

## تحلیل و مدل سازی آماری میانگین دمای سالانه ایستگاه گرگان (۱۹۵۶-۲۰۰۵)

### فاطمه ستوده

دانشجوی دکتری اقلیم شناسی سینوپتیک، دانشگاه خوارزمی تهران

### چکیده

روش های آماری ابزاری مفید جهت شناخت رفتار متغیرهای اقلیمی هستند. در این مطالعه برای شناسایی رفتار میانگین سالانه دمای گرگان طی دوره آماری ۱۹۵۶ تا ۲۰۰۵ از تکنیک های آماری شناخت روند، نوسان و افت و خیز استفاده شده است. آزمون Run test با خطای ۰/۰۵ نشان داد که داده های میانگین دمای سالانه تصادفی هستند. نتایج آزمون های تعیین روند همبستگی پیرسون، اسپیرمن و من - کندال و همچنین رگرسیون خطی نشان داد که سری زمانی میانگین دمای سالانه گرگان روند معنی داری ندارد. برای پیش بینی تداوم و توالی سال های با دمای بالاتر از میانگین (ناهنجاری دمایی) از مدل زنجیره مارکوف استفاده شد. با آزمون اعمال شده بر ماتریس تغییر حالت داده های میانگین دمای سالانه، دو حالت و چند حالت بودن آن مورد پذیرش قرار نگرفت. همچنین تکنیک تحلیل طیفی جهت تعیین افت و خیزهای موجود در دما نیز اعمال شد که نتایج حاکی از عدم وجود روند است. در بازه اطمینان ۹۵٪ در تکنیک تحلیل طیفی چرخه ی ۲۰ با دوره بازگشت کوتاه مدت ۲/۵ ساله معنی دار است که می توان آن را به نوسانات شبه دوسالانه نسبت داد. برای پیش بینی رفتار میانگین دمای سالانه گرگان از مدل های ARIMA استفاده شد، در این روش سه الگو به عنوان الگوهای اولیه برازش داده شد. آزمون آکاییک (AIC) نشان داد که الگوی سوم (۱، ۱، ۰) ARIMA بهترین انتخاب برای پیش بینی دما است و بر همین اساس برای ۱۰ سال آینده (۲۰۱۵-۲۰۰۶) با بازه اطمینان ۹۵٪ پیش بینی دما صورت گرفت.

**واژگان کلیدی:** تحلیل طیفی، زنجیره مارکف، گرگان، مدل آریمای، میانگین دما.

## مقدمه

امروزه در محافل علمی و نیز سیاسی جهان آنچه بیش از سایر مسائل، ذهن اندیشمندان و سیاستمداران را به خود معطوف نموده، مسئله تغییر اقلیم یا به بیانی دیگر گرمایش جهانی است. این پدیده، تهدیدی برای حیات بشر، ساختار و پویایی جوامع و همچنین محیط زیست کره زمین است. افزایش گازهای گلخانه‌ای با دو منشأ طبیعی و انسانی منجر به تغییر اقلیم و افزایش میانگین دمای جهان شده است. پژوهشگران بسیاری در این زمینه با استفاده از تکنیک‌های آماری رفتار عناصر اقلیمی را مطالعه و پیش‌بینی کرده‌اند. مطالعه تاثیر تغییر اقلیم بر روی منابع آب در جنوب تایوان، بر اساس روش من - کندال بر روی متوسط دما و بارش روزانه (پائو و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲). بررسی جریان رسوب رودخانه لانگچانگ با استفاده از آزمون من - کندال نشان داد که افزایش معنی‌داری در جریان رسوبات از ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۱ وجود دارد (ژیو و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۴). استفاده از مدل‌های ARMA و SARIMA و شاخص SPI برای پیش‌بینی خشکسالی نشان می‌دهد که این مدل‌ها برازش خوبی با داده‌های واقعی تا ۲ ماه دارند. بنابراین این مدل‌ها می‌توانند برای پیش‌بینی خشکسالی حدوداً ۲ ماهه استفاده شوند (میشرا و دیسای<sup>۳</sup>، ۲۰۰۵). در مطالعه بارش ماهانه عمان با استفاده از مدل ARIMA، دو مدل مناسب برای پیش‌بینی مدل‌های (۱، ۱، ۰) و (۰، ۱، ۰) ARIMA بدست آمد (مومانی و نایل<sup>۴</sup>، ۲۰۰۹). با استفاده از مدل‌سازی آریما متوسط دمای ماهانه تبریز برای دوره ۴۰ ساله، الگوی فصلی - ضریبی (۱، ۱)۱۲، (۰، ۱، ۰) ARIMA به عنوان مدل مناسبی انتخاب شد (جهانبخش و باباپورباصر، ۱۳۸۲). مطالعه تأثیرات الگوهای ارتباط از دور نیمکره‌ی شمالی بر شدت و گستره‌ی خشکسالی‌ها با استفاده از روش SPI و مدل رگرسیون چند متغیره نشان داد که مدل رگرسیون چند متغیره سالانه قادرند بیش از ۷۰ درصد از تغییرات SPI را توجیه نمایند (خسروی، ۱۳۸۲). کاربرد مدل فوریه برای متوسط دمای ماهانه مشهد، با یک مدل برازش یافته بر اساس همساز یک صدو ششم، گویای عدم وجود روند در دمای مشهد در سطح ۰/۰۱ اطمینان است (غیور و عساکره، ۱۳۸۴). از زنجیره مارکف

مرتبه اول و نمایه SPI در مقیاس ۳ و ۶ ماهه، برای بررسی و مطالعه احتمال وقوع و گسترش خشکسالی در استان سیستان و بلوچستان استفاده شد (رضیئی و همکاران، ۱۳۸۶). در این پژوهش تلاش می‌شود رفتار بلند مدت و دوره‌ای میانگین دمای سالانه ایستگاه گرگان طی یک دوره ۵۰ ساله مطالعه شود.

## داده‌ها و روش‌ها

سری‌های زمانی بر اساس سه مولفه اصلی روند، نوسان و افت و خیز شکل می‌گیرند. این سه مولفه ساختار اصلی سری‌های زمانی را به صورت آشکار و نهان تشکیل می‌دهند. روش‌های بسیاری برای شناسایی و استخراج روند در سری‌های زمانی از جمله من - کندال، خود همبستگی، میانگین متحرک و بسیاری روش‌های دیگر وجود دارد. هدف از این پژوهش نیز، مطالعه این سه مولفه و مدل‌سازی میانگین دمای سالانه ایستگاه گرگان طی دوره آماری ۱۹۵۶ تا ۲۰۰۵ (۵۰ سال) است. برای دستیابی به این هدف از تکنیک‌های آماری تحلیلی و مدل‌سازی ARIMA استفاده شده است. ایستگاه گرگان در عرض جغرافیایی ۳۶ درجه و ۵۱ دقیقه و طول جغرافیایی ۵۴ درجه و ۱۶ دقیقه و در ارتفاع ۱۳/۳ متر از سطح دریا واقع شده است.

در ابتدا برای کنترل کیفیت داده‌ها از روش  $\bar{X}$  و  $\bar{R}$  و رسم نمودار آن‌ها استفاده شد.  $\bar{X}$  و  $\bar{R}$  از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شود:

$$UCL, LCL = \bar{X} \pm \frac{3}{d_2} \bar{R} \quad (1)$$

$$CL = \bar{X} \quad \text{که در فرمول بالا}$$

$$\bar{X} = \frac{\sum \bar{X}_i}{n}$$

$$\bar{R} = \frac{\sum \bar{R}_i}{n} \quad \text{می باشد.}$$

نمودار  $\bar{R}$  برای تعیین حدود کنترل از انحراف معیار استفاده می‌شود و از فرمول زیر بدست می‌آید (عساکره، ۱۳۸۴):

$$CL = \bar{R} \quad (2)$$

$$UCL, LCL = \bar{R} \pm 3d_3 \frac{\bar{R}}{d_2}$$

داده‌ها از زنجیره مارکوف دو حالت پیروی نمی‌کنند (عساکره، ۱۳۸۷).

سری‌های زمانی حاوی موج‌ها و نوسانات تدریجی و نهفته‌ایست که با روش‌های ساده قابل استخراج نیست. تکنیک تحلیل طیفی از جمله ابزارهای مفید و پیچیده در شناسایی و استخراج این موج‌ها و نوسانات نهفته و آشکار در سری زمانی است. تحلیل طیفی، سری‌های زمانی را به سری‌های فرکانسی تبدیل می‌کند. تبدیل یک سری زمانی تناوبی به طول  $n$  را می‌توان به فرم زیر نوشت:

$$z_t = a_i + \sum_{i=1}^q (a_i \cos 2\pi f_i t + b \sin 2\pi f_i t) \quad (6)$$

که  $z_t$  عنصر اقلیمی مورد بررسی در زمان  $t$  و  $f_i$  فراوانی تکرار مشاهدات است و با  $f_i = \frac{i}{n}$  نشان داده می‌شود. در اینجا  $i=1, 2, \dots, q$  است (غیور و عساکره، ۱۳۸۴).

برای پیش‌بینی و مدل‌سازی دمای گرگان از مدل ARIMA استفاده شد. مدل اتورگرسیون جمع بسته میانگین متحرک<sup>۱</sup> ARIMA یکی از رایج‌ترین مدل‌های پیش‌بینی سری‌های زمانی است. مدل آریما مدلی است که بر اساس مقادیر گذشته مشاهدات، مقدار کنونی و آینده سری زمانی را می‌توان برآورد نمود. بر این اساس باید مدل اتورگرسیون و همچنین مرتبه میانگین متحرک سری زمانی مشخص شود (خردمندیا و عساکره، ۱۳۸۰). شرط نخست برای برازش یک مدل ARIMA بر فرآیند تصادفی  $\{Z_t\}$  مانایی (ایستایی)  $\{Z_t\}$  است. اگر این شرط احراز نشود، برای برازش یک مدل، عملگر تفاضلی  $\{W_t = (1-B)^d Z_t\}$  جهت احراز مانایی و به فرم زیر ارائه می‌شود (خردمندیا و عساکره، ۱۳۸۰؛ عساکره، ۱۳۸۸):

$$\phi_p(B)(1-B)^d(W_t - \mu_w) = \theta_q(B)a_t \quad (7)$$

در مدل بالا  $a_t = E(W_t)$ ،  $a_t \approx WN(0, \sigma^2 a)$  است، یعنی فرآیند  $\{a_t\}$  دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هم توزیع و دو به دو و ناهمبسته با امید ریاضی صفر و واریانس  $\sigma^2 a$  می‌باشد. برای انتخاب بهترین مدل از معیار آکایک AIC استفاده می‌شود. معیار آکایک به روش زیر محاسبه می‌شود:

در دو روش فوق در بالا  $\bar{X}$  و  $\bar{R}$  مرزهای میانی برای مرزهای بالایی UCL و مرز پایینی LCL است.

آزمون Run test که یک آزمون ناپارامتری است برای آزمون تصادفی بودن داده‌ها استفاده گردید. جهت آشکارسازی و برآورد میزان روند در داده‌ها، از آماره‌های اسپیرمن، همبستگی پیرسون، من - کندال و رگرسیون خطی ساده (برای کسب اطلاعات بیشتر به عساکره، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۲؛ کاویانی و عساکره ۱۳۸۴ مراجعه شود) استفاده شد. برای برآورد روند از روش‌های برآورد نسبی بهره گرفته شد که از محاسبات زیر حاصل می‌شود:

$$\Delta T = x_n - x_1 \quad (3)$$

$$R_i = \frac{\Delta T}{x_1} \quad (4)$$

$$R_i = \frac{\Delta T}{x_n} \quad (5)$$

$$R_i = \frac{\Delta T}{\bar{x}} \quad (5)$$

جهت برآورد احتمال وقوع یک حالت اقلیمی از مدل زنجیره مارکوف استفاده می‌شود که زنجیره حاکی از وابستگی هر مشاهده به مشاهده بلافاصله خود است. زنجیره مارکوف یکی از پر کاربردترین روش‌ها برای محاسبه احتمال تغییر حالت‌های اقلیمی است که در پژوهش حاضر جهت برآورد توالی و تداوم سال‌های با دمای بالاتر و پایین‌تر از میانگین سالانه دمای گرگان بکار رفته است. در این روش در ماتریس تغییر حالت فراوانی وقوع هر یک از دو حالت بالاتر و پایین‌تر از میانگین محاسبه شده است. در این ماتریس  $n_{11}$  تغییر حالت از دمای پایین‌تر از میانگین به دمای پایین‌تر از میانگین،  $n_{12}$  تغییر حالت از دمای پایین‌تر از میانگین به دمای بالاتر از میانگین،  $n_{21}$  تغییر از دمای بالاتر از میانگین به دمای پایین‌تر از میانگین و  $n_{22}$  تغییر وضعیت از دمای بالاتر از میانگین به دمای بالاتر از میانگین را بیان می‌کند. در برآورد ماتریس احتمال، روش بیشینه درست‌نمایی بکار گرفته شد. در آزمون نیکویی برازش برای ماتریس تغییر حالت از آزمون خی دو بهره گرفته شد، که در این آزمون فرض صفر ( $H_0$ ) مبنی بر مستقل بودن سری‌ها است یعنی

مقدار ضریب کشیدگی منفی است که گویای کشیدگی بیش‌تر داده‌ها نسبت به توزیع متقارن است. دامنه بین بیش‌ترین و کم‌ترین دما ۳/۱ درجه سانتی‌گراد است که نشان می‌دهد تقریباً دما حول میانگین نوسان دارد و از توزیع نسبتاً نرمالی برخوردار است. مقدار کم واریانس، تغییرپذیری کم دما را نشان می‌دهد و انحراف معیار حاکی از این است که به طور متوسط هر داده ۰/۷۵ درجه سانتی‌گراد از میانگین فاصله دارد.

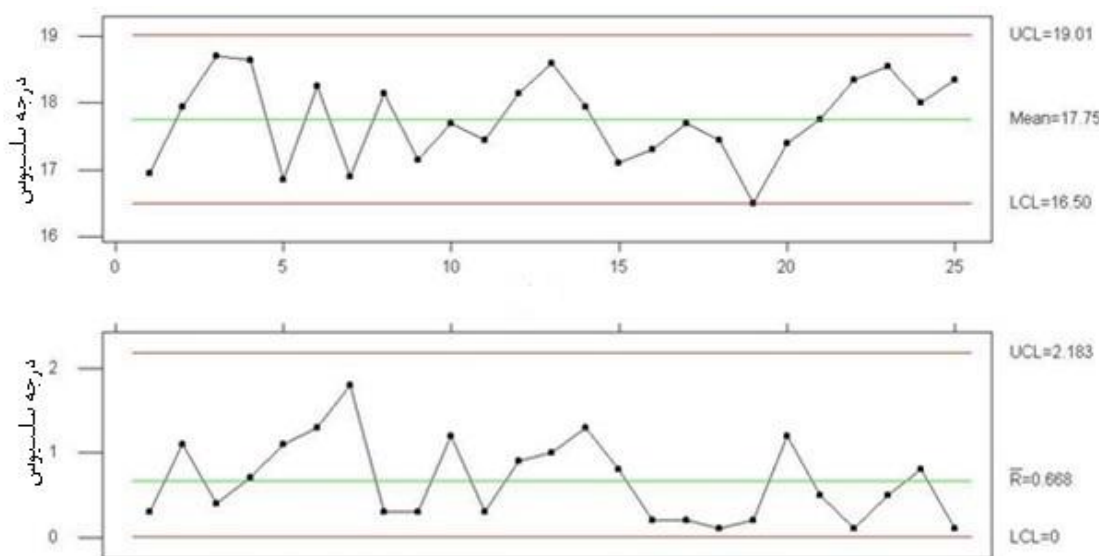
نتایج کنترل کیفیت سری زمانی ماهانه دمای گرگان با استفاده از نمودار  $\bar{X}$  و  $\bar{R}$  (شکل، ۱) حاکی از نوسان مشاهدات در بازه اطمینان است.

$$AIC = nLn(s_n^2) + 2m \quad (۸)$$

که در آن  $m$  تعداد پارامترهای مدل،  $s_n^2$  برآورد بیشینه درست‌نمایی واریانس جامعه،  $n$  طول سری زمانی است (خردمندیا و عساکره، ۱۳۸۰؛ عساکره، ۱۳۸۸). در الگوسازی  $ARIMA(p,d,q)$ ،  $d$  مرتبه تفاضل رفتار عمومی دما،  $p$  و  $q$  همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی است.

### یافته‌های تحقیق

مشخصات عمومی میانگین دمای سالانه گرگان در جدول شماره ۱ ارائه شده است. میانگین دمای گرگان در دوره آماری مطالعه شده ۱۷/۷۵ درجه سانتی‌گراد است. ضریب چولگی ۰/۲۴- مبین این است که فراوانی مقادیر بالا-تر از میانگین بیش از مقادیر پایین‌تر از میانگین است. همچنین



شکل شماره ۱- نمودار کنترل  $\bar{X}$  و  $\bar{R}$  برای میانگین سالانه دمای گرگان

حاکی از عدم وجود روند در داده‌ها است. آزمون روند در روش اسپیرمن و من-کندال نیز این مطلب را تایید می‌کنند.

در آزمون Run test با میزان خطای ۰/۵۷ فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن داده‌ها پذیرفته می‌شود. همچنین ضریب همبستگی ۰/۰۷ در روش پیرسون با ۰/۶۴ درصد خطا

جدول شماره ۱- ویژگی‌های عمومی و نتایج آزمون روند دمای سالانه گرگان

ارزش	فراسنج	ارزش	فراسنج
۰/۷۵	انحراف معیار	۱۷/۷۵	میانگین
۱۶	حداقل	۱۹/۱	حداکثر
۰/۵۴	واریانس	۳/۱	دامنه
-۰/۵۴	کشیدگی	-۰/۲۴	چولگی
	درصد خطا	مقدار	همبستگی
	۰/۶۴	۰/۰۷	پیرسون
	۰/۶۱	۰/۰۷	اسپیرمن
	۰/۴۴	۰/۰۸	من - کندال

داده‌ها است. بنابراین تا مرتبه پنجم زنجیره نیز آزمون اعمال شد و در تمامی مرتبه‌های آزمون شده، فرض صفر مبنی بر مستقل بودن داده‌ها پذیرفته شد.

### تحلیل طیفی سری زمانی دما

شکل ۳ دوره نگار سری زمانی میانگین دمای سالانه گرگان را نشان می‌دهد. در این شکل، محور افقی پایین، فرکانس برای هر یک از هم‌سازها را نشان می‌دهد. محور افقی بالا دوره بازگشت و محور عمودی واریانس هر یک از چرخه‌ها را نشان می‌دهد. خط ممتد قرمز، مرز صفر پیوسته و خط چین، مرز معنی‌داری در سطح ۹۵٪ اطمینان هستند. عدول هر یک از چرخه‌ها از مرز صفر پیوسته نشان از عدم تصادفی بودن چرخه‌ها و عدم عدول از این مرز گویای تصادفی بودن چرخه‌ها است. چنانچه اولین چرخه (طول موج پایه) طیف در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار باشد، در این صورت یک چرخه غیر سینوسی یا روند در سری زمانی اتفاق افتاده است.

چنانچه خود همبستگی بزرگتر از صفر ( $\rho > 0$ ) باشد آنگاه طیف یک فرایند نوفه قرمز<sup>۱</sup> خواهد بود و طیف بیش‌تر در بسامدهای پایین افزایش و در بسامدهای بالا کاهش می‌یابد. اگر خود همبستگی در سری زمانی برابر با صفر ( $\rho = 0$ ) باشد، آنگاه تغییرات (واریانس) نه به بسامدهای بالا و نه به بسامدهای پایین متمایل نیست. بنابراین در این صورت طیف ثابت و یکنواخت خواهد بود که این فرایند به نوفه

نتیجه برآورد نسبی روند (۰/۰۹۵، ۰/۰۸۶ و ۰/۰۹۰ درجه سانتی‌گراد)، شیب خط در رگرسیون (۰/۰۰۳۵۲) درجه سانتیگراد) مقادیر بسیار ناچیز را نشان می‌دهد. روش کم‌ترین مربعات با خطای ۰/۶۴ نیز حاکی از عدم معنی‌داری شیب خط است. معادله خط بدست آمده به صورت زیر برآش یافته است.

$$x = 17/7 + 0/00352t$$

بر اساس آزمون‌های روند انجام شده، روند معنی‌داری در میانگین دمای سالانه گرگان تایید نشد و نتایج حاکی از ایستایی سری زمانی دمای گرگان است.

### تواتر و تداوم گرم سالی - سرد سالی

با اعمال تکنیک زنجیره مارکوف بر میانگین دمای سالانه، ماتریس تغییر حالت بر اساس داده‌های دمای بالاتر و پایین‌تر از میانگین (۱۷/۷۵ سانتی‌گراد) مرتب شد. مقادیر مورد انتظار برآورد شده برای ماتریس فراوانی حاصل از آزمون خی دو  $\chi_0^2$  به صورت ماتریس زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} n_1 & n_2 \\ \begin{matrix} 14 \\ (13.27) \end{matrix} & \begin{matrix} 12 \\ (12.73) \end{matrix} \\ \begin{matrix} 11 \\ (11.73) \end{matrix} & \begin{matrix} 12 \\ (12.73) \end{matrix} \end{bmatrix}$$

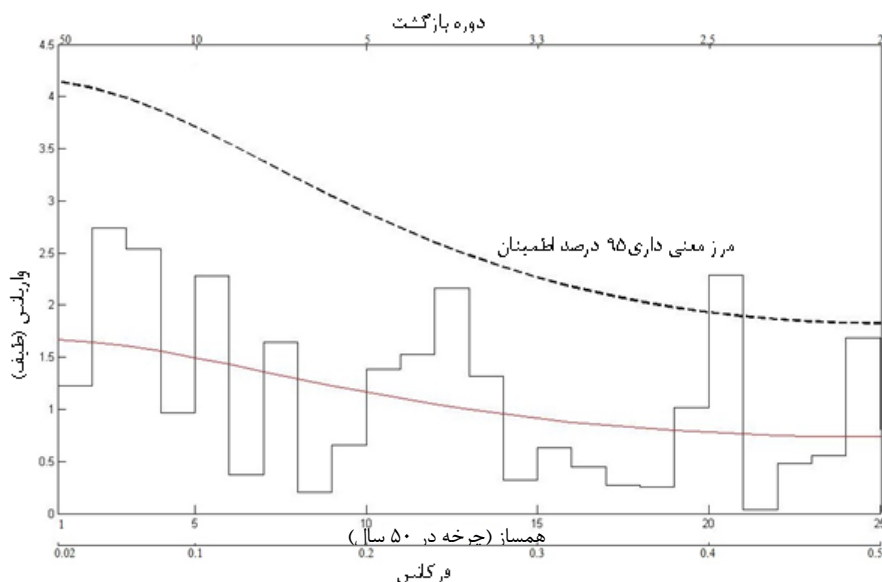
آماره آزمون محاسبه شده:

$$\chi_0^2 = 0/041 + 0/042 + 0/046 + 0/048 = 0/177$$

نتایج مقایسه مقدار بحرانی با مقادیر مشاهده شده حاکی از پذیرش فرض صفر مبنی بر مستقل بودن داده‌های دما است و آماره آزمون با  $p\text{-Value}=0.67$  حاکی تصادفی بودن

بالا (۰/۴) و دوره بازگشت کوتاه مدت ۲/۵ ساله معنی‌دار است. بدین معنی که در میانگین دمای سالانه گرگان نوسانات کوتاه مدت ۲/۵ ساله رخ می‌دهد. نتایج مشابه مطالعات دیگر وجود نوسانات ۲/۵ ساله در دمای زنجان (عساکره، ۱۳۸۹) و چرخه‌های ۲/۶-۲ ساله در دمای تبریز (عساکره، ۱۳۸۸) را نشان می‌دهد. پژوهشگران این نوسانات کوتاه مدت و چرخه ۲/۱ و ۳-۲ ساله را به نوسانات شبه دو سالانه (QBO)<sup>۳</sup> (لامب<sup>۴</sup>، ۱۹۷۲؛ سلوم و همکاران<sup>۵</sup>، ۱۹۹۴؛ راجاکوپلان و لیال<sup>۶</sup>، ۱۹۹۸) نسبت داده‌اند.

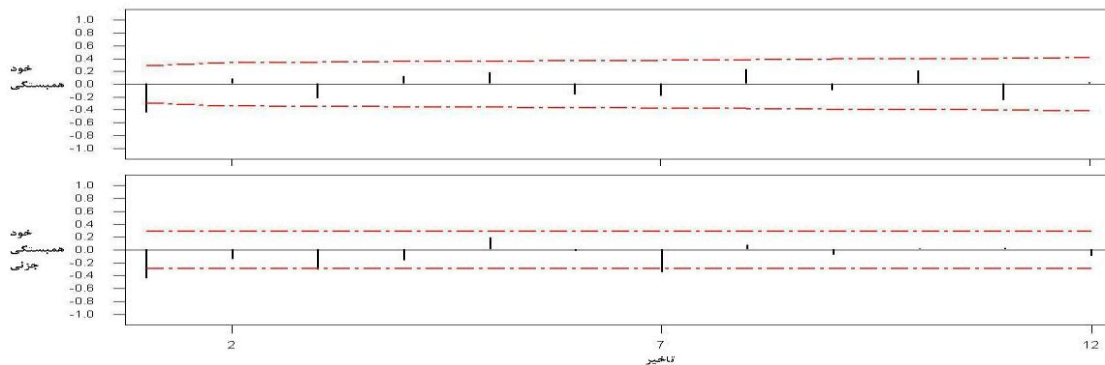
سفید<sup>۲</sup> موسوم است. سرانجام اگر  $(\theta < 0)$  باشد، طیف در بسامدهای بالا افزایش و در بسامدهای پایین کاهش می‌یابد. حاکمیت چنین شرایطی حاصل نوسانات کوتاه مدت و نامنظم در سری زمانی است که به این وضعیت در سری زمانی نوفه آبی<sup>۱</sup> گویند. (ویلکس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶، ۳۹۱). خود همبستگی مرتبه اول میانگین دمای سالانه ۰/۲۰ است که گویای رخداد نوفه قرمز در سری زمانی میانگین دمای گرگان است. نتایج حاصل از تکنیک تحلیل طیفی حاکی از معنی‌داری هم‌ساز ۲۰ در سطح ۹۵ درصد اطمینان می‌باشد. همان‌گونه که در شکل ۳ مشاهده می‌شود هم‌ساز ۲۰ با بسامد



شکل شماره ۲- دوره نگار سری زمانی میانگین دمای گرگان

## مدل ARIMA

همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی نشان می‌دهد که سری زمانی میانگین دمای سالانه گرگان تقریباً ایستا است (شکل ۴).



شکل شماره ۴- همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی میانگین سالانه دمای گرگان

2-Wilks  
4- Lamb  
6-Rajagopalan and Lall  
اکنه  
الگوی  $Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$  بررسی می شود.

مدل برازش شده این الگو به شکل زیر حاصل شد:

$$Z_t = (1) Z_{t-1} + a_t - (0.5861) a_{t-1} - (0.061) a_{t-2}$$

(441.39) (3/016) (0.41)

در این مدل قدر مطلق مقدار  $t$  برای  $\theta_2$  برابر با  $2 < |0.41|$  است، بنابراین مدل مناسبی نیست. سپس مقدار ثابت  $\theta_0$  نیز به این مدل اضافه شد. قدر مطلق مقدار  $t$  با اضافه نمودن  $\theta_2$  برابر  $1/54$  حاصل می شود. بنابراین اضافه کردن  $\theta_2$  چه با مقدار ثابت و چه بدون مقدار ثابت معنی دار نیست و مدل بهتری را ارائه نمی کند. بنابراین الگوی  $(1, 0, 1)$  ARIMA به عنوان مدل اولیه مناسبی در نظر گرفته می شود و این الگو را M1 می نامیم. همان گونه که همبستگی نگار جزئی نشان می دهد شاخص سوم نیز معنی دار است. بنابراین مدل  $(0, 3, 0)$  ARIMA مورد بررسی قرار می گیرد.

$$z_t = \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \theta_3 a_{t-3}$$

$$z_t = (-1.8384) a_{t-1} - (-1.7261) a_{t-2} - (-0.7102) a_{t-3}$$

(-26.73) (-15.92) (-6.47)

با توجه به اینکه در هر سه پارامتر  $|t| > 2$  است، مدل مناسبی به نظر می رسد. حال با اضافه کردن  $\phi_1$  به الگوی دوم، مدل زیر ارائه می شود:

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + at - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \theta_3 a_{t-3}$$

$$w_t = (0.0002) w_{t-1} + at - (0.5415) a_{t-1} - (0.0304) a_{t-2} - (0.4524) a_{t-3}$$

(5177.76) (3.44) (0.20) (2.80)

در این مدل قدر مطلق پارامتر دوم  $2 < |0.20|$  است، بنابراین مدل برازش شده مدل مناسبی نیست. اضافه کردن مقدار ثابت  $\theta_0$  نیز مدل را به طور معنی داری بهتر نمی کند. بنابراین مدل

1- Blue Noise  
3- quasi-biennial oscillation  
5-Selvam and et al.  
نمو  
همبستگی و مدل رگرسیون نیز بیان شد، حاکی از ایستا بودن میانگین دمای گرگان است. بنابراین  $d$  در مدل صفر است. همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی مبین معنی داری شاخص اول می باشند، بنابراین به نظر می رسد الگوی  $(1, 1, 0)$ ، ARIMA یعنی الگوی  $Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$  مناسبی باشد. مدل برازش شده این الگو در نرم افزار Minitab/Win به صورت زیر حاصل شد:

$$Z_t = (1) Z_{t-1} + a_t - (0.9367) a_{t-1}$$

(239368) (12.22)

اعداد داخل پرانتز در زیر پارامترها، قدر مطلق مقدار  $t$  برای آزمون معنی داری پارامترها است. چنانچه  $|t| > 2$  باشد با خطای  $0.05$  حاکی از پذیرش فرض تحقیق مبنی بر معنی داری پارامتر مورد نظر است. اما چنانچه  $|t| < 2$  باشد فرض صفر مبنی بر عدم معنی داری پارامتر (پارامتر مساوی صفر است) و می توان پارامتر را از مدل حذف نمود. در مدل بالا مقدار  $|t| > 2$  است با مقدار خطای  $0.05$  فرض صفر مبنی بر  $\theta_1 = 0$  و  $\phi_1 = 0$  مورد پذیرش قرار نمی گیرد، بنابراین مقادیر حاصله معنی دار هستند. با اضافه شدن مقدار ثابت  $\theta_0$  به مدل  $Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \theta_0 + at - \theta_1 a_{t-1}$  مدل برازش شده زیر حاصل می شود:

$$Z_t = (0.4745) Z_{t-1} + (9.32943) at - (0.2692) a_{t-1}$$

(0.85) (121.06) (0.44)

نتایج نشان می دهد با اضافه کردن  $\theta_0$  به مدل برای  $\phi_1$  و  $\theta_1$  مقادیر  $2 < |t|$  بدست می آید، لذا  $\theta_0$  برای مدل معنی دار نیست و مدل باید بدون مقدار ثابت در نظر گرفته شود.

گرگان است. شکل ۵ (الف، ب و ج) برای الگوهای M1، M2 و M3 با فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای ۱۰ سال آینده (۲۰۰۶ تا ۲۰۱۵) متوسط دمای گرگان را پیش‌بینی کرده است.

همانطور که در شکل ۵-ج دیده می‌شود، الگوی M3 افق پیش‌بینی ۱۰ ساله دمای گرگان با بازه اطمینان ۹۵ درصد ثابت و نوسان دما در محدوده بازه اطمینان و حول میانگین است. همچنین این الگو حاکی از عدم رفتار روند در دمای گرگان برای سال‌های پیش‌بینی شده است. الگوی M1 نیز بسیار نزدیک به الگوی M3 است ولی طبق معیار آکائیک الگوی M3 بهترین پیش‌بینی را ارائه می‌دهد. همان‌گونه که در شکل ۵-ب مشاهده می‌شود، الگوی M2 در بازه اطمینان ۹۵٪ حاکی از رفتار روند از نوع نزولی و ناگهانی در دمای ۱۰ ساله پیش‌بینی شده گرگان است که رفتار پیش‌بینی شده از رفتار عمومی میانگین دمای سالانه گرگان تبعیت نمی‌کند. نتایج در الگوی M2 حاکی از بی‌دقتی و عدم قطعیت مدل است. بنابراین بهترین پیش‌بینی برای افق ۱۰ ساله دمای گرگان الگوی M3 است.

ARIMA (۰، ۰، ۳) به عنوان دومین مدل مناسب M2 می‌نامیم. در ادامه در مرحله زیاد برازاندن، مدل (۱، ۱، ۰) ARIMA بررسی می‌شود. در این الگو قدر مطلق مقدار  $t$  برای  $\theta_1$  برابر  $2 > |21.48|$  است. بنابراین مدل مناسبی را ارائه می‌دهد. اما با اضافه کردن مقدار ثابت  $\theta_0$  بهبودی در مدل ایجاد نمی‌شود.

$$Z_t = Z_{t-1} + at - \theta_1 a_{t-1}$$

$$Z_t = Z_{t-1} + at - \underset{(21.48)}{0.9661} a_{t-1}$$

بنابراین این مدل را به عنوان یک مدل مناسب، M3 می‌نامیم. در مرحله آخر برای انتخاب بهترین مدل، باقیمانده‌های هر سه مدل با استفاده از معیار آکائیک AIC محاسبه و در زیر ارائه می‌شود:

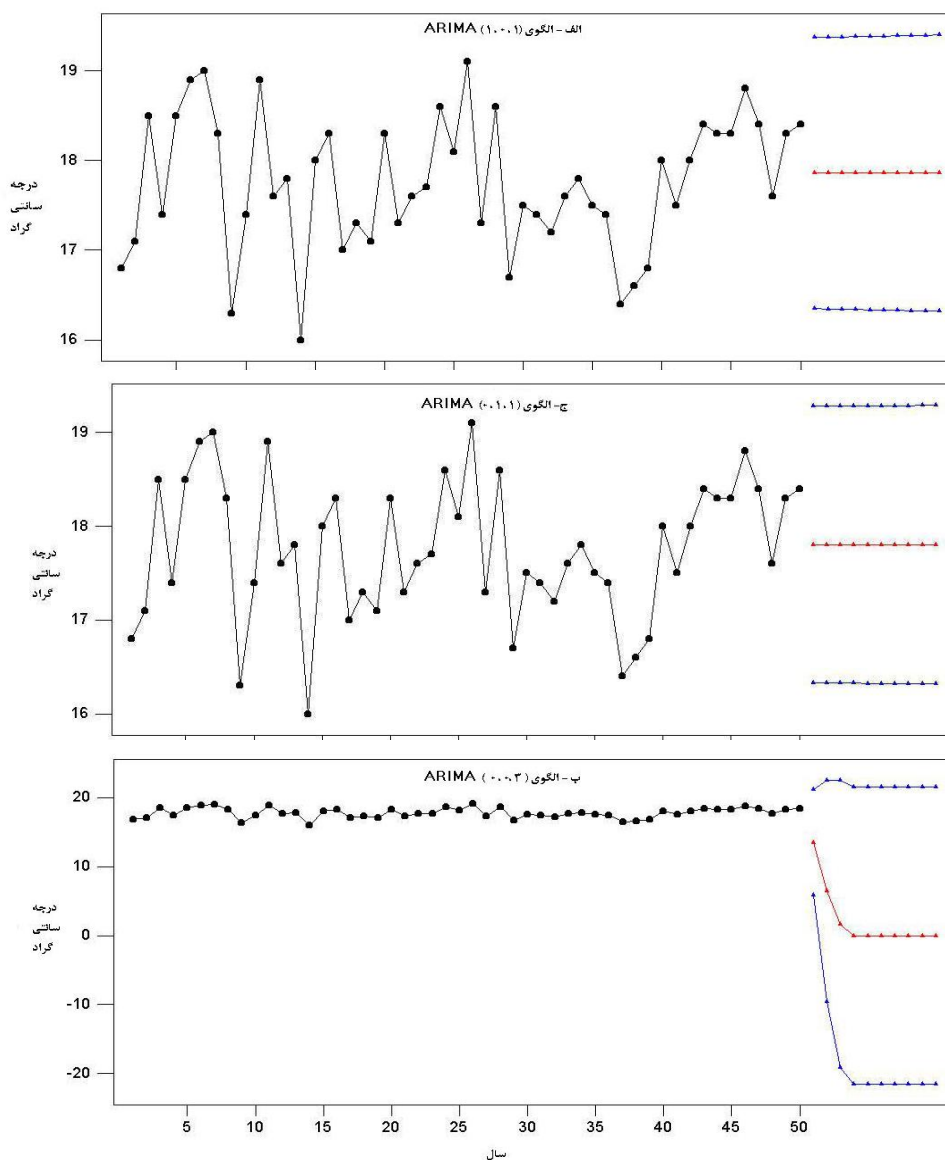
$$AIC(M1) = 50Ln(0.5817) + 2(3) = -21.09$$

$$AIC(M2) = 50Ln(3.1315) + 2(3) = 63.07561$$

$$AIC(M3) = 50Ln(0.566054) + 2(3) = -22.45$$

مقادیر برآورد شده آکائیک نشان می‌دهد مدل سوم (۱، ۱، ۰) ARIMA با آکائیک و انحراف معیار کم‌تر نسبت به دو مدل دیگر، بهترین مدل برای فرایند پیش‌بینی دمای





شکل شماره ۴- پیش‌بینی ۱۰ ساله با فاصله اطمینان ۹۵٪ برای الگوی M1 (الف)، M2 (ب) و M3 (ج)

## نتیجه‌گیری

برآورد شده در مدل رگرسیون نیز بسیار ناچیز است که می‌توان از آن صرف نظر کرد. اعمال تکنیک زنجیره مارکوف نشان داد که سری زمانی میانگین دمای سالانه از یک رفتار تصادفی تبعیت می‌کنند. از تکنیک تحلیل طیفی جهت آشکارسازی نوسانات و افت و خیزهای نهان و آشکار موجود در دما استفاده شد. نتایج این تکنیک گویای معنی‌داری هم‌ساز ۲۰ام با بسامد ۰/۴ و دوره بازگشت کوتاه مدت ۲/۵ ساله است. بر طبق سایر پژوهش‌های انجام شده این نوسانات کوتاه مدت با چرخه ۲-۳ ساله را می‌توان به

تکنیک‌های آماری و مدل‌سازی ابزاری مناسب و توانمند در شناسایی روند، نوسان و افت و خیزهای موجود در سری‌های زمانی هستند. در این پژوهش با استفاده از تکنیک‌های آماری رفتار میانگین دمای سالانه گرگان طی دوره آماری ۱۹۵۶ تا ۲۰۰۵ مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون‌های روند پیرسون، اسپیرمن، من-کندال و رگرسیون خطی ساده حاکی از ایستایی سری زمانی دمای گرگان است و روند معنی‌داری در دمای آن شناسایی نشد. مقدار روند

۷. عساکره، حسین، (۱۳۸۷)، بررسی احتمال تواتر و تداوم روزهای بارانی در شهر تبریز با استفاده از مدل زنجیره مارکف، تحقیقات منابع آب ایران، شماره ۲، ۵۶-۴۷.
۸. عساکره، حسین، (۱۳۸۴)، تحلیل روند بارش سالانه استان اصفهان، مجله نیوار، شماره ۵۶ و ۵۷ مشهد.
۹. غیور، حسنعلی، عساکره، حسین، (۱۳۸۴)، کاربرد مدل‌ها فوریه در برآورد دمای ماهانه و آینده‌نگری آن، مطالعه موردی: دمای مشهد، فصل‌نامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۷، صص ۹۹-۸۴.
۱۰. عساکره، حسین، (۱۳۸۸)، تحلیل طیفی سری‌های زمانی دمای سالانه تبریز، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۹۴، صص ۵۰-۳۳.
۱۱. عساکره، حسین، (۱۳۸۹)، تحلیل چرخه‌های میانگین دمای سالانه شهر زنجان، جغرافیا و توسعه، شماره ۱۹، صص ۲۴-۱۱.
۱۲. عساکره، حسین، (۱۳۸۸)، الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز، شماره ۲ (پیاپی ۹۳)، صص ۱۸۸-۱۶۶.
۱۳. کاویانی، محمد رضا، عساکره، حسین، (۱۳۸۴)، بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه‌ی اصفهان، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، شماره ۱، صص ۱۶۲-۱۴۳.

نوسانات (QBO) نسبت داد. در پایان نیز جهت ارائه مدلی برای پیش‌بینی دما از مدل‌سازی ARIMA استفاده شد، که در مدل ARIMA سه مدل برازش خوبی را نشان دادند و با معیار که مدل M3 (۱، ۱، ۰) ARIMA به عنوان بهترین مدل برای پیش‌بینی دما انتخاب شد. نتایج این مدل نشان داد که در ده سال آینده (۲۰۱۵-۲۰۰۶) دمای گرگان روند معنی‌داری را در بازه اطمینان ۹۵ درصد نداشته و دما حول میانگین نوسان خواهد داشت.

## منابع

- جهانبخش، سعید، باباپور باصر، علی اکبر، (۱۳۸۲)، بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریما (ARIMA)، فصل‌نامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۰، صص ۴۶-۳۴.
  - خردمندی، منوچهر، عساکره، حسین، (۱۳۸۰)، الگوسازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک، سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی، دانشگاه اصفهان، واحد خوانسار.
  - خسروی، محمود، (۱۳۸۳)، بررسی روابط بین الگوهای چرخش جوی کلان مقیاس نیمکره شمالی با خشکسالی‌های سالانه سیستان و بلوچستان، مجله جغرافیا و توسعه، شماره ۴، ۱۸۸-۱۶۷.
  - رضیعی، طیب، دانش کار آراسته، پیمان، اختری، روح نگیز، ثقفیان، بهرام، (۱۳۸۶)، بررسی خشکسالی هواشناسی (اقليمی) در استان سیستان و بلوچستان با استفاده از نمایه SPI و مدل زنجیره مارکف، تحقیقات منابع آب ایران، شماره ۱، ۳۵-۲۵.
  - عساکره، حسین، (۱۳۸۲)، بررسی آماری روند بارش سالانه تبریز، فضای جغرافیایی، شماره ۱۰، صص ۶۷-۵۷.
  - عساکره، حسین، (۱۳۸۶)، کاربرد رگرسیون خطی در تحلیل روند دمای سالانه تبریز، فصل‌نامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۸۷، ۲۶-۳.
- Lamb HH, (1972). Climate: Present, Past and Future Fundamentals and Climate Now., Methuen: London, vol.1: 240-250.
  - Mishra A. K, Desai. V. R, (2005). Drought forecasting using stochastic, models , Stoch Environ Res Risk Assess, 19: 326-339 .
  - Momani. M, Naill. P.E, (2009). Time Series Analysis Model for Rainfall Data in Jordan: Case Study for Using Time Series Analysis, American Journal of Environmental Sciences, 5: 599-604 .
  - Pao, Shan Yu, Tao, (2002 ). Chang Yang and Chin, Kang Wu Impact of Climate Change on Resources in Southern Taiwan, Journal of Hydrology, 260: 161- 175.
  - Rajagopalana, B., Lall, U. b, (1998). Interannual variability in western US precipitation, Journal of Hydrology, 210: P51-67.

- 
- hot Valleys of Southwest China an Example of the Longchuan River, Journal of Mountain Science, 1: 239-249 .
8. Wilks, Daniel.S, (2006). Statistical Methods in the Atmospheric Science. Second Edition. Academic press. Elsevier Inc. U.S.A. 627.
  6. Selvam, A.N., Joshni, R.R., Vijayakumar, R., (1994). Signatures of a universal spectrum for atmospheric interannual variability in COADS temperature time series, IITM Research Report, Vol 060.
  7. ZHOU, Yue, LU, Xixi, HUANG, Ying and ZHU, Yunmei, (2004). Anthropogenic Impacts on the Sediment Flux in the Dry-