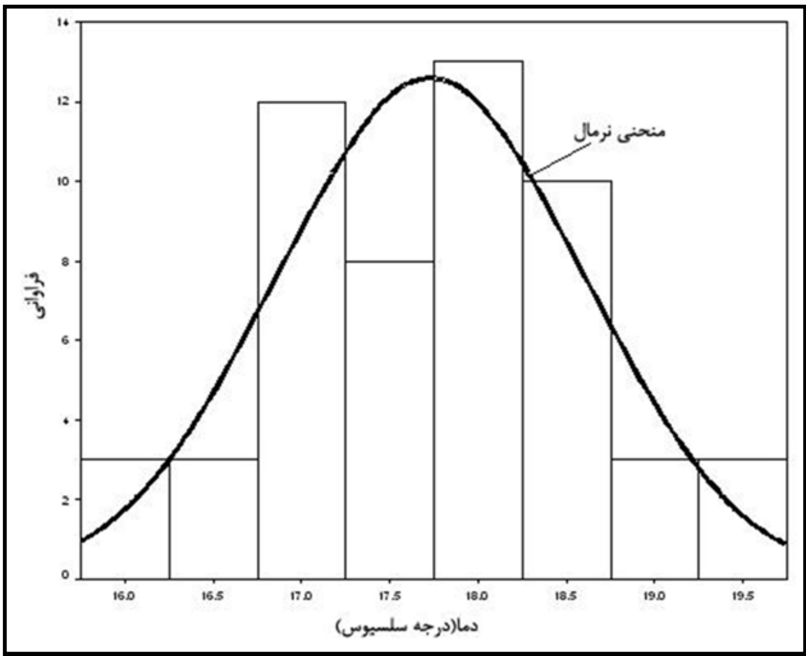
جدول ۱:ویژگی‌های آماری دمای سالانه (به درجه سلسیوس) شهر شیراز

مشخصات آماری	میانگین	میانه	مد	انحراف معیار	واریانس	ضریب تغییرات٪	کشیدگی	چولگی	حداقل دما	حداکثر دما
مقادیر	۱۷/۹	۱۷/۹	۱۷/٦	۰/۸٦	۰/۷٤	٤/۸	۰/۵۹	-۰/٤۳	۱٦	۱۹/۸

همانطور که در (جدول ۱) نشان داده شده است میانگین سالانه دما در شیراز ۱۷/۹ درجه سلسیوس است و با میانه برابر است ولی مد اندکی با این دو شاخص مرکزی فاصله دارد که گویای مقداری انحراف داده‌ها از توزیع نرمال است. با این اوصاف انتظار می‌رود که میانگین دما با توزیع نرمال انطباق بیشتری داشته باشد (علیزاده، ۱۳٦۷). ضریب تغییرات کم معرف پایداری، نظم و ثبات در وردش[۱۱] و افت و خیزهای[۱۲] اقلیمی است و قابلیت اعتماد بیشتر می‌شود. در حالی که ضریب تغییرات بالا معرف ناپایداری و عدم اعتماد است. آشکار است که ضریب تغییرات دمای شیراز نسبتاً کم (٤/۸ درصد) است. میزان چولگی[۱۳] و کشیدگی[۱٤] هر کدام به ترتیب ۰/٤۳- و ۰/۵۹ می‌باشد. ضریب چولگی منفی نشان می‌دهد که دمای شیراز از لحاظ شکل توزیع تمایل به مقادیر بالا دارد. یعنی فراوانی مقادیر بالاتر از میانگین بیش از فراوانی مقادیر پایین‌تر از میانگین است. لازم به توضیح است که مقدار چولگی اگر چه خیلی زیاد نمی‌باشد اما همانگونه که بیان شد انتظار می‌رود که مقادیر داده‌ها روند افزایشی را تجربه کرده باشند. مشخصه کشیدگی برای بیان کشیده یا افراشته بودن منحنی توزیع به کار می‌رود. وقتی ضریب کشیدگی

1- Vardation
12- Fluctuation
13- Skewness
14- Kurtosis

مثبت باشد، مقادیر دادها بیشتر در اطراف میانگین توزیع شده‌اند و هر چه ضریب کشیدگی منفی باشد به اصطلاح منحنی توزیع پخ تر شده و نقاط فاصله بیشتر از میانگین و میانه پیدا می‌کنند. مثبت بودن ضریب کشیدگی دمای سالانه شهر شیراز گویای این است که بیشتر مقادیر دما در اطراف میانگین نوسان دارد. شکل ۱ نمودار بافتنگار دمای سالانه شهر شیراز را نشان می‌دهد.



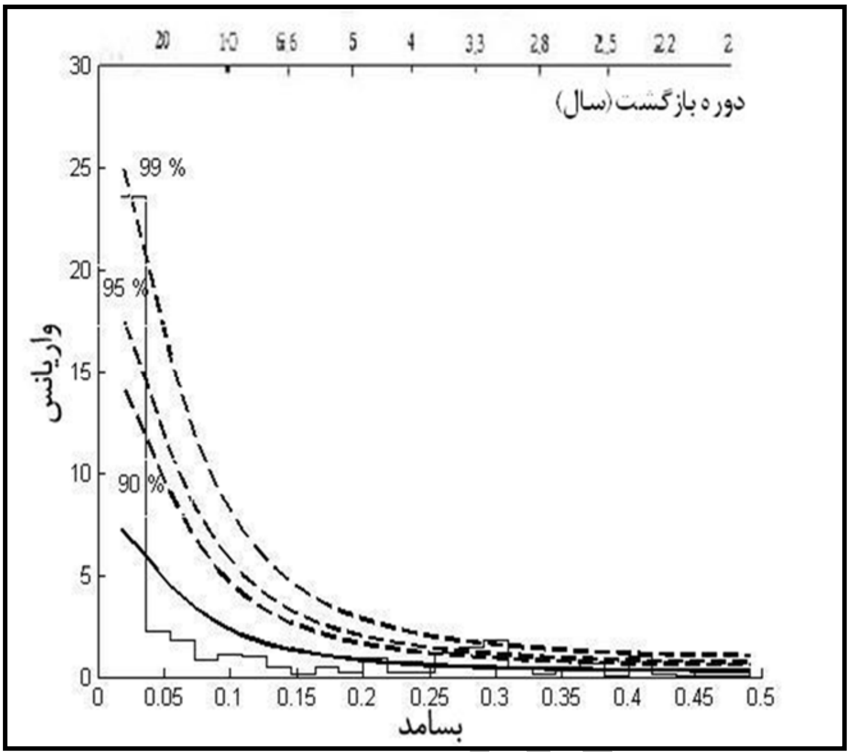
شکل ۱: نمودار بافتنگار دمای سالانه شهر شیراز

برای آشکارسازی چرخه‌های دمای سالانه از تحلیل طیفی بهره گرفته شد. طیف، چگونگی توزیع واریانس بین دامنه پیوسته‌ای از بسامدها را نشان می‌دهد. بنابراین طیف را می‌توان به صورت تجزیه واریانس یک فرایند تفسیر نمود. نموداری که مقادیر $I(f_i)$ را در مقابل $\hat{I}(f)$ نشان دهد دوره نگار[15] نامیده می‌شود. دوره نگار نسبتی از توزیع واریانس در فرکانس‌های بنیادی و برآوردی پر افت و خیز از طیف است. بنابراین از نمودار طیفی دو استنباط می‌توان حاصل نمود. یک استنباط مربوط به شکل طیف و دیگری معنی داری آماری آن است: اگر سری تصادفی باشد شکل طیف یک خط افق خواهد بود. یعنی تمامی برآوردهای طیف به یک مقدار ختم شده و فرکانس تمامی مقادیر یکسان است. وجود یک قله در طیف سهم واریانس را از مؤلفه‌های فرکانس نشان می‌دهد. بدین ترتیب دامنه هر چرخه به وسیله برجستگی آن نمایان می‌شود. برای موج‌های سینوسی در سری زمانی، طیف مربوطه حاوی یک

1.Periodogram

اوج تیز در یک طول موج متناسب با طول موج سینوسی خواهد بود. اگر یک دوره منظم اما غیر سینوسی در سری زمانی باشد، طیف نه تنها یک اوج در طول موج پایه‌اش خواهد داشت بلکه اوج‌های دیگری در یک یا چند همساز بالاتر طول موج‌های پایه‌ای نشان خواهد داد. اگر نیم چرخه یا ریتم نامنظم در سری زمانی باشد، طیف به شکل کوهانی نسبتاً گسترده نمایش داده می‌شود. اگر سری نامانا باشد، یعنی هر سری زمانی بلافاصله از مقدار قبلی خود متأثر شود، طیف در تمامی طول موج‌ها کشیده می‌شود. به عبارت دیگر میزان طیف از طول موج‌های بزرگ‌تر تا کوچک‌تر کشیده می‌شود و به صورت توانی کاسته می‌شود (بیات، ۱۳۸۹).

شکل ۲ نمودار دوره نگار دمای شهر شیراز را نشان می‌دهد. معنی داری چرخه‌ها در سه سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد مورد آزمون قرار گرفته است. محور افقی پایین فرکانس (فراوانی) چرخه‌ها را نشان می‌دهد. محور افقی بالا دوره بازگشت همسازها (چرخه‌ها) را نمایش می‌دهد و محور عمودی برآورد طیف (واریانس) را نمایش می‌دهد. خط شکسته، طیف (میزان واریانس) به ازای فرکانس (زمان) های مختلف می‌باشد. از مشاهده شکل ۲ می‌توان استنباط نمود که سری زمانی دمای شیراز به شدت ناماناست چرا که میزان طیف از یک طول موج بزرگتر به صورت توانی کاسته شده و شکل کشیده به خود گرفته است. در سطح ۹۰ درصد اطمینان همسازهای ۱، ۱٤، ۱٥، ۱٦ و ۲۲ معنی‌دار هستند. همساز ۱ با فرکانس ۰/۰۱۸۲ و دوره بازگشت حدود ۵۵ سال بیش از ۵۸ درصد از واریانس کل طیف‌ها را به خود اختصاص داده است و دامنه خیلی زیادی در مقایسه با سایر همسازها دارد. از همساز دوم، واریانس و دامنه طیف‌ها به شدت افت پیدا کرده‌اند. با توجه به این که دوره بازگشت همساز اول برابر با طول دوره آماری می‌باشد بنابراین این همساز (چرخه) را می‌توان به وجود روند قوی و یا جهش‌های زیاد در سری زمانی دمای شیراز نسبت داد. فرکانس همسازهای ۱٤، ۱٥، ۱٦ و ۲۲ به ترتیب برابر با ۰/۲٥٤٥، ۰/۲۷۲۷، ۰/۲۹۰۹ و ۰/٤ می‌باشد. در سطح ۹۵ درصد اطمینان دو چرخه معنی دار یعنی همسازهای ۱ و ۱٦ وجود دارد. فرکانس این همسازها به ترتیب ۰/۰۱۸۲ و ۰/۲۹۰۹ می‌باشد. دوره بازگشت این همسازها به ترتیب برابر ۵۵ سال و ۳ سال است. با توجه به اینکه همساز اول به وجود روند در داده‌ها نسبت داده می‌شود بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بر دمای سالانه شیراز در سطح ۹۵ درصد اطمینان چرخه‌های ۳ ساله حاکم است. به عبارت دیگر دماهای همسان حدوداً هر ۳ سال تکرار شده‌اند. در سطح ۹۹ درصد اطمینان نیز فقط همساز ۱٦ یعنی چرخه‌های ۳ ساله معنی دار است.

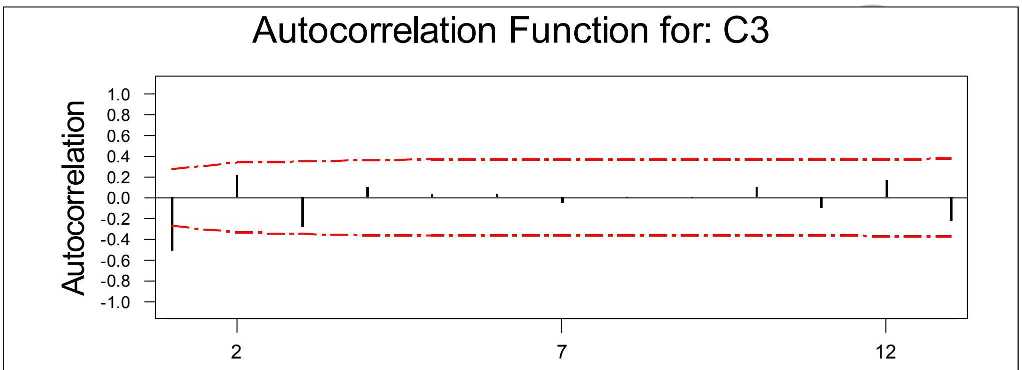


شکل ۲: نمودار دوره نگار دمای سالانه شهر شیراز (۲۰۰۵-۱۹۵۱)

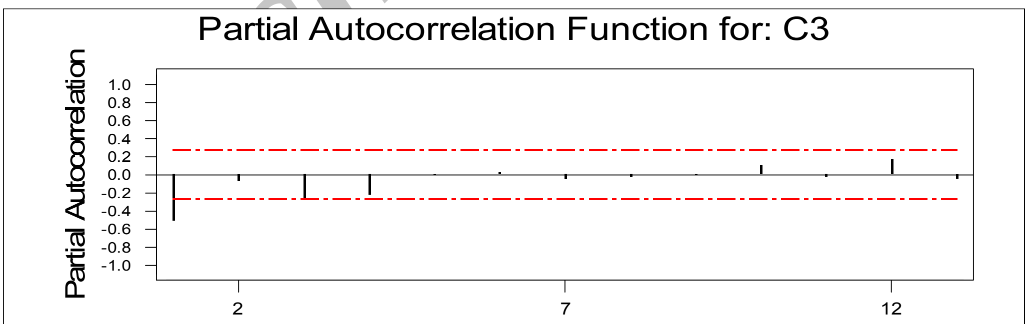
مدل سازی ARIMA برای پیش بینی متوسط درجه حرارت سالانه شیراز

برای مدل سازی و جهت ایستاسازی ابتدا تفاضل مرتبه ۱ را انجام می‌دهیم (d=1). در این صورت سری تفاضل شده چنین نمایش داده می‌شود $wt = (1 - B)^1 zt$. سپس برای تعیین مرتبه q نمودار خودهمبستگی نگار و برای تعیین مرتبه p نمودار خودهمبستگی نگار جزئی سری تفاضلی شده ترسیم می‌شود. شکل ۳ نمودار همبستگی نگار و نیز همبستگی نگار جزئی سری تفاضلی شده را نشان می‌دهد. بر اساس نمودار خودهمبستگی نگار شاخک اول و بر اساس نمودار خودهمبستگی نگار جزئی شاخک سوم معنی دار است. بر اساس شاخک‌های معنا دار الگوی (۰، ۱، ۱) ARIMA، یعنی الگوی $wt = \phi wt - 1 + at$ برای مدل سازی انتخاب و الگوی اول را مورد آزمایش و خطا قرار می‌دهیم تا از میان این الگو و الگوی انتخابی همبستگی نگار جزئی (۳، ۱، ۰) بهترین کاندید را انتخاب کنیم. در ابتدا مدل (۰، ۱، ۱) ARIMA را مورد آزمایش قرار می‌دهیم. اگر قدر مطلق (t) بزرگتر از ۱/۹٦ باشد، نتیجه نشان از معنی داری مدل بوده و مدل را با روش زیاد برازاندن مورد تعدیل قرار داده تا جایی که مدل نهایی انتخاب و افزودن و حذف هر پارامتری مدل را بدتر کند. با توجه به اینکه $[t] > 1/96$ است ϕ_p حضوری معنا دار دارد. در اینجا منظور از ϕ_p همان عدد انتخابی بر اساس نمودار همبستگی نگار شکل (۳) است، که با توجه به اینکه شاخک اول به سطح معنا داری برخورد کرده آن را انتخاب می‌کنیم. مقدار t برآورد شده برای این الگو ۷/۹٦- می‌باشد پس ϕ_p

حضور معنا داری دارد. حال با اضافه کردن مقدار ثابت[16] θ_0 می‌خواهیم بدانیم که آیا افزودن پارامتر ثابت θ_0 مدل را به طور معنا دار بهتر می‌کند یا خیر؟ یعنی الگوی $wt = \phi wt_{-1} + \theta_o + at$ را بررسی می‌کنیم. مدل ارائه شده با اضافه شدن مقدار ثابت ۰/۰۰۳۱ و قدر مطلق $[t]$< ۰/۱۰- می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار ثابت مدل را بهبود نمی‌بخشد و قدر مطلق $[t]$ کوچکتر از سطح معنی داری است، پس فرض $\theta=0$ در مقابل $\theta \neq o$ پذیرفته می‌شود و θ_o از مدل کنار گذاشته می‌شود.



Lag	Corr	t	LBQ	Lag	Corr	t	LBQ
1	-0.51	-3.78	15.06	8	-0.00	-0.02	23.23
2	0.21	1.27	17.74	9	-0.01	-0.05	23.24
3	-0.28	-1.61	22.32	10	0.10	0.53	23.88
4	0.10	0.54	22.91	11	-0.10	-0.56	24.62
5	0.03	0.19	22.99	12	0.17	0.90	26.60
6	0.03	0.18	23.06	13	-0.23	-1.22	30.44
7	-0.05	-0.28	23.23				



Lag	PAC	t	Lag	PAC	t
1	-0.51	-3.78	8	-0.03	-0.19
2	-0.07	-0.50	9	-0.01	-0.05
3	-0.27	-1.96	10	0.10	0.72
4	-0.22	-1.62	11	-0.03	-0.21
5	-0.01	-0.06	12	0.16	1.21
6	0.02	0.18	13	-0.04	-0.29
7	-0.05	-0.38			

شکل ۳: نمودار همبستگی نگار و همبستگی نگار جزیی سری تفاضلی دمای سالانه شیراز D=1

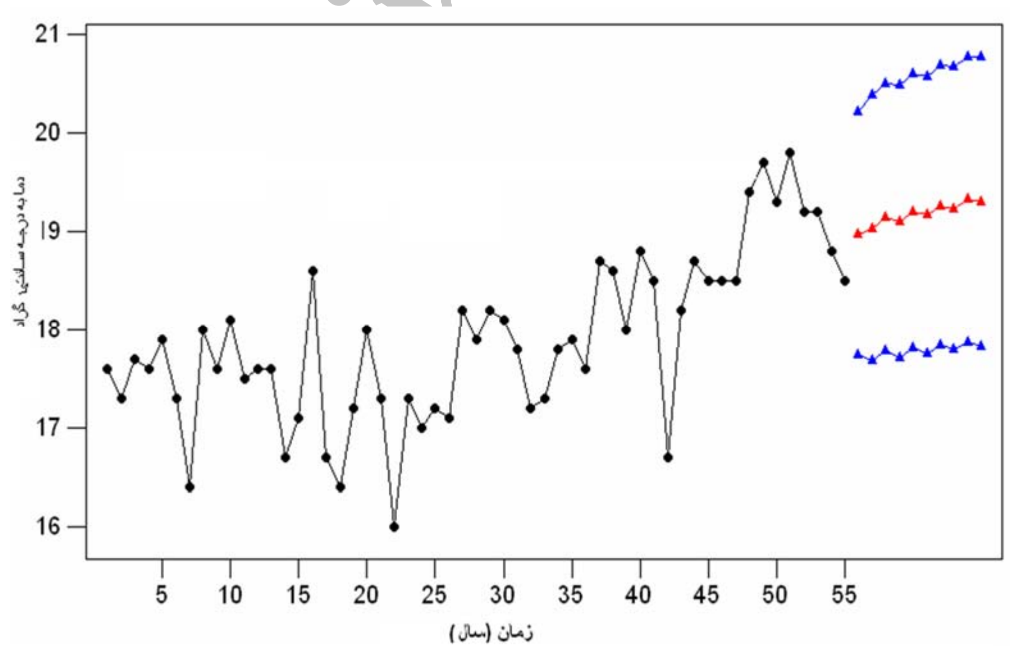
16 -Constant

حال مقدار $\phi\rho$ بدون اقتباس مقدار ثابت انتخاب می‌کنیم. یعنی الگوی $wt = \phi wt_{-1} - \theta_1 a_{t-1}$ را بررسی می‌کنیم. مقدار برآورد شده برای الگوی انتخابی $t < 2/52$ است. پس $\phi\rho$ حضور معنی دار دارد. بار دیگر $\phi\rho$ را با مقدار ثابت ۰/۰۰۳۹ مورد آزمون قرار می‌دهیم تا به الگوی مورد نظر دست یابیم. یعنی الگوی $wt = \phi wt_{-1} + \theta_0 - \theta_2 a_{t-1}$ را با فرایند (۳، ۱، ۰) بررسی می‌کنیم. با استفاده از نرم افزار مینی تب t بدست آمده ۰/۳۱ می باشد. لازم به ذکر است که t مورد نظر بدون مقدار ثابت ۲/۵٦ است. پس مقدار ثابت را از مدل مورد نظر حذف می‌کنیم. در ادامه میزان θ_1 را آزمایش می‌کنیم تا ملاحظه شود که آیا میزان مورد نظر مدل را بهتر می‌کند یا خیر؟ با توجه به کو چکتر بودن مقدار θ از قدر مطلق t =/٤۰ فرض $\theta_1 \equiv 0$ در مقابل $\theta_1 \neq 0$ پذیرفته می‌شود. بار دیگر جهت انتخاب، پیش بینی و آینده نگری دمای سالانه مقدار $\theta 2$ را بدون احتساب مقدار ثابت مورد آزمون و خطا قرار می‌دهیم، مقدار t به دست آمده ۲/۵٦ می‌باشد. مقدار θ_3 نیز با میزان ۰/۳۰ مدل احتمالی را نیز بهبود نمی‌بخشد با توجه به انتخاب مقادیر مختلف برای θ_1 تا θ_3، الگوی (۲، ۱، ۳) و بزرگتر بودن مقدار قدر مطلق از سطح معنی‌داری بهترین مدل انتخابی با احتساب مقدار ثابت ۰/۳۲، مدل حاضر که آن را m_1 می‌نامیم می‌باشد و کاندید مناسبی برای سری زمانی مورد مطالعه است. در ادامه بر اساس نمودار همبستگی نگار جزئی (wt) با توجه به اینکه شاخک سوم معنی دار است از الگوی (۳، ۱، ۰) ARIMA شروع می‌کنیم. مدل انتخابی برای این الگو $zt = \phi z_{t-1} + at$ می‌باشد. مقدار t برآورد شده برای الگوی دوم ۰/٤۰ می‌باشد. حال ببینیم اضافه کردن مقدار ثابت $\theta = 0$ مدل را بهتر می‌کند یا خیر؟ یعنی الگوی $zt = \phi z_{t-1} + \theta_o + at$ را بررسی می‌کنیم. با توجه به احتساب مقدار ثابت ۰/۰۲۵، t برآورد شده ۰/۳۱- بوده، لذا فرض $\theta_o = 0$ در مقابل $\theta_o \neq 0$ پذیرفته می‌شود. پس مقدار ثابت را فعلاً از مدل حذف می‌کنیم. حال ببینیم ϕ_1 حضور معنی دار دارد، یعنی الگوی روبرو را با فرایند (۱، ۱، ۳) ARIMA بررسی می‌کنیم. $zt - z_{t-1} = \phi_1(z_{t-1} - z_{t-2}) + at - \theta_1 a_{t-1}$ با توجه به اینکه ۲/۵٦ > t می‌باشد، فرض $\phi_1 = 0$ در مقابل $\phi_1 \neq 0$ رد می‌شود. بنابراین ϕ_1 حضور معنی دار دارد. یعنی الگوی انتخابی به صورت (۳، ۱، ۱) ARIMA است. حال ϕ_2 را برای مدل انتخاب کرده و برای تعیین بهترین مدل سری زمانی الگوی زیر را بررسی می‌کنیم. $zt = \phi z_{t-1} + at - \theta_1 a_{t-1}$ با توجه به اینکه ۱/٦۳ > t است، لذا فرض $\phi_2 = 0$ در مقابل $\phi_2 \neq 0$ پذیرفته می‌شود. پس $\phi_۲$ حضور معنی داری ندارد باز میزان ϕp را اضافه می‌کنیم تا ملاحظه کنیم که الگوی انتخابی بهتر

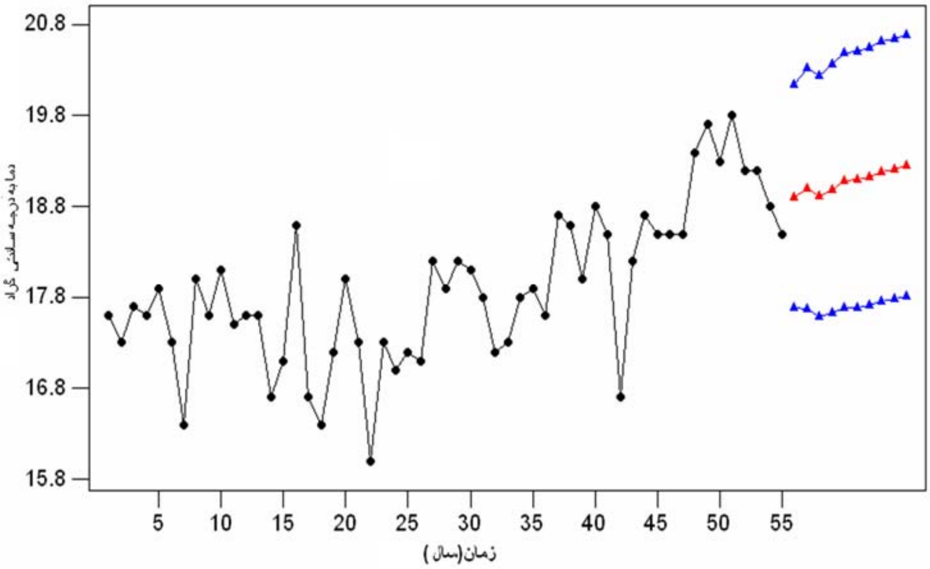
خواهد شد یا خیر ؟با توجه به اینکه میزان t برآورد شده ۰/۳۰- می‌باشد پس پارامتر ϕ_2 تا ϕ_3 حضور معنی داری ندارند. با اضافه شدن مقدار ثابت ۰۰۳۹/۰ به مدل (۳، ۱، ۱) ARIMA، t به دست آمد۰/۸۶ می‌باشد با توجه به اینکه θ_oمدل انتخابی را بهتر نمی‌کند کاندید (۳، ۱، ۱) ARIMA را بنام الگوی نهایی m2 می‌نامیم. در ادامه از بین کاندیدای انتخابی مقادیر AIC هر دو مدل را بررسی می‌کنیم تا مشخص شود کدام یک از دو الگوی انتخابی برای پیش بینی مناسب‌تر است. مقادیر AIC برای دو مدل انتخابی به صورت زیر بر آورد شده است:

$$M1=55\ln(0.84)+2(3)=6.25$$
$$M2=55\ln(0.69)+2(3)=5.27$$

با توجه به کمینه مقدار آکائیک m_2 و پیش بینی ۱۰ ساله با حدود اطمینان ۹۵% و با توجه به شکل‌های٤ و ۵، به نظر می‌رسد که نمودار m_2 در آینده نگری بهتر از m_1 عمل می‌کند و به طور شهودی می‌توان دریافت که $m2$ در پیش بینی مناسب‌تر می‌باشد. در نهایت با توجه به بررسی حاضر و با استفاده از مدل آماری مذکور مشاهده می‌کنیم که دمای سالانه شهر شیراز با خیزی نسبتاً چشمگیر روندی افزایشی را تا سال ۲۰۱۵ میلادی از خود نشان می‌دهد و با اذعان به مورد تغییر اقلیم جهانی می‌توان به خوبی به این موضوع پی بر د که تغییر دمای سالانه شیراز روندی همگام با تغییر اقلیم جهانی و پدیده گرم شدن کره زمین دارد.



شکل (۵) پیش بینی ۱۰ سال آینده دمای سالانه با سطح اطمینان ۰. ۹۵درصد مدل۲، ۱، ۳



شکل (٦) پیش بینی ۱۰ سال آینده دمای سالانه با سطح اطمینان ۹۵/ مدل۳، ۱، ۱

جدول۲: مقادیر پیش بینی دمای سالانه (به درجه سانتی‌گراد) شهر شیراز طی ۱۰ سال آینده مدل۳-۱-۱

	95 Percent Limits		
Period	Forecast	Lower	Upper
۲۰۰٦	۱۸/۸	۱۷/۳	۲۰/۳
۲۰۰۷	۱۸/۸	۱۷/۲	۲۰/٤
۲۰۰۸	۱۸/۹	۱۷/۱	۲۰/۷
۲۰۰۹	۱۸/۹	۱۷/۱	۲۰/۷
۲۰۱۰	۱۸/۹	۱۷	۲۰/۸
۲۰۱۱	۱۸/۹	۱۷	۲۰/۹
۲۰۱۲	۱۹	۱۷	۲۱
۲۰۱۳	۱۹	۱٦/۹	۲۱
۲۰۱٤	۱۹	۱٦/۹	۲۱/۱
۲۰۱٥	۱۹/۱	۱٦/۹	۲۱/۲

نتیجه‌گیری

استفاده از روش سری‌های زمانی در بررسی تغییر اقلیم و آشکار سازی عناصر اقلیمی جایگاه ویژه‌ای در پژوهش‌های اقلیمی دارا می‌باشد. بکار گیری تکنیک‌های آماری خصوصاً مدل آریما ابزاری سودمند در بررسی روند

تغییرات دما و سایر عناصر اقلیمی است؛ لذا با استفاده از این رویه چند روش پارامتری معرفی نموده و از داده‌های دمای ۵۵ ساله برای بررسی و پیش بینی دمای سالانه و با استفاده از روش تحلیل سری‌های زمانی و مدل ARIMA استفاده گردیده است. براساس آزمون کولمو گروف اسمیرنوف مشخص شد که دمای سالانه شهر شیراز از توزیع نرمال برخوردار می‌باشد. در ادامه و با استفاده از مدل آریما به مدل سازی دمای سالانه شیراز به روش تفاضل گیری اقدام گردید که تفاضل d=1 به عنوان روند خطی و مفروض برای ارائه الگوهای مناسب مورد استفاده قرار گرفت. سپس براساس این رویکرد دو مدل (۳، ۱، ۲) ARIMA و (۳، ۱، ۱) ARIMA پس از آزمون و خطا و روش زیاد برازاندن برای پیش بینی با حدود ۹۵٪ اطمینان انتخاب شد که بر اساس کارایی دو مدل و با کسب اطلاع از کمینه معیار آکائیک دو مدل انتخابی، مدل (۳، ۱، ۱) ARIMA با مقدار آکائیک کمتر به میزان ۵/۲۷ به عنوان مدل مناسب جهت پیش بینی دمای سالانه تا ۲۰۱۵ میلادی تعیین گردید که تفاضل d=1 نشان از یک روند افزایشی در دما طی ۱۰ سال آینده دارد. اگرچه گرمایش اخیر واقعیتی است که با آن مواجه بوده‌ایم اما به دلیل طول دوره سنجش و اندازه گیری مستقیم عناصر اقلیمی، نمی‌توان این واقعیت را قطعی و پایدار دانست. چرا که وجود فازها، چرخه‌ها و رویدادهای تصادفی مختلف در اقلیم گویای این حقیقت است که برخی از نوسانات با دوره‌ای ثابت و نیز برخی طی دوره‌های نامشخص روی می‌دهند. از این جهت وجود روند درازمدت مستمر را در سری‌های اقلیم مورد تردید قرار می‌دهند. برای مثال اگر طول یک سری اقلیمی کوتاه‌تر از طول موج حاکم بر روند باشد داده‌ها بدون تغییر به نظر خواهند رسید و یا ممکن است مقادیر مربوط به بخشی از یک فاز (افزایش یا کاهشی) یا چرخه بوده و از آن وجود روند استنباط گردد. با این وصف برنامه ریزی برای وضعیت موجود تنها از طریق آن امکان پذیر خواهد بود. با توجه به توضیحات بالا و روش‌های بکار گرفته شده در این نوشتار می‌توانیم استنباط کنیم که دمای سالانه شهر شیراز با خیزی نسبتاً چشمگیر روندی افزایشی را طی سال‌های آینده از خود نشان می‌دهد.

منابع

۱- بیات، علی (۱۳۸۹). «تحلیل سری‌های زمانی بارش سالانه شهر زنجان»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه زنجان.

۲-جهانبخش، س، ترابی، س (۱۳۸٦)، «بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران»، دانشگاه تبریز، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی***، شماره ٧٤.

۳- چتفیلد، سی، (۱۳۸۱)، «***مقدمه‌ای بر تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی***»، ترجمه حسنعلی نیرومند و ابوالقاسم بزرگ نیا، انتشارات فردوسی مشهد.

٤- خسروی، م، جاودانی، خ، محمدی نیا قرائی، س، (۱۳۸۲)، «بررسی انطباق سری‌های زمانی دمای مشهد با نوسانات دمای کره زمین»، مجموعه مقالات سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم.

٥- خردمند نیا، م، عساکره، ح (۱۳۸۰)، «الگو سازی RIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک». سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی دانشگاه اصفهان، واحد خوانسار.

٦- شیوا، ر، (۱۳۷٥)، «***پیش بینی سری‌های زمانی***»، انتشارات موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

۷- طاهری، م، (۱۳۷۷)، «مدل‌بندی میزان دما و بارش در ۱۱ ایستگاه هواشناسی ایران و پیش بینی تا سال ۲۰۰۰»، معاونت آموزشی و پژوهشی سازمان هواشناسی کشور با تهران.

۸- علیزاده، ا، (۱۳٦۷)، «***اصول هیدرولوژی کاربردی***»، مشهد، انتشارات آستان قدس رضوی، ص ٤٢٤.

۹-عساکره، ح، (۱۳۸٦)، «بررسی آماری دمای سالانه تبریز»، ***اندیشه جغرافیایی***، دانشگاه زنجان، شماره اول.

۱۰- نیرومند، حسینعلی و ابوالقاسم بزرگ‌نیا، ۱۳۸٦، «سری‌های زمانی»، دانشگاه پیام نور.

11- Turkes, M. M. S. U. Tku, (1996), "Observed Change Temperature in Turkey", ***International Journal of Climatology***, Vol. 16. PP 463-477.

12- Box. G. E. P. JenKins. G. M. And Reinse G. C. (1994), "***Time series Analsis: Forecastinq and control***", Editisn, San Franasco, Holden Day.

13- Sen Zekai, (1998), "Small Sample Estimation of the Variance of Time Avreqes in Climate Time series", ***international Journal of climatoloqy***, Vol. 18, PP1725-1732.

14- Casty. C, Wanner, H, Luterbachea. J. Esper. J. Hohm. R, (2005), "Temperature and precipitation variability in the European ALPS Since 1500", ***international journal of Climatology***, page, 1855-1880.

15- Przybylak, R. A, Vizi, z. s, (2005), "Air Temperature changes in the Canadian arctic from the early instrumental period to modern times", ***international journal of climatology***, 1149-1171.