

## Studying Changes of Time Series of Mean Temperature of Jolfa and Sarab Stations (1986-2018)

Ava Gholami  <sup>1</sup> 

1. Ph.D. student of Hydrology and Meteorology, Department of Natural Geography, Zanjan University, Zanjan, Iran

### Article Info:

**Article type:**  
Research Article

**history:**  
**Received:**

**Received:**  
2024/5/3

**Received:**  
2024/6/9

**Accepted:**  
2024/7/24

**Published:**  
2024/8/5

### Keywords:

Temperature, Time Series, Jolfa, ARIMA, SARIMA.

**A**bstract: In order to reveal climate changes from a statistical view, parametric and non-parametric statistical tests are used. Among these methods, homogeneity tests, trend analysis, Arima methods and spectral analysis in time series of climate elements including temperature can be mentioned. Natural and human factors are involved in the creation of heterogeneity, which can be investigated through various statistical tests to find out the heterogeneity of information and discover its causes. The results of these tests are not always the same and each one has special features. In this research, after quality control of the data and doing homogeneity tests and trend detection by using MATLAB, fitting and forecasting of Annual and Monthly average temperature of Jolfa and Sarab stations during the statistical period 1986-2018 done by using ARIMA and SARIMA patterns in MINITAB. For studying stationarity of Model, Autocorrelation and Partial Autocorrelation Functions was applied and considering model evaluation criteria, finally, ARIMA (0,1,1) and SARIMA (0,0,1) (1,2,3)<sup>12</sup> for Jolfa station and ARIMA (1,1,0) SARIMA (0,0,2) (1,2,3)<sup>12</sup> for Sarab station was identified as a suitable model for predicting the average annual and monthly temperature.

**Cite this article:** Gholami, A (2024). Studying Changes of Time Series of Mean Temperature of Jolfa and Sarab Stations (1986-2018). *Climate Change and Climate Disasters*, 3(5), 290-323.  
© The Author(s).

**Homepage:** [cccd.znu.ac.ir](http://cccd.znu.ac.ir)

**Publisher:** University of Zanjan





## بررسی تغییرات سری زمانی میانگین دمای ایستگاه‌های جلفا و سراب (۱۹۸۶-۲۰۱۸)

آوا غلامی  

۱. دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، دانشگاه زنجان

### اطلاعات مقاله:

نوع مقاله: پژوهشی

### تاریخ‌ها:

دریافت: ۱۴۰۳/۱/۱۰

بازنگری: ۱۴۰۳/۳/۲۰

پذیرش: ۱۴۰۳/۵/۳

انتشار: ۱۴۰۳/۵/۱۵

### واژگان کلیدی:

دما، سری زمانی، جلفا،

SARIMA, ARIMA

چکیده: به منظور آشکارسازی تغییرات اقلیمی از دیدگاه آماری آزمون‌های آماری پارامتری و ناپارامتری بکار گرفته می‌شوند. از جمله این روش‌ها می‌توان به آزمون‌های همگنی، تحلیل روند، روش‌های آریمای و تحلیل طیفی در سری‌های زمانی عناصر اقلیمی از جمله دما اشاره کرد. عوامل طبیعی و انسانی در ایجاد ناهمگنی دخالت دارند که برای پی بردن به ناهمگن بودن اطلاعات و کشف علل آن از طرق آزمون‌های مختلف آماری قابل بررسی می‌باشد. نتایج این آزمون‌ها همواره یکسان نبوده و هر یک دارای ویژگی‌های خاصی می‌باشند. در این پژوهش پس از کنترل کیفی داده‌ها و انجام آزمون‌های همگنی و آشکارسازی روند با استفاده از نرم‌افزار MATLAB، برازش و آینده‌نگری میانگین دمای سالانه و ماهانه ایستگاه‌های جلفا و سراب طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸) با استفاده از الگوهای خانواده ARIMA و SARIMA در نرم‌افزار MINITAB انجام شد. برای بررسی ایستایی مدل، توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) به کار گرفته شد و با در نظر گرفتن معیارهای ارزیابی مدل، نهایتاً الگوهای ARIMA(۱,۱,۰) و SARIMA(0,0,1)(1,2,3)12 برای ایستگاه جلفا و الگوهای ARIMA(۱,۱,۰) و SARIMA(0,0,2)(1,2,3)12 برای ایستگاه سراب به عنوان مدلی مناسب جهت آینده‌نگری میانگین دمای سالانه و ماهانه مشخص شد.

استناد: غلامی، آوا. (۱۴۰۳). بررسی تغییرات سری زمانی میانگین دمای ایستگاه‌های جلفا و سراب (۱۹۸۶-۲۰۱۸). دوگونی‌ها و مخاطرات

آب و هوایی، ۳(۵)، ۲۹۰-۳۲۳.

© نویسندگان .

ناشر: دانشگاه زنجان.

Homepage: cccd.znu.ac.ir





## مقدمه

دما به عنوان یکی از مهمترین عناصر اقلیمی، شاخص مناسبی برای ردیابی تغییرات اقلیم به شمار می‌آید. کوچکترین تغییر در دمای یک مکان تأثیرات کاملاً محسوس و مهمی در اکوسیستم‌ها به دنبال دارد (شیرمحمدی، ۱۳۹۱). شناسایی رفتار دما و مدل‌سازی در راستای فرایند پیش‌بینی معمولاً شامل گرفتن اطلاعات تاریخی و تعمیم آنها به کمک انواعی از مدل‌های ریاضی می‌باشد. روش‌های ریاضی-آماري برای انجام پیش‌بینی شامل دو دسته روش‌های رگرسیونی و غیر رگرسیونی می‌باشند که روش الگوسازی ARIMA1 و روش هامونیک از جمله روش‌های رگرسیونی می‌باشند (محمدی و همکاران، ۱۳۸۷). در دهه‌های اخیر نتایج کاربردی تحلیل دما باعث شده تا مطالعه افت و خیزهای آن در درازمدت (روند) و کوتاه مدت (چرخه سالانه) مورد توجه قرار گیرد (قهاری و همکاران، ۱۳۹۴). در این راستا مطالعات و بررسی‌های بسیاری هم در

سطح جهانی و هم در سطح داخلی صورت گرفته است که می‌توان به مواردی از این قبیل اشاره کرد: طی تحقیقی که برای متوسط دمای شهر اربیل عراق با استفاده از مدل SARIMA2 انجام گرفت پایداری دمای هوای ۱۰ سال آینده اربیل پیش‌بینی گردید (Chaw sheen & Broom 2017). در تحقیقی دیگر با استفاده از مدل SARIMA میانگین دمای شهر Junagadh در منطقه گجرات هند پیش‌بینی گردید که با استفاده از کمترین مقدار معیار آکائیک ۳، مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی میانگین دما انتخاب شد (Dwivedi et al, 2017). تحلیل همسازها برای بارش شهر Makurdi در نیجریه طی دوره آماری ۱۹۷۷-۲۰۰۸ انجام گرفت که نتایج حاکی از تغییرات دوره‌ای شدید بارندگی در این منطقه داشته است (Isikwue et. al, 2012). خردمندی و عساکره (۱۳۸۰) مدل‌سازی ARIMA را برای متوسط درجه حرارت سالانه جاسک انجام دادند و مدل برازش یافته بر

1- Autoregressive Integrated Moving Average

2- Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average  
3 - Akaike

را برای شهرستان کرمانشاه پیش‌بینی کردند که نتایج حاکی از افزایش دمای حداکثر و کاهش بارش در سال‌های آینده داشت. مومنی و مجیری (۱۳۹۰) از مدل‌های ARIMA برای پیش‌بینی کمینه و بیشینه دمای هوا در ایستگاه هواشناسی زاهدان استفاده کردند که نتایج حاکی از افزایش دمای کمینه طی سال‌های اخیر بوده است. شیرمحمدی (۱۳۹۱) با استفاده از مدل‌سازی ARIMA و تکنیک تحلیل طیفی<sup>۲</sup>، رفتار سری زمانی دمای سالانه زنجان را طی دوره آماری ۱۹۵۶-۲۰۰۵ مورد بررسی قرار داد و برای ۲۰ سال آینده، دما را پیش‌بینی کرد و همچنین چرخه‌های ۵۵ ساله را استخراج نمود. حاجی بیگلو و همکاران (۱۳۹۲) با به کارگیری تکنیک SARIMA متوسط بارندگی ماهانه را برای ایستگاه باران‌سنجی بابامان بجنورد پیش‌بینی کردند. عساکره و یوسفی‌زاده (۱۳۹۴) با استفاده از الگوسازی مدل‌های سری زمانی ARIMA و SARIMA تغییرات میانگین درجه حرارت ماهانه و سالانه را برای ایستگاه بابلسر انجام دادند که پیش‌بینی‌های انجام گرفته بر

میانگین سالانه دما نشان داد که دمای هر سال نسبت به سال قبل از آن در جاسک رو به فزونی است. عساکره و خردمندینیا (۱۳۸۱) مدل‌سازی SARIMA را برای متوسط درجه حرارت ماهانه جاسک انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که با استفاده از این نوع مدل‌سازی می‌توان رفتار دما را با دقت بالایی پیش‌بینی نمود. غیور و عساکره (۱۳۸۲) با استفاده از روش الگوسازی فوریه<sup>۱</sup>، بهترین الگوی قابل برآزش بر میانگین ماهانه دمای مشهد و متوسط درجه حرارت ماهانه را تا دسامبر ۲۰۰۴ پیش‌بینی کردند. جهانبخش و ترابی (۱۳۸۳) با استفاده از مدل SARIMA تغییرات دما و بارش را در ۴۱ ایستگاه سینوپتیک ایران بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که تغییرات اقلیمی در مناطق مورد مطالعه در طول دوره آماری مذکور، یکسان نمی‌باشد. عساکره (۱۳۸۸) با استفاده از الگوسازی ARIMA دمای ۲۰ سال آینده شهر تبریز را پیش‌بینی کرد. ویسی‌پور و همکاران (۱۳۸۹)، با استفاده از مدل‌های ARIMA روند بارش و دما

هواشناسی کشور استفاده شده است. ایستگاه جلفا در عرض  $56^{\circ} 38'$  شمالی و طول  $36^{\circ} 45'$  شرقی و با ارتفاع ۷۳۶ متر از سطح دریا و ایستگاه سراب در عرض  $23^{\circ} 47'$  شمالی و طول  $56^{\circ} 37'$  شرقی و با ارتفاع ۱۶۸۲ متر از سطح دریا در شمال غرب ایران قرار گرفته‌اند (اصلاحی و همکاران، ۱۴۰۰). میانگین دمای شهر جلفا  $14/9$  درجه سانتی‌گراد و برای سراب  $8/7$  درجه سانتی‌گراد می‌باشد.

### آزمون‌های کنترل کیفیت

در پژوهش حاضر برای کنترل کیفیت مشاهدات از آزمون نقاط پرت (به روش نمودار جعبه‌ای ۱)، آزمون همجواری (به منظور ارزیابی افت و خیزها) و آزمون کرامر ۲ (به لحاظ ارزیابی جهش در مشاهدات) استفاده گردید. به منظور کنترل کیفی مشاهدات ابتدا برای کشف نقاط پرت در سری، نمودار جعبه‌ای مربوط به ایستگاه‌های مورد بررسی ترسیم گردید. داده پرت، مشاهده‌ای است که در بین مشاهدات نرمال از یک جامعه، دارای فاصله‌ای غیرعادی و تفاوتی مشهود با دیگر

اساس مدل‌های مذکور مبین افزایش دما در ایستگاه مورد بررسی می‌باشد. عبداله‌نژاد (۱۳۹۲) با استفاده از مدل‌های ARIMA و SARIMA میزان بارندگی ماهانه را برای ایستگاه هاشم آباد گرگان پیش‌بینی کرد و نتایج حاکی از عملکرد بهتر مدل‌های SARIMA نسبت به سایر مدل‌های سری زمانی می‌باشد. سلطانی‌گرددفرامرز و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از مدل‌سازی ARIMA پیش‌بینی میانگین بارندگی سالانه را برای آذربایجان غربی انجام دادند که نتایج نشان دهنده افزایش بارش در طول دوره آماری مورد بررسی بوده است. در پژوهش حاضر سعی شده است تا با بکارگیری آزمون‌های مختلف آماری و آشکارسازی روند، مدلی بهینه جهت پیش‌بینی دمای سالانه و ماهانه ایستگاه‌های جلفا و سراب ارائه گردد.

### ۱. داده‌ها و روش‌ها

در این مقاله از آمار میانگین دمای سالانه و ماهانه ایستگاه‌های هواشناسی جلفا و سراب طی دوره آماری ۱۹۸۶-۲۰۱۸ برگرفته از سایت سازمان

برای بررسی تصادفی بودن افت و خیزها می‌باشد و از فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$L = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_{i+1} - x_i)^2}{2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (۱)$$

که بیانگر متوسط تغییرات سال به سال نسبت به کل تغییرات می‌باشد. فرض صفر این آزمون، بر اصل برائت استوار است:

$H_0$ : فرض تصادفی بودن افت و خیزها.  $H_1$ : فرض تصادفی نبودن افت و خیزها.

مقدار  $Z_0$  به منظور معناداری آزمون مذکور نیز از این فرمول محاسبه می‌گردد:  $Z_0 = \frac{L}{\sqrt{S^2}}$  که در آن  $S$  مقدار انحراف معیار می‌باشد، اگر  $Z_0 > Z_C$  باشد، فرض صفر آزمون پذیرفته نخواهد شد (عساکره، ۱۳۹۰). آزمون دیگر، آزمون کرامر بود که برای ارزیابی جهش‌ها و مقایسه میانگین زیر دوره‌ها در یک دوره خاص می‌باشد و طی محاسبات زیر قابل محاسبه است:

$$X_k = \sum_{i=k}^{n_k} \frac{x_i}{n_k} \quad (۲)$$

$$Z_k = \frac{\bar{x}_k - \bar{x}}{s} \quad (۳)$$

که در آن  $\bar{x}_k$  میانگین در زیر دوره  $n$  می‌باشد. فرض صفر آزمون مذکور حاکی از آن است که سطوح با هم

مشاهدات باشد. (قاجارنیا و همکاران، ۱۳۹۳). نمودار جعبه‌ای نموداری رایج برای محاسبات مربوط به چندک‌ها و چارک‌هاست که برای ارائه دامنه تغییرات و داده‌های پرت و نیز مقایسه دو یا چند متغیر به کار می‌رود. ترسیم این نمودار با پیدا کردن چارک اول، چارک دوم (میان) و چارک سوم داده‌ها آغاز می‌شود. ضلع پایین مستطیل داخل نمودار، چارک اول ( $Q_1$ ) و ضلع بالایی مستطیل، چارک سوم ( $Q_3$ ) و خط افقی درون مستطیل، میانه‌ی مقادیر (چارک دوم) را نشان می‌دهد، عددی را که یک گام از چارک اول کمتر باشد کران خارجی پایین و عددی را که یک گام از چارک سوم بزرگ‌تر باشد، کران خارجی بالا می‌گویند. هر گام  $1/5$  برابر تفاضل دو چارک سوم و اول است؛ یعنی:  $F = Q_i \pm 1.5 \times (Q_3 - Q_1)$  هر عدد را که خارج از کران‌های داخلی قرار گرفته باشد، یک داده پرت می‌نامند. اگر داده پرت بین کران‌های خارجی و داخلی قرار گیرد، داده را فرین گویند (عساکره، ۱۳۹۶). از دیگر روش‌های کنترل کیفی مشاهدات در این تحقیق، آزمون همجواری بود که این آزمون

که معناداری انحراف از همگنی با روش‌های آماری آزمون گردد. آزمون تجمعی انحرافات که به آزمون دامنه بوشاند ۲ معروف است زمانی به کار می‌رود که درصدد کشف اختلاف میانگین دو بخش از یک سری زمانی باشیم. یعنی در واقع این روش، جهش را در مشاهدات بررسی می‌کند و دارای دو فرض  $H_0$  وقتی مشاهدات فاقد جهش است و  $H_1$  وقتی مشاهدات دارای جهش است.

روابط زیر، بیانگر این قسم از آزمون‌ها هستند:

$$(۵) S_t = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})$$

$$(۶) D_x^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n}$$

$$(۷) S_k = \frac{S_t}{D_x}$$

آماره‌ی این آزمون به کمک رابطه زیر به دست می‌آید:

$$(۸) Q = \max |S_k|$$

مقادیر بزرگ  $Q$  بیانگر تغییرات و ناپایداری در داده‌هاست.

$$(۹) Z_o = \frac{Q}{\sqrt{n}}$$

مفروضات این آزمون با احتساب مقدار ۵ درصد خطا  $\alpha (5\%)$ ، از این قرار است:

تفاوت معناداری ندارند. آزمون معناداری آن نیز با درجه آزادی  $df = N - 2$  از رابطه زیر محاسبه گردید:

$$(۴) t_o = \left( \sqrt{\frac{n(N-2)}{N-n(1-Z_k^2)}} \right) \times Z_k$$

که در آن اگر  $t_c < t_o$  باشد، فرض صفر، قابل قبول نخواهد بود (عساکره، ۱۳۹۰).

### آزمون‌های همگنی مشاهدات

در این تحقیق، جهت بررسی همگنی سری‌های زمانی (همگنی در میانگین و پراش) از دو روش مطلق و نسبی از جمله آزمون‌های جرم مضاعف، بوشاند، درست‌نمایی ورسلی، کرادوک، همگنی نرمال استاندارد و وان-نیومن استفاده شده است. در شکل مطلق، نمودار تجمعی انحرافات به صورت منحنی موسوم به جرم مضاعف ۱ ترسیم می‌شود و بنابراین روشی مناسب برای برآورد نقاط جهت‌دار در سری زمانی و مشاهدات پرت به شمار می‌آید. (عساکره، ۱۳۹۶).

با وجود این، روش‌های ترسیمی قادر به افزاز تغییر واقعی از افت و خیزهای کاملاً تصادفی نیست. از اینرو لازم است

سری زمانی ناهمگن است. مقادیر  $Z_C$  به ازای  $n$ ‌های مختلف از جدول ذیل قابل محاسبه است (عساکره، ۱۳۹۶):

سری زمانی ناهمگن است.  $H_1$ : سری زمانی همگن است،  $H_0$  که در آن اگر  $Z_0 > Z_C$  باشد، فرض صفر آزمون پذیرفته نخواهد شد، یعنی

|       |      |      |      |      |      |
|-------|------|------|------|------|------|
| N     | ۲۰   | ۳۰   | ۴۰   | ۵۰   | ۱۰۰  |
| $Z_C$ | ۱/۲۲ | ۱/۲۴ | ۱/۲۶ | ۱/۲۷ | ۱/۲۹ |

$$S_k^* Z_k^* = [k(n - k)]^{-\frac{1}{2}}$$

$$(۱۱) S_k^* = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})$$

$$(۱۲) D_x = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n}$$

$$(۱۳) Z_t^{**} = \frac{Z_k^*}{D_x}$$

$$(۱۴) V = \text{Max}|Z_t^{**}|$$

در نهایت آماره آزمون ورسلی به کمک رابطه زیر به دست می‌آید:

$$(۱۵) W = \frac{(\sqrt{n-2})V}{\sqrt{1-V^2}}$$

مقادیر  $W_C$  به ازای  $n$ ‌های مختلف از جدول ذیل قابل محاسبه است:

|       |      |      |      |      |      |
|-------|------|------|------|------|------|
| N     | ۱۰   | ۲۰   | ۳۰   | ۴۰   | ۵۰   |
| $W_C$ | ۳/۶۶ | ۳/۲۸ | ۳/۱۹ | ۳/۱۷ | ۳/۱۶ |

یکی دیگر از کاربردهای دو آزمون همگنی یاد شده شناسایی نقاط جهش در سری زمانی است (دارند، ۱۳۹۳). آزمون دیگر، آزمون همگنی کرادوک ۲

از دیگر آزمون‌های به کار گرفته شده برای شناسایی همگنی یا ناهمگنی مشاهدات، آزمون همگنی درست‌نمایی ورسلی ۱ بود. این آزمون توسط ورسلی در سال ۱۹۷۹ ارائه شده است و همانند آزمون بویشانند، آماره‌ی  $Z_k^*$  بر پایه‌ی  $S_k$  و  $D_x$  و به کمک روابط زیر قابل محاسبه است:

$$(۱۰) 1 \leq k \leq$$

$$n - 2$$

اگر مقدار آماره آزمون محاسبه شده  $W$  بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آماره جدول باشد، بیلنگر ناهمگنی داده‌هاست و فرض صفر تأیید نمی‌شود.

است که توسط شخصی به همین نام در سال ۱۹۷۹ ارائه شد و بیانگر این است که آیا بین دو سری زمانی، همگنی وجود دارد یا نه. این آزمون نیاز به یک سری مرجع همگن دارد که تفاوت‌های نرمال شده بین سری ایستگاه مورد بررسی و سری ایستگاه مرجع را مطابق فرمول زیر محاسبه کند:

$$(۱۶) S_k = a_i \frac{\bar{b}_i}{\bar{a}_i} - b_i$$

که در آن  $a_i$  سری ایستگاه مرجع و  $b_i$  سری ایستگاه مورد بررسی می‌باشد (Peterson et al, 1998). حاصل فرمول فوق، یک سری زمانی جدید است که در آن جاهایی که مقادیر مثبت یا منفی، خارج از شرایط معمول قرار گیرند یعنی در این نقاط، مشاهدات فاقد همگنی می‌باشند (عساکره، ۱۳۹۰).

روش دیگر، آزمون همگنی نرمال استاندارد است که یکی از پرکاربردترین روش‌های آزمون همگنی در تحقیقات روز است. این روش قادر است زمان ایجاد ناپیوستگی و ناهمگنی را در سری داده‌ها یافته و گزارش کند. فرض

اولیه این آزمون نرمال بودن توزیع آماری داده‌هاست که در آن دو روش شامل روش همگنی نرمال استاندارد مطلق ۱ و نسبی ۲ قابل استفاده است. در روش مطلق، این آزمون تنها در داخل خود سری به کار گرفته می‌شود اما در روش نسبی، این آزمون برای هر ایستگاه با توجه به ایستگاه‌های مجاور به کار گرفته می‌شود. در روش مطلق این آزمون، فرض صفر، همگنی سری را همراه با توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک در مقابل ناهمگنی سری و وجود حداقل یک نقطه مانند  $M$  که داده‌های قبل از آن با میانگین  $\mu_1$  و داده‌های بعد از آن با میانگین  $\mu_2$  باشند را ارائه می‌کند (Alexandersson, 1986). برای انجام این آزمون سری به صورت سری استاندارد شده  $Z_i$  در می‌آید:

$$(۲۰) \bar{Z}_a = \frac{1}{a} \frac{\sum_{i=1}^a (x_i - \bar{x})}{S}$$

$$(۲۱) \bar{Z}_{n-a} = \frac{1}{n-a} \frac{\sum_{i=a+1}^n (x_i - \bar{x})}{S}$$

الکساندرسون و موبرگ ۳ (1997) برای آزمون درستی هر یک از فرض‌های صفر و یک، روشی آماری بر اساس

1 - Absolute Standard Normal Homogeneity Test

2 - Relative Standard Normal Homogeneity Test

3 - Alexandersson & Moberg

$$(۲۴) T_a = \text{Max}\{a\bar{z}_a^2 + (n - a)z_{n-a}^2\}$$

جدولی به شرح زیر نیز برای مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵٪ ارائه شده است:

|       |     |      |      |     |      |      |     |      |      |
|-------|-----|------|------|-----|------|------|-----|------|------|
| N     | ۱۰  | ۲۰   | ۳۰   | ۴۰  | ۵۰   | ۶۰   | ۷۰  | ۸۰   | ۹۰   |
| $t_c$ | ۵/۷ | ۶/۹۵ | ۷/۶۵ | ۸/۱ | ۸/۴۵ | ۸/۶۵ | ۸/۸ | ۸/۹۵ | ۹/۰۵ |

$$(۲۵) Z_i = \frac{q_i - \bar{q}}{S_q}$$

$Z_i$  یک سری زمانی جدید است که بر حسب زمان رسم می‌شود،  $Z_i$ هایی که خارج از مرز یک (یعنی ۱ انحراف معیار بالاتر یا پایین‌تر) قرار گیرند یعنی در آن‌ها جهش اتفاق افتاده و  $Z_i$ های خارج از مرز سه (یعنی ۳ انحراف معیار بالاتر یا پایین‌تر) قرار گیرند، اعداد پرت به شمار می‌روند (عساکره، ۱۳۹۰).

آزمون وان-نیومن ۱ یکی از آزمون‌های مهمی است که می‌توان برای سنجش همگنی یا ناهمگنی در پراش سری زمانی از آن استفاده کرد، این آزمون در واقع عبارت از نسبت میانگین مربع تفاوت‌های اولیه به واریانس ساده می‌باشد. برای محاسبه این آزمون می‌توان از رابطه زیر استفاده کرد

نسبت درست‌نمایی ارائه کردند. بدان معنا که نسبت احتمال درستی  $H_1$  به احتمال درستی  $H_0$  برای سری داده مشاهده شده  $Z_i$  محاسبه می‌شود. رابطه زیر بیانگر آماره این آزمون است:

که در آن اگر  $t_a > t_c$  باشد، آنگاه فرض همگنی صفر در سطح خطای مربوطه (۵ درصد) رد می‌شود یعنی مشاهدات ناهمگن هستند. روش نسبی این آزمون یک فرض دارد که عبارت است از فرض ثابت بودن نسبت مشاهدات ایستگاه مورد بررسی با فرض نسبت مشاهدات ایستگاه‌های مجاور در طی زمان، و مراحل انجام آن به قرار زیر است:

$$(۲۲) G_i = \frac{\sum_{i=1}^{k_i} V_i \frac{Q_{ij}}{Q_j}}{\sum V_i}$$

که در آن،  $V_i$  ضریب همبستگی بین ایستگاه مورد بررسی و ایستگاه‌های مجاور است.

$$(۲۳) F_i = \frac{P_i}{\bar{P}}$$

$$(۲۴) q_i = \frac{F_i}{G_i}$$

(عطایی، ۱۳۹۲).

$$(۲۶) V = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_i - x_{i+1})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

در رابطه فوق، اگر مقدار  $V$  بیش تر از ۲ باشد، مشاهدات همگن و اگر مقدار آن کم تر از ۲ شود، مشاهدات ناهمگن هستند.

آزمون های تحلیل و آشکارسازی روند در مرحله بعد در تحلیل روند، آشکارسازی روند به شیوه های مختلف انجام گرفت و در این راه از روش های آماری-ترسیمی از جمله ترسیم پراکنش نگار ۱ و روش خودهمبستگی و روش های کمی-تحلیلی از جمله روش های پارامتری همچون ضریب همبستگی پیرسون و ناپارامتری شامل روش های اسپیرمن و من-کندال استفاده گردید.

یکی از روش های پر کاربرد برای بررسی خطی بودن رابطه، استفاده از نمودار پراکندگی است. این نمودار روشی مفید برای ترسیم ارتباط بین داده ها و بررسی همبستگی و ارتباط دو متغیر است که نوع و جهت رابطه را به طور بصری ارائه می دهد اما معناداری رابطه را نشان نمی دهد و برای بررسی دقیق معناداری و شدت رابطه باید از

آزمون های همبستگی نظیر همبستگی پیرسون یا اسپیرمن استفاده کرد. نحوه پراکندگی نقاط در نمودار بیانگر شدت، جهت و نوع رابطه بین دو متغیر است. آنجا که نقاط تقریباً به صورت یک خط هستند رابطه خطی است اما آنجا که تجمع نقاط به شکل منحنی است رابطه منحنی شکل است یعنی الگویی وجود ندارد و در واقع عدم رابطه را بیان می کند. در مورد جهت نیز، اگر شیب نقاط از چپ به راست رو به بالا (صعودی) باشد رابطه مثبت و چنانچه این شیب رو به پایین (نزولی) باشد رابطه منفی است (کریمی، ۱۳۹۴).

تابع خودهمبستگی  $\gamma(k)$  رابطه خطی موجود میان مشاهدات سری زمانی را که با  $k$  وقفه زمانی جدا شده اند اندازه گیری می کند. در واقع این تابع همبستگی یک سری زمانی را در تأخیر با همان سری به شرح رابطه زیر محاسبه می کند (عساکره، ۱۳۹۰):

$$(۲۷) \gamma(k) = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^N (Z_t - \bar{Z})^2}$$

$\Gamma(k)$  همیشه بین +۱ و -۱ می باشد. مقدار همبستگی در تأخیرهای مختلف بوسیله نموداری به نام همبستگی نگار نشان داده می شود. آن دسته از مقادیر

چه به  $\pm 1$  نزدیک‌تر باشد، رابطه قوی‌تر است (عساکره و اشرفی، ۱۳۹۰).

آزمون‌های پارامتری نسبت به آزمون‌های ناپارامتری توان بیش‌تری در تشخیص روند دارند و هنگام استفاده از آن‌ها بایستی داده‌ها تصادفی (مستقل) و دارای توزیع نرمال باشند. از طرف دیگر آزمون‌های ناپارامتری در صورت تصادفی بودن داده‌ها قابل استفاده‌اند و به نرمال بودن داده‌ها حساس نیستند. آزمون ناپارامتری اسپیرمن ۲ که در واقع معادل ناپارامتری ضریب همبستگی پیرسون است یکی از نوع آزمون‌هاست که در آن، فرض صفر  $(H_0)$ ، یکنواختی توزیع و مستقل بودن داده‌ها و فرض مقابل  $(H_1)$ ، روند افزایشی یا کاهش‌ی داده‌ها در سری زمانی می‌باشد (سبزی‌پرور و شادمانی، ۱۳۹۰). آماره اسپیرمن از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2-1)} \quad (29)$$

از آنجا که  $d_i$  (تفاضل رتبه‌ها) به توان دو می‌رسد، ترتیب تفاضل‌گیری آن‌ها اهمیت ندارد بلکه تنها اختلاف آن‌ها مورد توجه است. اگر تمامی جفت

$\Gamma(k)$  که به عدد ۱ نزدیک باشند (یا مثبت بوده و به لحاظ آماری معنادار باشند) نشان دهنده این است که مشاهدات با  $k$  وقفه زمانی، تمایل شدید به حرکت با یکدیگر در مسیر خطی و با شیبی مثبت دارند و آن دسته از مقادیر  $\Gamma(k)$  که به عدد  $-1$  نزدیک باشند (یا منفی بوده و به لحاظ آماری معنادار باشند) این مفهوم را دارند که مشاهدات با  $k$  وقفه زمانی، تمایل شدید به حرکت با یکدیگر در مسیر خطی و با شیبی منفی دارند و گویای نوسان مقادیر می‌باشند. این وضعیت گویای عدم استقلال مشاهدات متوالی و وابستگی آن‌هاست. ضریب همبستگی پیرسون ۱ متداول‌ترین نمایه برای بیان همبستگی بین دو متغیر است که جهت و درجه همبستگی را نمایش می‌دهد و از رابطه زیر قابل محاسبه است (عساکره، ۱۳۹۰).

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}} \quad (28)$$

در این رابطه  $X$  و  $Y$  متغیرهای مستقل و وابسته هستند و  $\Gamma$  به دست آمده عددی بین  $-1$  و  $+1$  خواهد بود که هر

رتبه‌ها مشابه باشند، قسمت صورت کسر در فرمول فوق به صفر و در نتیجه همبستگی به ۱+ نزدیک می‌شود. اگر هر جفت رتبه مشاهدات مخالف هم باشند مقدار  $\sum_{i=1}^n d_i^2$  برابر  $\frac{[n(n-1)(n+1)]}{3}$  خواهد بود. در این حالت قسمت صورت کسر برابر با دو می‌شود و میزان همبستگی برابر ۱- خواهد بود (عساکره، ۱۳۹۰).

آزمون من-کندال ۱ که توسط کندال ی داده‌ها  $\square$  در سال ۱۹۷۵ بر پایه رتبه در یک سری زمانی توسعه یافت جزء متداول‌ترین و پرکاربردترین روش‌های ناپارامتریک سری‌های زمانی به شمار می‌آید، با استفاده از این روش تغییرات داده‌ها شناسایی، نوع و زمان آن مشخص می‌گردد. در این آزمون فرض  $(H_1)$  به فرض مقابل  $(H_0)$  صفر (ترتیب معادل عدم روند و وجود روند در سری زمانی داده‌های مشاهده‌ای است (کوزه‌گران و موسوی بایگی، ۱۳۹۴). برای استفاده از این روش، به مقادیر نسبی داده‌ها نیاز است. بدین دلیل اگر سری‌ها طولانی یا حاوی اعشار باشند، ضروری است قبل از کاربرد روش، مقادیر با رتبه‌هایشان

جایگزین شود. بدین ترتیب به هر مقدار متناظر با یک عدد، رتبه‌ای داده رتبه به  $n$  می‌شود و در مجموع از ۱ تا دست خواهد آمد. رتبه‌ی هر عدد مقدار نسبی آن عدد در کل مقادیر را نشان می‌دهد. مقادیر ممکن این ضریب همانند ضریب همبستگی اسپیرمن بین ۱- و ۱+ متغیرند. این ضریب به صورت زیر بیان می‌شود (عساکره، ۱۳۹۰):

$$\tau = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{Sgn}(a_i - a_j)}{\frac{1}{2}n(n-1)} \quad (30)$$

در فرمول فوق،  $n$  طول دوره آماری،  $\text{Sgn}$  علامت جبری همه‌ی زوج‌های محتمل رتبه‌ها  $(a_i - a_j)$  است که در آن  $i > j$  (یعنی تفاضل رتبه نام و نام) است. در این صورت:

$$\text{Sgn}(a_i - a_j) = \begin{cases} +1 & a_i > a_j \\ 0 & a_i = a_j \\ -1 & a_i < a_j \end{cases} \quad (31)$$

آزمون معناداری آن نیز به قرار زیر می‌باشد:

$$\text{Var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (32)$$

مقدار  $Z$  نیز از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$Z_0 = \frac{\tau}{\text{Var}(s)} \quad (33)$$

اگر  $Z_c < Z_0$  باشد، فرض صفر رد می‌شود (عساکره، ۱۳۹۰).

غیرفصلی) امکانپذیر است (عساکره، ۱۳۹۰). مدل  $ARIMA(p,d,q)$  در واقع یک مدل میانگین متحرک مرتبه  $q$  جمع بسته خودهمبسته مرتبه  $p$  و با  $d$  درجه تفاضلی است و سعی می‌کند مقادیر آینده را بر اساس مقادیر گذشته و نوع رفتار سری زمانی برآورد کند. ساختار کلی این مدل عبارت است از:

$$\begin{aligned} Z_t &= \phi_1 Z_{t-1} \\ &+ \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} \\ &+ a_t + \theta_1 a_{t-1} \\ &+ \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q} \end{aligned}$$

که در آن  $\theta_1, \theta_2, \theta_p$  ضرایب و  $\phi_1, \phi_2, \phi_p$  پارامترهای مدل  $MA$ ،  $Z_t$ ،  $AR$  مقدار پیش‌بینی شده،  $Z_{t-p}$  اطلاعات مربوط به گذشته‌ی سری و  $a_t$  مقدار تصادفی و مستقل است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می‌کند (عساکره، ۱۳۹۰). مراحل انجام مدل‌سازی در خانواده آریمای به قرار زیر است:

۱- ترسیم سری زمانی داده‌ها و دستیابی به رفتار کلی سری زمانی، یعنی بررسی ایستایی یا نایستایی سری

آزمون‌های برآورد مقدار روند پس از انجام آزمون‌های مختلف به منظور آشکارسازی روند، مقدار روند نیز به دو روش پارامتری و ناپارامتری (روش سن) از روابط زیر محاسبه گردید:

$$(34) \quad b = \frac{\sum(Y-\bar{Y})(t-\bar{t})}{\sum(t-\bar{t})^2}$$

روش پارامتری است که در آن  $Y$  عنصر اقلیمی و  $t$  زمان می‌باشد، و روش ناپارامتری (روش سن) از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$(38) \quad b = Median \frac{Y_i - Y_j}{j - i}$$

الگوسازی روند با استفاده از خانواده  $ARIMA$  سپس الگوسازی آماری با استفاده از الگوهای موسوم به باکس-جنکینز ۲ انجام شد. این الگوها شامل الگوهای خودهمبسته ( $AR$ ) و میانگین متحرک ( $MA$ ) و یا ترکیبی از این‌ها می‌باشند که هم برای سری‌های زمانی ایستا ( $ARMA$ ) و هم برای سری‌های زمانی نایستا ( $ARIMA$ ) کاربرد دارند. الگوسازی  $ARIMA$  برای شناخت رفتارهای خطی و غیرخطی در داده‌های تناوبی (الگوهای  $SARIMA$ ) و غیرتناوبی (الگوهای  $ARIMA$ )

آزمایش و خطا ما را نه به طرف دو الگوی متفاوت بلکه به طرف یک الگوی واحد هدایت می‌کند (خردمندنی و عساکره، ۱۳۸۰).

آزمون الگوی برازش و شایستگی و آینده‌نگری مدل: برای انتخاب مناسب‌ترین مدل از بین چند مدل برازش داده شده چندین معیار را می‌توان مد نظر قرار داد. آزمون ضرایب، مانده‌های مدل و معیار آکائیک از جمله آن‌هاست که از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$m \text{ AIC} = n \ln(s_a^2) + 2 \quad (35)$$

$n$  طول سری و  $m$  تعداد پارامترهای مدل  $(p+q)$  و  $s_a^2$  برآورد حداکثر درست‌نمایی واریانس جامعه  $(\sigma_a^2)$  می‌باشد. در این رابطه مدلی که کم‌ترین مقدار آکائیک آن کمینه باشد را برمی‌گزینیم (خردمندنی و عساکره، ۱۳۸۰). از معیارهای دیگر این است که باقی‌مانده‌های مدل  $(at)$  دارای توزیع نرمال باشد و همچنین تصادفی (مستقل) و معنادار نباشند. معیار دیگر برای انتخاب یک مدل این است که مدل برازشی پیش‌بینی مناسبی در مورد رفتار سری ارائه دهد و در نهایت

۲- شناسایی تبدیلات مورد نیاز مانند تبدیلات باکس-کاکس ۱ جهت ایستاسازی در واریانس و تفاضلی کردن جهت ایستاسازی در میانگین

۳- تعیین مرتبه  $d$ : اگر سری زمانی حول یک محور افقی نوسان کند، مقدار  $d$ ، صفر، اگر حول یک خط مستقیم به سمت بالا یا پایین نوسان کند،  $d$ ، یک و اگر حول یک سهمی نوسان کند،  $d$ ، دو می‌شود.

۴- تعیین مرتبه  $p$  و  $q$  با استفاده از نمودار خودهمبستگی  $(ACF)$  ۲ و خودهمبستگی نگار جزئی  $(PACF)$  ۳ سری: با توجه به شاخک‌های معنادار خودهمبستگی نگار سری، یک مدل حدسی  $ARIMA(0,q)$  و با استفاده از نمودار خودهمبستگی جزئی سری، یک مدل  $ARIMA(p,0)$  تعیین می‌شود (عساکره، ۱۳۹۰).

۵- با روش زیاد برازاندن و آزمون و خطا هر یک از دو الگوی حدسی را آزمایش می‌کنیم تا در نهایت به الگویی برسیم که اضافه کردن و حذف هیچ پارامتری آن را بهتر یا بدتر نکند، سپس دو الگوی آزمایشی تعیین می‌شود. گاهی نیز زیاد برازاندن و

کردن سری زمانی است. هر گاه در یک سری بعد از هر فاصله زمانی مشخص (S)، شباهت‌هایی پیدا شود، سری دارای رفتار فصلی یا تناوبی با دوره تناوب S می‌شود (عساکره و خردمندنیا، ۱۳۸۱). یک الگوی آریمای فصلی ضربی اینطور نمایش داده می‌شود:

$$\Phi_p(B^S)\phi_p(B)(1 - B)^d(1 - B^S)^D Z_t = \Theta_Q(B^S)\theta_q(B)a_t$$

در الگوی فوق B عملگر پسرو،  $\theta_q$ ،  $\Phi_p$ ،  $\phi_p$ ،  $\Phi_p$  چند جمله‌ای‌هایی از مرتبه P، p، q، Q هستند و مولفه تصادفی با میانگین صفر و واریانس  $S_a^2$  می‌باشد. معمولا مقادیر اعداد d، D از یک تجاوز نمی‌کند. الگوی فوق، به صورت  $ARIMA(p,d,q)$  (P,D,Q) s نشان داده می‌شود که در آن، زیرنویس S دوره‌ی فصلی می‌باشد. می‌توان گفت که الگوی SARIMA در واقع یک الگوی ARIMA است که مرتبه AR آن  $p + P_S$  و مرتبه MA آن  $q + Q_S$  می‌باشد با این تفاوت که ضرایب تنها بوسیله  $p + P + q + Q$  حاصل نمی‌شوند. اگر  $S=12$  باشد،

مدل انتخابی بیش‌ترین برافزندگی را بر مشاهدات داشته باشد (عساکره، ۱۳۹۰). در مدل‌های آریمای خطی تنها بر اساس الگوی رفتار گذشته سری، آینده عناصر اقلیمی پیش‌بینی می‌شود. لذا تا یک حدی پیش‌بینی معقول و صحیح خواهد بود. این حد که گام پیش‌بینی می‌باشد شامل ربع طول دوره سری زمانی  $(\frac{n}{4})$  می‌باشد از این جهت انتظار می‌رود دقت پیش‌بینی به سمت انتهای افق پیش‌بینی کاهش یابد. لذا مدلی که بیش‌ترین ثبات در بازه اطمینان پیش‌بینی را ارائه دهد، به عنوان بهترین الگو پذیرفته خواهد شد (عساکره و یوسفی‌زاده، ۱۳۹۴).

الگوسازی روند با استفاده از خانواده SARIMA

شکل دیگری از خانواده مدل‌های آریما، که در این مقاله به کار گرفته شد، الگوی آریمای فصلی ضربی  $SARIMA(p,d,q)$  (P,D,Q) می‌باشد که p و q پارامترهای خودهمبستگی و میانگین متحرک ۱ غیرفصلی و P و Q پارامترهای خودهمبستگی و میانگین متحرک فصلی است. دو پارامتر دیگر یعنی d و D پارامترهای تفاضلی برای ایستا

می‌باشد. از بین چند مدل رقیب، مدلی با مقدار آکائیک کمینه برگزیده می‌شود.

### یافته‌های تحقیق

در این تحقیق به روش نمودار جعبه‌ای در هر دو ایستگاه مورد بررسی، تعدادی نقطه پرت مشاهده گردید که پس از بررسی تاریخچه ایستگاه‌های مورد مطالعه و همچنین بررسی ایستگاه‌های سینوپتیک همجوار در همان تاریخ مشخص شد که در ایستگاه‌های مورد بررسی از بدو تأسیس هیچ جابجایی صورت نگرفته و همچنین ایستگاه‌های سینوپتیک همجوار نیز در تاریخ‌های مشابه، چنین شرایط جوی را تجربه کرده‌اند لذا داده‌های پرت هر دو ایستگاه مورد بررسی، طبیعی به شمار می‌روند. سپس با استفاده از آزمون همجواری، مقدار  $Z_0$  برای ایستگاه جلفا  $0/48$  و برای ایستگاه سراب  $0/46$  بدست آمد که از مقدار  $Z_c$  ( $1/96$ ) کم‌تر می‌باشند لذا فرض صفر پذیرفته شد یعنی افت و خیزهای هر دو ایستگاه، تصادفی بوده است.

در آزمون کرامر برای ایستگاه جلفا با مقایسه میانگین زیردوره‌ها، دوره‌های

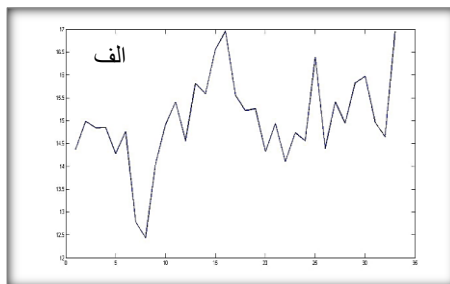
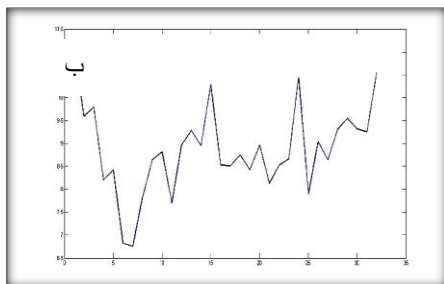
مقدار  $p + P + q + Q$  به طور قابل ملاحظه‌ای کوچک‌تر از  $p + P_S + q + Q_S$  خواهد بود (عساکره، ۱۳۹۰). مراحل اصلی در ساخت این الگوها، شامل تشخیص الگو، برازش مدل و بررسی شایستگی آن می‌باشد. مراتب مدل  $(P, Q, p, q)$  از روی نمودارهای خودهمبستگی  $(ACF)$  و خودهمبستگی جزئی  $(PACF)$  بدست می‌آید. به عبارت ساده‌تر خودهمبستگی جزئی، خودهمبستگی در تأخیر  $K$  را پس از حذف اثر بقیه خودهمبستگی می‌سنجد (عساکره، ۱۳۸۳). سری تفاضلی شده با توجه به شاخک‌های معناداری الگوی اولیه قابل تشخیص است و پس از برازش مدل، شایستگی آن از طریق نمودار پیش‌بینی و آزمون مانده‌های مدل ارزیابی می‌گردد. در مواردی که چند الگوی پیشنهادی داریم که هر یک مناسب به نظر می‌رسد برای انتخاب بین آن‌ها می‌توان از معیار اطلاع آکائیک استفاده کرد که از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$AIC = n \ln(s_a^2) + \frac{m}{2} \quad (40)$$

$N$  طول سری و  $M$  تعداد پارامترهای مدل  $(p+q+P+Q)$  و  $s_a^2$  برآورد حداکثر درست‌نمایی واریانس جامعه

آمده پس فرض صفر مقبول واقع گردیده است. برای ایستگاه سراب (شکل ۱ ب) نیز با توجه به نمودار آن، دوره‌های جهش شامل ۱-۷، ۱-۱۵-۷، ۱۵-۲۴ و ۳۲-۲۴ بوده و پذیرش و رد فرض صفر در چهار سطح ایستگاه مذکور همانند ایستگاه جلفا بوده است یعنی طی دو دوره اول، جهش در سری مورد بررسی وجود دارد.

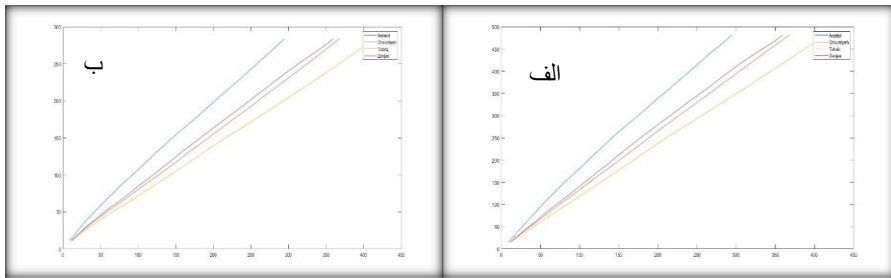
جهش با توجه به نمودار مربوطه (شکل ۱ الف)) شامل ۱-۸، ۱۶-۸، ۲۵-۱۶ و ۳۳-۲۵ می‌باشند. مقادیر سطوح اول و دوم از مقدار  $t_c$  کم‌تر بوده یعنی این دو سطح با هم تفاوت معنادار دارند به عبارتی یعنی فرض صفر آزمون مذکور پذیرفته نشده است و دارای جهش می‌باشند. اما مقادیر سطوح سوم و چهارم بیش‌تر از مقدار  $t_c$  به دست



شکل ۱: نمودار کرامر برای ایستگاه‌های جلفا (الف) و سراب (ب) طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸)

ایستگاه‌های مجاور (ارومیه، زنجان، اردبیل و تبریز) با ایستگاه‌های مورد بررسی یعنی ایستگاه‌های سراب و جلفا (شکل ۲) تقریباً در امتداد یک خط راست به نمایش درآمدند لذا همگن بودن ایستگاه‌های مورد بررسی با ایستگاه‌های مجاور استنباط گردید.

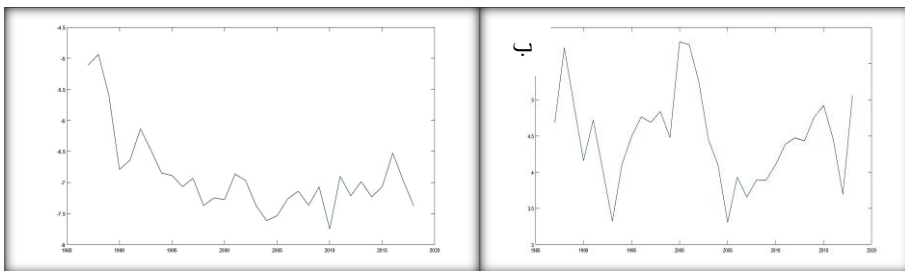
نتایج آزمون‌های همگنی برای هر دو ایستگاه مورد مطالعه از این قرار می‌باشد: آزمون بوشاند برای ایستگاه جلفا مقدار  $Z_0$ ،  $1/4$  بدست آمد لذا فرض صفر پذیرفته نشد یعنی مشاهدات دارای جهش می‌باشند اما برای ایستگاه سراب مقدار  $Z_0$ ،  $0/8$  حاصل شد، پس ضمن قبول فرض صفر، تایید گردید که مشاهدات فاقد جهش می‌باشند. در آزمون جرم مضاعف، تمام نقاط ترسیمی



شکل ۲: نمودار جرم مضاعف برای ایستگاه‌های جلفا (الف) و سراب (ب) با ایستگاه‌های مجاور طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸)

در آزمون همگنی درست‌نمایی ورسلی مقدار  $W$  بدست آمده برای ایستگاه جلفا و سراب به ترتیب  $۵/۰۲$  و  $۴/۱$  می‌باشد که از مقدار  $W_c$  جدول بیش‌تر می‌باشد و بیانگر ناهمگنی داده‌های هر دو ایستگاه مذکور بوده لذا فرض صفر رد می‌شود.

در آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق، برای ایستگاه جلفا مقدار  $۸/۸$  بدست آمد و فرض صفر رد گردید یعنی مشاهدات ناهمگن بودند اما برای ایستگاه سراب مقدار حاصله  $۵/۷$  بود لذا ضمن تایید فرض صفر، مشاهدات همگن شناخته شدند. در آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی نیز (شکل ۴) جهش در مشاهدات در هر دو ایستگاه مشاهده می‌گردد. در آزمون وان نیومن مقدار  $۷$  برای ایستگاه جلفا  $۱/۰۴$  و برای ایستگاه سراب  $۱/۱$  بوده است و در هر دو ایستگاه مقدار آن کم‌تر از  $۲$  بوده است پس



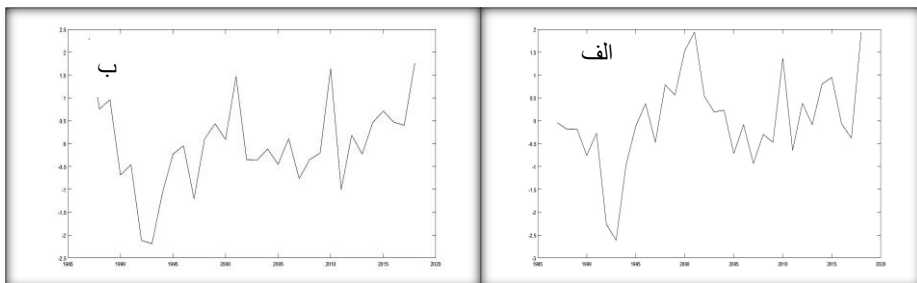
شکل ۳: نمودار کرادوک برای ایستگاه‌های جلفا (الف) و سراب (ب) طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸)

شکل ۳: نمودار کرادوک برای ایستگاه‌های جلفا (الف) و سراب (ب) طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸)

شکل ۳: نمودار کرادوک برای ایستگاه‌های جلفا (الف) و سراب (ب) طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸)

مشاهدات می‌باشد یعنی داده‌های ایستگاه‌های مورد بررسی دارای روند می‌باشند.

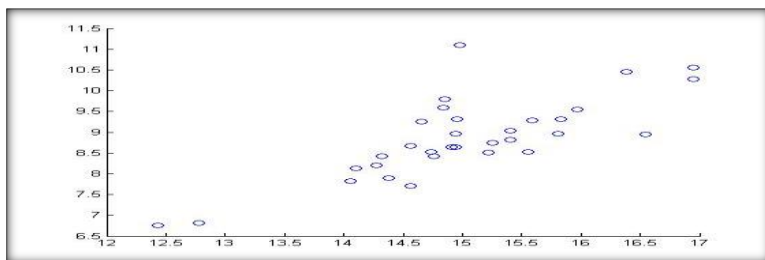
مشاهدات ناهمگن هستند. به طور کلی نتیجه‌ای که از آزمون‌های همگنی برای هر دو ایستگاه حاصل شد بیانگر ناهمگنی در



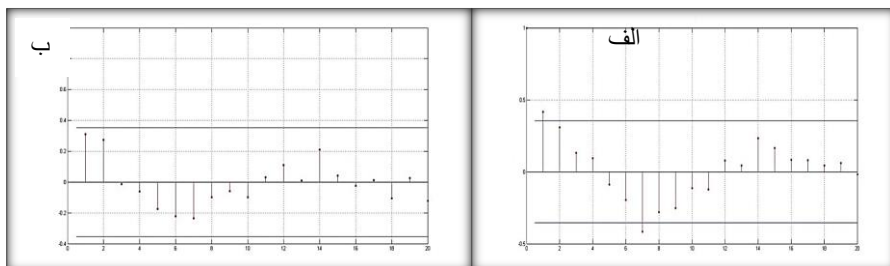
شکل ۴: نمودار آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی برای ایستگاه‌های جلفا (الف) و سراب (ب) طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸)

خودهمبستگی نگار هر یک از ایستگاه‌ها (شکل ۶) وجود روند در داده‌های ایستگاه جلفا و عدم روند در داده‌های ایستگاه سراب استنباط گردید.

در مرحله بعد در تحلیل روند، آشکارسازی روند به روش‌های مختلف انجام گرفت بدین صورت که، ترسیم پراکنش نگار، عدم رابطه بین دو ایستگاه مورد مطالعه را نشان داد (شکل ۵). سپس با ترسیم



شکل ۵: پراکنش نگار ایستگاه‌های سراب و جلفا طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸)



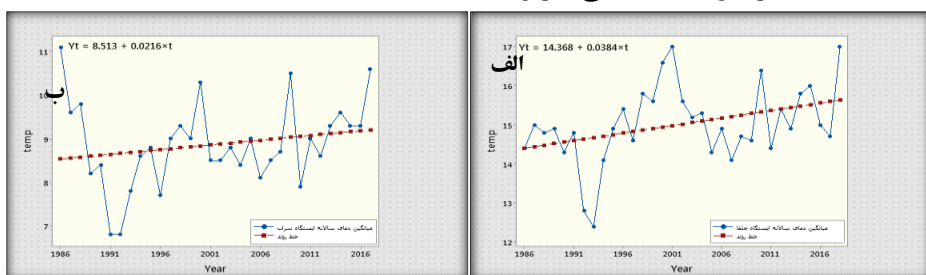
شکل ۶: خودهمبستگی نگار میانگین دمای سالانه ایستگاه‌های جلفا (الف) و سراب (ب) طی دوره آماری (۱۹۸۶-۲۰۱۸)

در مرحله بعد ضریب همبستگی پیرسون برای دو ایستگاه محاسبه شد که این مقدار، معادل  $0/76$  می‌باشد و از آنجایی که این مقدار به عدد یک نزدیک است، نشان از رابطه قوی بین دو متغیر می‌باشد. سپس دو آزمون ناپارامتری اسپیرمن و مان-کندال بر روی داده‌ها انجام گرفت که طی آزمون مان-کندال برای ایستگاه جلفا، مقدار  $0/019$ - و برای آزمون معنادای آن، مقدار  $Z_0$ ،  $4/54$ - حاصل شد که این مقدار چون از مقدار  $Z_c$  ( $1/96$ ) کم‌تر می‌باشد لذا فرض صفر آزمون رد گردیده و عدم روند مشاهدات تایید گردید. برای ایستگاه سراب نیز مقادیر آزمون مان-کندال و آماره  $Z_0$ ، بترتیب  $0/02$ - و  $5/3$ - حاصل شد که طی آن نیز فرض صفر رد شده و عدم روند مشاهدات برای این ایستگاه نیز تایید شد. در آزمون ناپارامتری اسپیرمن برای ایستگاه جلفا و سراب بترتیب مقادیر  $0/38$  و  $0/24$  حاصل شد لذا چون مقادیر هر دو ایستگاه بیشتر از صفر می‌باشد پس فرض صفر آزمون رد گردیده و می‌توان اینطور استنباط کرد که مشاهدات دارای روند خطی هستند. پس از آشکارسازی روند، مقدار روند

نیز برای هر دو ایستگاه به دو روش پارامتری و ناپارامتری (روش سن) محاسبه گردید که این مقدار به روش پارامتری برای ایستگاه جلفا،  $0/38$  و برای ایستگاه سراب،  $0/21$  و به روش ناپارامتری برای ایستگاه جلفا و سراب بترتیب،  $0/25$  و  $0/27$  بدست آمد. در مرحله بعد جهت بررسی تغییرات سری‌های زمانی ایستگاه‌های مورد مطالعه، از روش‌های الگوسازی در خانواده ARIMA، روش تحلیل همسازها و تحلیل طیفی بهره گرفته شد که نتایج آن‌ها بدین شرح می‌باشد: شکل ۷ میانگین دمای سالانه ایستگاه‌های جلفا (۱۹۸۶-۲۰۱۸) و سراب (۱۹۸۷-۲۰۱۸) را نشان می‌دهد. نمودار مذکور برای هر دو ایستگاه بیانگر آن است که سری زمانی حول یک خط غیرافقی و با شیبی مثبت نوسان دارد. بنابراین الگوی خطی حول یک محور افقی به عنوان الگوی اولیه مناسب قابل پذیرش است. به عبارتی شواهد ترسیمی روند حاکی از معنادار بودن الگوی خطی بر دمای هر دو ایستگاه مذکور می‌باشد. برای الگوسازی دمای ایستگاه‌های جلفا و سراب از الگوسازی در خانواده چندجمله‌ای

خودهمبستگی نگار جزئی گردید. سپس با روش زیاد برازاندن، معیار آکائیک، آزمون ملنده‌های مدل در غلب نرمال و تصادفی بودن باقی‌مانده‌ها و در نهایت پیش‌بینی و آینده‌نگری، الگوی مناسب انتخاب و رفتار آینده دمای ایستگاه‌های مورد بررسی محاسبه گردید.

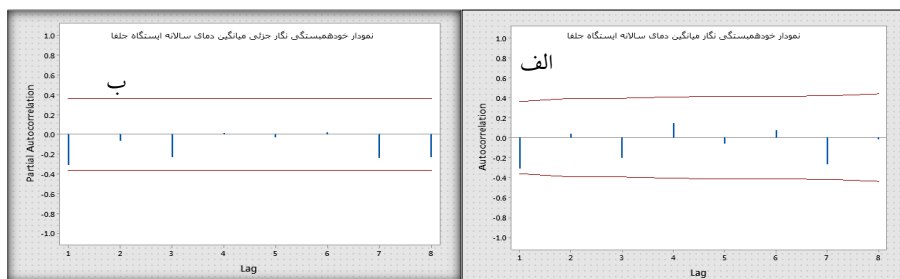
استفاده می‌شود. بدین ترتیب مراحل استفاده از ARIMA(p,d,q) با درجه تفاضلی  $d=1$  برای حذف روند خطی، درجه تفاضلی  $d=2$  برای حذف روند سهمی و  $d=0$  نیز مورد بررسی قرار گرفت و پس از تایید (مقدار p-value کم‌تر از ۰.۰۵ بودند) اقدام به تعیین مراتب  $p$  و  $q$  با استفاده از خودهمبستگی نگار و



شکل ۷: سری زمانی متوسط دمای سالانه ایستگاه‌های جلفا (الف) و سراب (ب) و خط برازش یافته بر آن‌ها

خودهمبستگی نگار و خودهمبستگی نگار جزئی (شکل ۸) گردید:

در مرحله بعد با اعمال تفاضل مرتبه  $d=1$  و ایستاسازی، اقدام به تعیین مراتب مختلف برای  $p$  و  $q$  با استفاده از



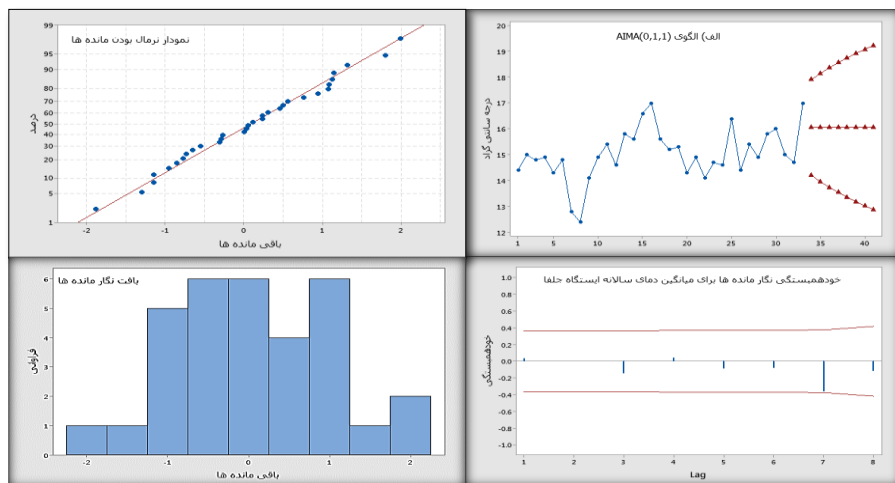
شکل ۸: نمودار خودهمبستگی نگار (الف) و خودهمبستگی نگار جزئی (ب) سری تفاضلی میانگین دمای سالانه ایستگاه جلفا ( $d=1$ )

معناداری وجود ندارد لذا برازش مدل را برای مرتبه  $q$  در مرحله اول با

در نمودار فوق با توجه به اینکه برای هیچ کدام از مراتب، هیچ شاخص

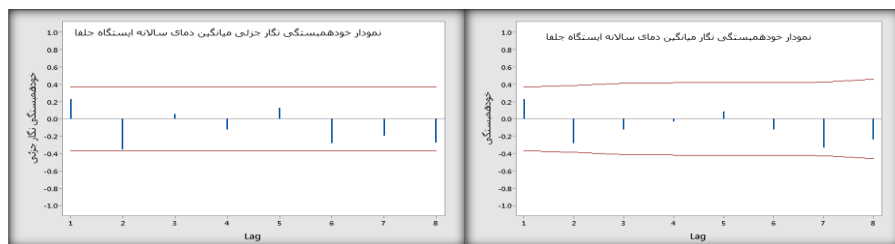
ARIMA(0,1,1) شروع کردیم که در نهایت مدل ARIMA(0,1,1) تایید گردید. همچنین برازش مدل برای مرتبه  $p$  یعنی ARIMA(1,1,0) نیز به مدل ARIMA(0,1,1) منتهی شد یعنی هر دو مدل برازش یافته، نتیجه واحدی را نشان دادند (شکل ۹). ملاحظه می‌گردد که پیش‌بینی حاصل از این مدل ثبات داده‌ها حول میانگین و نیز افزایش ناگهانی بازه اطمینان ۹۵ درصد در امتداد افق پیش‌بینی را نشان می‌دهد. بیشینه افزایش در انتهای مقصد پیش‌بینی نیز گویای بی‌دقتی در پیش‌بینی است. سپس مانده‌های مدل به لحاظ نرمال و تصادفی بودن مورد آزمون قرار گرفتند (شکل ۹). از شرایط اساسی برای پذیرش مدل به عنوان مدلی که خطاهای ناچیز داشته باشد، این است که باقیمانده‌ها ( $e_t$ ) دنباله‌ای

از متغیرهای تصادفی هم توزیع (معمولا نرمال) و دو به دو ناهمبسته (نوفه سفید) با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت ( $S_a^2$ ) باشند (عساکره و خردمندیا، ۱۳۸۱). از اینرو، پس از مدل‌سازی، باقیمانده‌ها به لحاظ نرمال بودن و استقلال آزمون شدند. روش‌های انجام این نوع آزمون‌ها پرشمارند. در این تحقیق، برای آزمون فرض نرمال بودن از روش‌های آماری-ترسیمی و برای آزمون استقلال باقیمانده‌ها از خودهمبستگی نگار بهره گرفته شد. با توجه به نمودار خودهمبستگی مانده‌ها که در آن هیچ شاخک معناداری خارج از مرز قرار نگرفته و در نمودارهای بعدی، مانده‌های مدل حول خط، پراکندگی دارند و نیز بافت‌نگار آن‌ها نیز به نرمال نزدیک می‌باشد لذا می‌توان گفت مانده‌ها شرط مستقل و نرمال بودن را احراز کرده‌اند.



شکل ۹: نمودار پیش‌بینی ۸ ساله و فاصله اطمینان ۹۵ درصد ( $d=1$ ) و نمودارهای مربوط به آزمون مانده‌ها (ARIMA(0,1,1)) برای ایستگاه جلفا

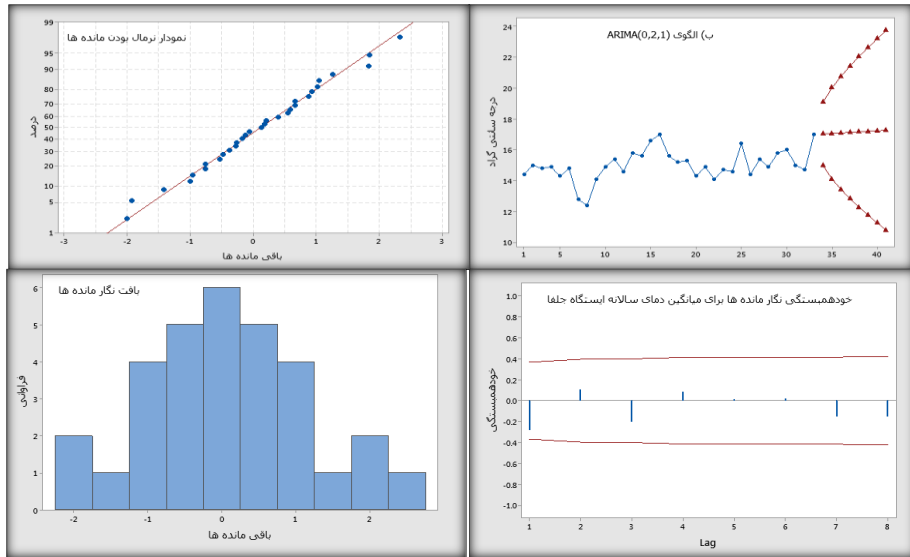
انجام گرفت (نمودار ۱۰). سپس مراحل برای سری تفاضلی  $d=2$



شکل ۱۰: نمودار همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی سری تفاضلی میانگین دمای سالانه ایستگاه جلفا ( $d=2$ )

باقیمانده‌ها آزمون شود، چرا که باقیمانده‌های مدل باید یک سری بدون الگو باشد. برای آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها، مقادیر برحسب احتمال وقوع و فاصله اطمینان ۹۵ درصد محاسبه گردید (شکل ۱۱). ملاحظه می‌شود که مانده‌های این مرتبه از مدل ARIMA(0,2,1) نیز شروط نرمال و مستقل بودن را دارا می‌باشند.

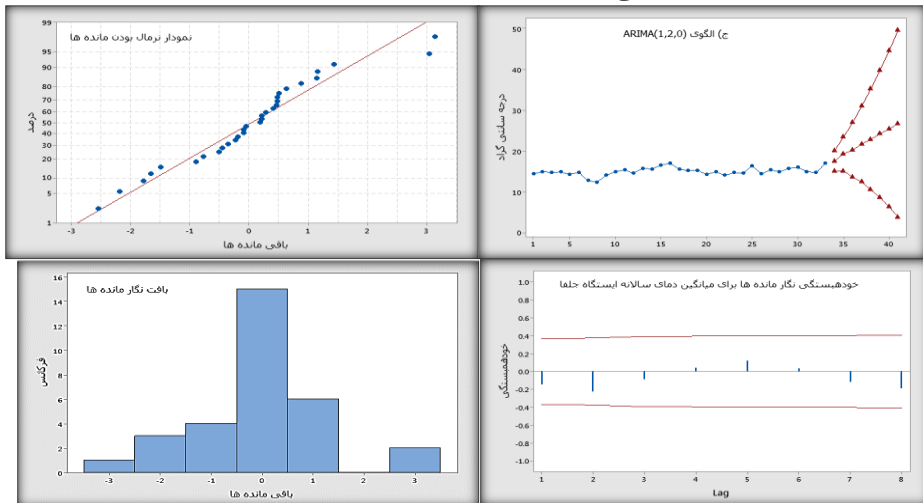
با توجه به اینکه در هر دو مرتبه  $q$  و  $p$  هیچ شاخصی از مرز معناداری خارج نشده، لذا برآزش مدل را برای مرتبه  $q$  با ARIMA(0,2,1) آغاز نمودیم (شکل ۱۱) که در نهایت همین مدل ARIMA(0,2,1) به عنوان مدل نهایی تایید گردید. چنانکه قبلاً نیز اشاره شد، هر الگوی پذیرفته شده باید به لحاظ نرمال بودن، استقلال و همگونی واریانس



شکل ۱۱: نمودار پیش‌بینی ۸ ساله و فاصله اطمینان ۹۵ درصد ( $d=2$ ) و نمودارهای مربوط به آزمون مانده‌ها (ARIMA(0,2,1)) برای ایستگاه جلفا

پس از برازش، همین مدل یعنی ARIMA(1,2,0) بر داده‌ها فیت گردید (شکل ۱۲).

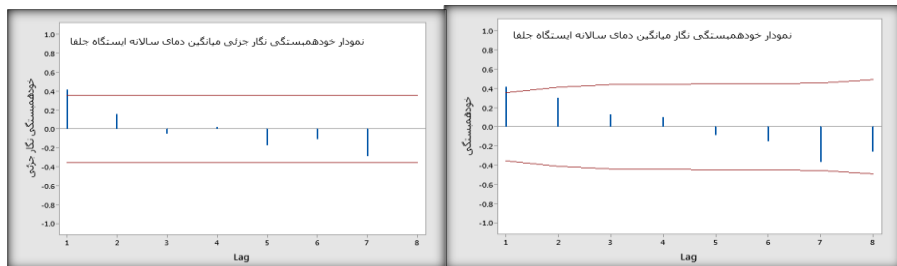
حال مدل را برای مرتبه  $p$  برازش می‌دهیم، مدل آزمایشی با توجه به اینکه هیچ شاخک معناداری وجود ندارد ARIMA(1,2,0) می‌باشد که



شکل ۱۲: نمودار پیش‌بینی ۸ ساله و فاصله اطمینان ۹۵ درصد ( $d=2$ ) و نمودارهای مربوط به آزمون مانده‌ها (ARIMA(1,2,0)) برای ایستگاه جلفا

مدل برازش داده شد (شکل ۱۳).

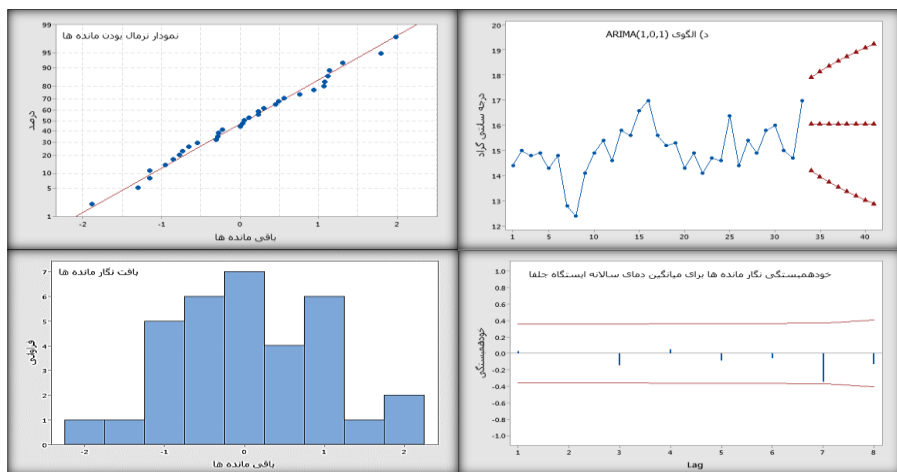
در مرحله آخر در نهایت مدل با مرتبه  $d=0$  نیز برای دستیابی به بهترین



شکل ۱۳: نمودار خودهمبستگی نگار و خودهمبستگی نگار جزئی سری تفاضلی میانگین دمای سالانه ایستگاه جلفا ( $d=0$ )

مدل  $ARIMA(1,0,1)$  یعنی همان مدل قبلی حاصل شد. در این مرتبه نیز همانند مرتبه  $d=1$  هر دو مدل نتیجه‌ی واحدی را حاصل کردند (شکل ۱۴)؛ پیش‌بینی این مدل نیز مناسب به نظر می‌رسد و همچنین مانده‌های مدل دو شرط نرمال و مستقل بودن را احراز نموده‌اند.

برازش مدل را برای مرتبه  $q$  با مدل آزمایشی  $ARIMA(0,0,1)$  آغاز کردیم و پس از عمل زیاد برآزاندن، مدل  $ARIMA(1,0,1)$  بر داده‌ها فیت گردید (شکل ۱۴). برای مرتبه  $p$  نیز با توجه به اینکه در این مرتبه هم تنها یک شاخک معنادار وجود دارد برازش مدل را با  $ARIMA(1,0,0)$  شروع کرده که نهایتاً



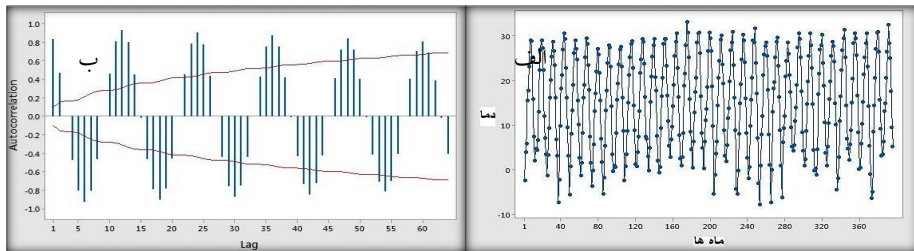
شکل ۱۴: نمودار پیش‌بینی ۸ ساله و فاصله اطمینان ۹۵ درصد ( $d=0$ ) و نمودارهای مربوط به آزمون مانده‌ها  $ARIMA(1,0,1)$  برای ایستگاه جلفا

شایسته برای میانگین دمای سالانه ایستگاه سراب برگزیده شدند. همچنین بر اساس معیار آکائیک مدل  $ARIMA(1,1,0)$  مناسبترین مدل شناخته شد.

سپس مدل سازی را در خانواده دیگری از الگوسازی آریمای یعنی  $SARIMA$  انجام دادیم. مراحل انجام این کار برای ایستگاه جلفا به عنوان ایستگاه نماینده در پی می آید و نتایج ایستگاه دوم یعنی سراب در انتها آورده شده است. برای شروع، ابتدا سری زمانی ماهانه و همبستگی نگار ماهانه ایستگاه جلفا ترسیم گردید (شکل ۱۵).

نتیجه کلی اینکه از مجموع مدل های برازش داده شده، دو مدل  $ARIMA(0,1,1)$  و  $ARIMA(1,0,1)$  به عنوان مدل های شایسته برای میانگین دمای سالانه ایستگاه جلفا برگزیده شدند. همچنین بر اساس معیار آکائیک مدل  $ARIMA(0,1,1)$  مناسبترین مدل شناخته شد.

تمام مراحل فوق برای ایستگاه سراب نیز انجام گرفت و پس از آزمون و خطاهای مختلف و عمل زیاد برازندن نهایتاً سه مدل  $ARIMA(1,1,0)$  و  $ARIMA(0,1,1)$  و  $ARIMA(0,2,2)$  به عنوان مدل های



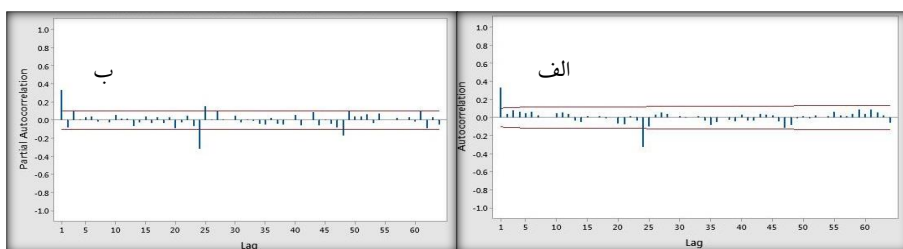
شکل ۱۵: سری زمانی میانگین دمای ماهانه (الف) و خودهمبستگی نگار سری زمانی میانگین دمای ماهانه (ب) ایستگاه جلفا

برای مشخص شدن مقادیر  $D$  و  $d$  از واریانس تفاضلی شده استفاده می شود به طوری که  $S_a^2$  دارای کمترین حد خود باشد. با توجه به مراتب تفاضل گیری مقادیر  $d=0$  و  $D=2$  به

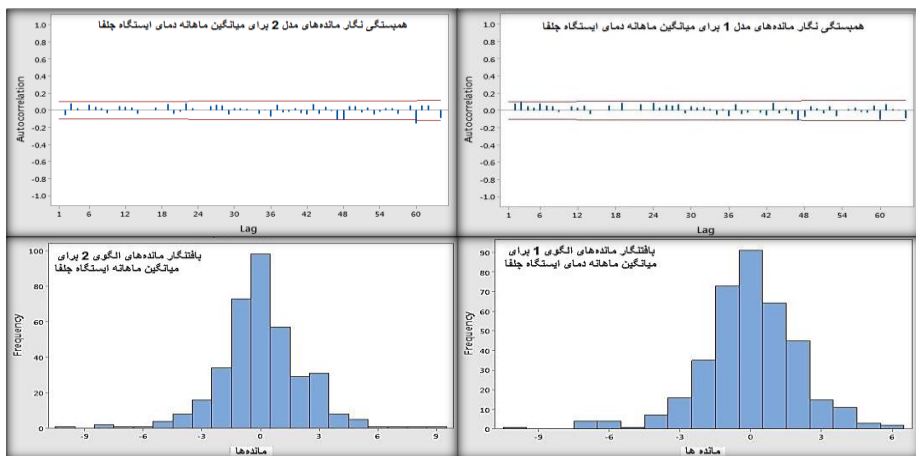
همانطور که ملاحظه می گردد تغییرات منظم فصلی در سری زمانی ماهانه دمای ایستگاه جلفا وجود دارد بطوریکه با هر ۱۲ بار مشاهده، الگوی تغییرات سری زمانی تکرار می شود.

M1 مقایسه شدند (شکل ۱۷). همچنین معیار آکائیک الگوهای مذکور جهت انتخاب بهترین الگو بررسی و محاسبه گردید (جدول ۱). نتایج نشان داد که الگوی M1 با کم‌ترین مقدار آکائیک مناسب‌ترین مدل در بین مدل‌های ارزیابی شده می‌باشد.

عنوان مرتبه تفاضل‌گیری در نظر گرفته شده و بر اساس این مرتبه برای مشخص نمودن اولیه  $P, p, Q, q$  نمودارهای خودهمبستگی‌نگار و خودهمبستگی‌نگار جزئی (شکل ۱۶) ترسیم گردید. در ادامه سه الگوی برازنده  $M2$ ،  $M3$  و  $M4$  با الگوی



شکل ۱۶: نمودار خودهمبستگی (الف) و خودهمبستگی نگار جزئی (ب) سری زمانی تفاضل‌گیری شده ایستگاه جلفا



شکل ۱۷: نمودار همبستگی نگار و بافتنگار مانده‌های مدل M1 و M2 میانگین ماهانه دمای ایستگاه جلفا

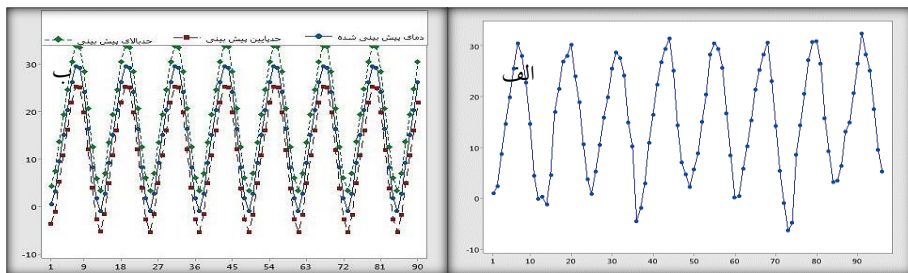
جدول ۱: نتایج معیار آکائیک الگوها

| شماره الگو | SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)12 | معیار آکائیک |
|------------|------------------------|--------------|
| M1         | (0,0,1)(1,2,3)12       | ۲۴۹/۴۳       |
| M2         | (1,0,0)(4,2,1)12       | ۲۵۱/۴۷       |

|        |                  |    |
|--------|------------------|----|
| ۲۵۷/۲۱ | (1,0,1)(0,1,1)12 | M3 |
| ۲۶۷/۷۸ | (5,1,0)(5,1,0)12 | M4 |

رفتار گذشته میانگین دمای ایستگاه جلفا طی ۹۶ ماه پیش‌بینی شده و نیز ثلثت بودن بازه اطمینان در طول زمان مذکور تاییدی دیگر در پذیرش مدل M1 می‌باشد.

سپس سری زمانی مورد بررسی برای ۸ سال پایانی (۲۰۱۸-۲۰۱۰) و پیش‌بینی ۸ سال آینده (۹۶ ماه) با فاصله اطمینان ۹۵ درصد (۲۰۲۶-۲۰۱۸) برای میانگین دمای ماهانه ایستگاه جلفا ترسیم گردید (شکل ۱۸). تکرار



شکل ۱۸: نمودار سری زمانی ۸ سال اخیر برای دمای ماهانه (الف) و نمودار پیش‌بینی دمای ماهانه (ب) ایستگاه جلفا با مدل M1

رسیدند. با زیاد برآزندن و آزمایش و خطا نهایتاً الگوهای  $M1 = SARIMA(0,0,2)(1,2,3)_{12}$  و  $M2 = SARIMA(1,0,0)(5,2,1)_{12}$  بدست آمد. در ادامه دو الگوی دیگر  $M3 = SARIMA(1,0,2)(0,1,1)_{12}$  و  $M4 = SARIMA(1,0,0)(3,1,0)_{12}$  با الگوی M1 مقایسه شدند. در نهایت مدل M1 با احراز شرط نرمال و مستقل بودن مانده‌ها و کمترین مقدار

تمام مراحل لنجام و برآزش مدل SARIMA به شیوه‌ای که بیان شد برای ایستگاه سراب نیز انجام گرفت و با مرتبه تفاضلی  $D=2$  و  $d=0$  با توجه به شاخک‌های معناداری نمودار خودهمبستگی مدل  $M1 = SARIMA(0,0,1)(0,2,1)_{12}$  و با توجه به نمودار خودهمبستگی‌نگار جزئی مدل  $M2 = SARIMA(1,0,0)(3,2,0)_{12}$  به عنوان حدس‌های اولیه مناسب به نظر

ایستگاه سراب، ۰/۰۲۱ و به روش ناپارامتری نیز برای ایستگاه جلفا و سراب بترتیب، ۰/۰۲۵ و ۰/۰۲۷ بدست آمد. بدین ترتیب با این دو روش دمای هر دو ایستگاه مورد مطالعه با تفاوت جزئی دارای روند افزایشی بوده‌اند. در مرحله بعد جهت الگوسازی روند از خانواده الگوهای موسوم به باکس جنکینز شامل دو مدل ARIMA و SARIMA استفاده شد. نتایج حاصل از الگوسازی ARIMA برای ایستگاه جلفا و سراب بترتیب شامل ARIMA(0,1,1) و ARIMA(1,1,0) می‌باشد. همچنین برای الگوسازی SARIMA برای دو ایستگاه جلفا و سراب بترتیب الگوهای SARIMA(0,0,1)(1,2,3)12 و SARIMA(0,0,2)(1,2,3)12 حاصل شد. مدل‌های منتخب همراه با شرط نرمال و مستقل بودن ملندها و کمترین مقدار آکائیک، به عنوان بهترین مدل پژوهش انتخاب گردیدند.

آکائیک به عنوان بهترین مدل انتخاب گردید.

### نتیجه‌گیری

در این پژوهش، با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی اتورگرسیون مدل ARIMA و SARIMA میانگین ماهانه و سالانه دمای ایستگاه‌های جلفا و سراب برای یک دوره ۳۳ ساله (۲۰۱۸-۱۹۸۶) مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت، که طی آن با استفاده از آزمون‌های مختلف آماری، داده‌ها به لحاظ کفایت طول دوره آماری و به لحاظ کیفیت، کنترل و بررسی گردیدند. همچنین از انواع آزمون‌های همگنی برای تشخیص همگنی یا ناهمگنی در مشاهدات استفاده گردید که طی آن ناهمگنی و وجود روند در داده‌ها تایید گردید. سپس با استفاده از آزمون‌های پارامتری و ناپارامتری، روند و نوع و مقدار آن مشخص گردید، که این مقدار به روش پارامتری برای ایستگاه جلفا، ۰/۰۳۸ و برای

### ملاحظات اخلاقی

**حامی مالی:** این پژوهش هیچ کمک مالی از سازمان‌های تأمین مالی دریافت نکرده است.  
**تعارض منافع:** طبق اظهار نویسندگان، این مقاله تعارض منافع ندارد.  
**برگرفته از پایان نامه/رساله:** این مقاله برگرفته از پایان نامه/رساله نبوده است.

## منابع

- متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک، سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی، دانشگاه اصفهان.
- ۶- سبزی پرور، علی اکبر. شادمانی، مجتبی. (۱۳۹۰). تحلیل روند تبخیر و تعرق مرجع با استفاده از آزمون من-کندال و اسپیرمن، نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۵، ش ۴.
- سلطانی گردفرامری، سمیه. صابری، عارف، قیصوری، مرتضی. (۱۳۹۶). تعیین بهترین مدل سری زمانی در پیش بینی بارندگی سالانه ایستگاه های منتخب استان آذربایجان غربی، نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، سال هفدهم، ش ۴۴.
- شیرمحمدی، سهیلا. (۱۳۹۱). بررسی و مدل سازی سری های زمانی دمای زنجان طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۶، نشریه تحقیقات جغرافیایی، سال بیست و هفتم، ش ۴.
- عساکره، حسین. خردمندیا، منوچهر. (۱۳۸۱). مدل سازی SARIMA برای درجه حرارت ماهانه جاسک، نشریه نیوار، ش ۴۴ و ۴۵.
- عساکره، حسین. (۱۳۸۳). تحلیلی آماری بر تغییرات میانگین سالانه
- اصلاحی، مهدی. پوراصغر، فرناز. اکبرزاده، یونس. (۱۴۰۰). بررسی رخدادهای حدی اقلیمی در استان آذربایجان شرقی طی دوره آماری ۱۳۸۸-۱۳۹۷، نیوار، دوره ۴۵، ش ۱۱۴ و ۱۱۵.
- دارند، محمد (۱۳۹۳). واکاو تغییرات مقادیر حدی بارش و دما در ارومیه به عنوان نشانه هایی از تغییر اقلیم، نشریه پژوهش های حفاظت آب و خاک، جلد ۲۱، ش ۲.
- جهانبخش، سعید. ترابی، سیما. (۱۳۸۳). بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران، نشریه تحقیقات جغرافیایی، ش ۷۴.
- حاجی بیگلو، محبوبه. قزل سوفلو، عباسعلی. علیمیرزائی، حسین. (۱۳۹۲). بررسی و پیش بینی متوسط بارندگی ماهانه با بکارگیری تکنیک SARIMA (مطالعه موردی: ایستگاه باران سنجی بابالمان بجنورد)، نشریه علوم و مهندسی آبیاری، ش ۳، دوره ۳۶.
- خردمندیا، منوچهر. عساکره، حسین. (۱۳۸۰). الگوسازی ARIMA برای

- دمای شهر زنجان طی دهه‌های اخیر، نشریه نیوار، ش ۱۳.
- عساکره، حسین. (۱۳۸۸). الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز، نشریه تحقیقات جغرافیایی، دوره ۲۴، ش ۲.
- عساکره، حسین. اشرفی، سعیده. (۱۳۹۰). مدل‌سازی تعداد روزهای بارش سالانه بر اساس رطوبت نسبی و دمای سالانه زنجان، نشریه اطلاعات جغرافیایی (سپهر)، دوره ۲۰، ش ۸۰.
- عساکره، حسین. (۱۳۹۰). مبانی اقلیم‌شناسی آماری، انتشارات دانشگاه زنجان.
- عساکره، حسین. یوسفی‌زاده، رحیم. (۱۳۹۴). بررسی روند و رفتار بارشی شهر شاهرود با استفاده از مدل‌های آماری و تحلیل طیفی، اولین کنگره علمی پژوهشی توسعه و ترویج علوم کشاورزی، منابع طبیعی و محیط زیست ایران.
- عساکره، حسین. یوسفی‌زاده، رحیم. (۱۳۹۴). شبیه‌سازی تغییرات میانگین درجه حرارت ماهانه و سالانه با استفاده از الگوسازی مدل‌های سری زمانی، اولین کنگره علمی پژوهشی توسعه و ترویج علوم کشاورزی، منابع طبیعی و محیط زیست ایران.
- عساکره، حسین. (۱۳۹۶). مبانی پژوهش در آب و هواشناسی، انتشارات دانشگاه زنجان.
- عطایی، هوشمند. فناپی، راضیه. (۱۳۹۲). بررسی روند تغییر سری‌های دمای شهر شیراز در ارتباط با برنامه‌ریزی توسعه شهری، نشریه پژوهش و برنامه‌ریزی شهری، سال چهارم، ش ۱۵.
- غیور، حسنعلی. عساکره، حسین. (۱۳۸۲). کاربرد مدل‌های فوریه در برآورد دمای ماهانه و آینده‌نگری آن (مطالعه موردی: دمای مشهد)، سومین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم.
- قاجارنیا، نوید. لیاقت، عبدالمجید. دانش‌کار آراسته، پیمان. (۱۳۹۳). صحت‌سنجی داده‌های بارندگی ایستگاه‌های غیرثبات سازمان هواشناسی و تماب در حوضه آبریز دریاچه ارومیه، نشریه حفاظت منابع آب و خاک، سال چهارم، ش ۱.
- قهاری، غلامرضا. گندمکار، امیر. نجف‌پور، بهرام. نجابت، مسعود. (۱۳۹۴). بررسی روند تغییرات دمای ایستگاه همدید شیراز به روش آماری مان-کندال، نشریه جغرافیای طبیعی،

- International Journal of Climatology, 6.
- Alexandersson, H. Moberg, A. (1997). Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for linear trends, International Journal of Climatology, 24.
  - Chawsheen, T. A., & Broom, M. (2017) Seasonal time-series modeling and forecasting of monthly mean temperature for decision making in the Kurdistan Region of Iraq. Journal of Statistical Theory and Practice, 11(4).
  - Dwivedi, D. K. Sharma, G. R. Wander, S. S. (2017). Forecasting Mean Temperature Using Model for Junagadh City of Gujarat", International Journal of Agricultural Science and Research.
  - Isikwue, B. C. Ameh, M. E. Utah, E. U. (2012). Validity of the harmonic analysis of monthly rainfall variability in Makurdi, Nigeria". World Journal of Applied Science and Technology, Vol.4. No 2.
  - Peterson, Thomas C. Easterling, David R. Karl, سال هشتم، ش ۲۷.
  - کریمی، رامین. (۱۳۹۴). راهنمای آسان تحلیل آماری با SPSS، انتشارات دانشگاه تهران.
  - محمدی، حمید. کفیلزاده، فرشید. نقشینه فرد، محمد. پیش‌بین، سیامک. (۱۳۸۷). مقایسه قدرت پیش‌بینی روش شبکه عصبی مصنوعی با سایر روش‌های پیش‌بینی، نشریه دانش نوین کشاورزی، سال چهارم، ش ۱۳.
  - مومنی، رضا. مجیری، آزاده. (۱۳۹۰). پیش‌بینی کمینه و بیشینه دمای هوا در ایستگاه هواشناسی زاهدان با استفاده از مدل‌های ARIMA و روش ریزمقیاس‌نمایی آماری، نشریه دانشجویی آمار (ندا)، سال یازدهم، ش ۱.
  - ویسی‌پور، حسین. معصوم‌پور سماکوش، جعفر. صحنه، بهمن. یوسفی، یدالله. (۱۳۸۹). تحلیل پیش‌بینی روند بارش و دما با استفاده از مدل‌های سری زمانی ARIMA (نمونه موردی: شهرستان کرمانشاه)، نشریه علمی پژوهشی جغرافیا، دوره ۴، ش ۱۲.
  - Alexandersson, H. (1986). A Homogeneity Test Applied to Precipitation Data.

Thomas R. Groisman, Pavel. Nicholls, Neville. Plummer, Neil. Torok, Simon. Auer Ingeborg. Boehm, Reinhard. Gullett, Donald. Vincent, Lucie. Heino, Raino. Tuomenvirta, Heikki. Mestre, Olivier. Szentimrey, Tamas. Salinger, James. Forland, Eirik J. Hanssen-Bauer, Inger. Alexandersson, Hans. Jones, Philip and Parker, David. (1998). Homogeneity Adjustments of in Situ Atmospheric Climate Data. International Journal of Climatology. Int. J. Climatol. 18: 1493–1517.