

## Evaluation of time series models for predicting average temperature in the southern half of Iran (a case study: Yazd and Shiraz stations)

Roya Poorkarim Barabadi<sup>1</sup>  | Zahra Haydari Monfared<sup>2</sup> 

1. PhD Student of Climatology, Faculty of Geographical Sciences, zanjan University, zanjan, Iran

2. PhD Student of Climatology, Faculty of Geographical Sciences, zanjan University, zanjan, Iran

### Article Info:

#### Article type:

Research Article

#### history:

Received: 2022/6/6

Received: 2022/7/13

Accepted: 2022/8/16

Published: 2022/10/7

#### Keywords:

time series ,  
temperature, Yazd ,  
Shiraz  
SARIMA, ARIMA

**A**bstract: This research assesses the efficacy of SARIMA models in forecasting the average annual temperature at Yazd and Shiraz synoptic stations on a monthly scale. By analyzing temperature data spanning 1953-2017, the study identified the SARIMA (1,1,2) (0,1,1) and ARIMA (0,1,2) models as suitable for simulating annual and monthly temperature changes at Shiraz station, with SARIMA (0,1,2) (0,1,1) deemed optimal for Yazd station. Additionally, long-term trend analyses indicated significant temperature trends at Shiraz station. These findings offer valuable insights for predicting temperature variations at these pivotal Iranian stations.

**Cite this article:** Poorkarim Barabadi, R., Haydari Monfared, Z. (2022). Evaluation of time series models for predicting average temperature in the southern half of Iran (a case study: Yazd and Shiraz stations). *Climate Change and Climate Disasters*, 1(2), 199-224.

© The Author(s).

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

**Publisher:** University of Zanjan.





## ارزیابی مدل‌های سری‌های زمانی جهت پیش‌بینی متوسط دما در نیمه جنوبی ایران (مطالعه موردی: ایستگاه‌های یزد و شیراز)

رویا پورکریم برآبادی<sup>۱</sup> | زهرا حیدری منفرد<sup>۱</sup>  

۱. دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی دانشگاه زنجان

### اطلاعات مقاله:

نوع مقاله: پژوهشی

### تاریخ‌ها:

دریافت: ۱۴۰۱/۳/۱۶

بازنگری: ۱۴۰۱/۴/۲۲

پذیرش: ۱۴۰۱/۵/۲۵

انتشار: ۱۴۰۱/۷/۱۵

### واژگان کلیدی:

سری زمانی

دما

ایستگاه‌های سینوپتیک یزد و

شیراز

SARIMA و ARIMA

**چکیده:** هدف از این پژوهش بررسی دقت مدل SARIMA در پیش‌بینی میانگین دمای سالانه ایستگاه‌های سینوپتیک یزد و شیراز در مقیاس زمانی ماهانه می‌باشد. در این تحقیق از آمار دمای سالانه ایستگاه‌های مذکور طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۵۳ استفاده گردید. به منظور آشکار سازی روند از روش پارامتری آزمون ضریب همبستگی پیرسون و آزمون‌های آماری ناپارامتری مان‌کندل و اسپیرمن استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد که دمای ایستگاه شیراز دارای روند معنادار و دمای ایستگاه یزد فاقد روند معنادار بود. بر اساس نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی و بررسی الگوهای احتمالاتی به لحاظ ملاک کم‌ترین مربعات خطا (MSE) و حداکثر درستمایی (AIC) بهترین الگو برای شبیه سازی دمای سالانه و ماهانه در دوره‌ی آماری ۲۰۳۲-۲۰۱۸ به روش‌های SARIMA و ARIMA با کمک نرم افزار Minitab تعیین گردید. با مقایسه نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی باقیمانده‌ها و مقادیر پیش‌بینی شده دمای سالانه‌ی هر دو مدل مشخص شد که برازش مدل  $ARIMA(0,1,2)\Theta_0$  برای هر دو ایستگاه، دربردارنده‌ی نتایج بهتری می‌باشد. در حالی که خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی باقیمانده‌های مدل‌های  $SARIMA(1,1,2)(0,1,1)$  برای ایستگاه شیراز و  $SARIMA(0,1,2)(0,1,1)$  برای ایستگاه یزد خارج از مرز معناداری بوده، که نشان از عدم خوب بودن برازش مدل SARIMA می‌باشد.

**استناد:** پورکریم برآبادی، رویا، حیدری منفرد، زهرا. (۱۳۹۹). ارزیابی مدل‌های سری‌های زمانی جهت پیش‌بینی متوسط دما در نیمه جنوبی ایران (مطالعه موردی: ایستگاه‌های یزد و شیراز). دگرگونی‌ها و مخاطرات آب و هوایی، (۲۱)، ۱۹۹-۲۳۴.

© نویسندگان .

ناشر: دانشگاه زنجان.

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



## مقدمه

همکاران، ۱۳۹۶). سری زمانی مجموعه‌ای از داده‌های آماری است که در فواصل زمانی مساوی و منظمی جمع آوری شده باشند و روش‌های آماری که این گونه داده‌های آماری را مورد استفاده قرار می‌دهد تحلیل سری های زمانی نامیده می‌شود. ویژگی تصادفی بودن پدیده‌های اقلیمی و هیدرولوژیکی سبب شده است محققین از مفاهیم سری‌های زمانی در پیش بینی این متغیرها بهره بگیرند (میان آبادی و افشار ۱۳۷۸). کاربرد مدل‌های آماری در بازسازی مقادیر گذشته و باز آفرینی مقادیر آینده داده‌ها به تحلیل سری‌های زمانی موسوم است (عساکره، ۱۳۸۶). مهم‌ترین نوع سری زمانی مدل ترکیبی اتو رگرسیون<sup>۶</sup> و میانگین متحرک<sup>۷</sup>، ARIMA<sup>۸</sup> است (خزایی و میرزایی، ۱۳۹۳). این روش ابتدا توسط باکس و جنکینز<sup>۹</sup> (۱۹۷۶) ارائه شده است. ARIMA نوعی فرایند تولید داده در سری‌های زمانی است. که در این

دما یکی از عمده‌ترین و اساسی‌ترین عناصر اقلیمی است که به علت اهمیت آن از دیرباز مورد توجه اقلیم شناسان بوده است. تغییرات دمایی از اواخر قرن نوزدهم و آغاز قرن بیستم (IPCC1 (2001,108) یکی دیگر از دلایل عمده توجه به این عنصر اقلیمی به شمار می‌رود (عساکره، ۱۳۸۸). بشر برای درک و کنترل بهتر محیط پیرامون خود از مدل‌ها استفاده می‌کند. نگرش‌های قطعی (دترمینیستیک<sup>۲</sup>) و تصادفی (استوکاستیک<sup>۳</sup>) دو دیدگاه اصلی برای شناخت طبیعت هستند. قاعده کلی مدل‌های قطعی بر پایه روابط علی- معلولی بنا شده است که به طور معمول به وسیله معادلات ریاضی بیان می‌شوند. روش‌های مختلفی برای مدل سازی داده‌ها و استفاده از مدل برای پیش بینی وجود دارد. از جمله مهم‌ترین این روش‌ها می‌توان به مدل‌های سری زمانی، زنجیره مارکف<sup>۴</sup> و شبکه عصبی مصنوعی<sup>۵</sup> و غیره اشاره کرد (معروفی و

6 - Auto Regressive (AR)

7 - Moving Average (MA)

8 - Autoregressive integrated moving average (ARIMA)

9 - Box &amp; Jenkins

1 - Intergovernmental Panel on Climate Change

2 - Determinism

3 - stochastic

4 - Markov chain

5 - Artificial Neural Networks

نظریه فرایند تولید داده به رابطه آماری بین متغیرهای گذشته و حال می پردازد (ژو و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۸). برحسب تعریف سری های زمانی به داده های مرتب شده بر حسب زمان وقوعشان گفته می شود (عساکره، ۱۳۸۰). به بیانی دقیق تر، سری زمانی نمونه ایست که از یک فرایند تصادفی در طول زمان جمع آوری شده است.

الگوسازی در خانواده ی ARIMA و SARIMA<sup>۲</sup> یکی از شیوه های مهم و معتبر در شبیه سازی پارامترهای اقلیمی است (نیرومند و بزرگ نیا، ۱۳۷۲). عساکره و خردمند نیا (۱۳۸۱)، با استفاده از متوسط ماهانه ۱۰۴ ساله دما در جاسک و بر اساس خودهمبستگی<sup>۳</sup> (ACF)، خودهمبستگی جزئی<sup>۴</sup> (ACFP) و مقایسه معیار آکائیک<sup>۵</sup> (AIC) الگو SARIMA را به عنوان مدل نهایی انتخاب نمودند. آشگرطوسی و علیزاده (۱۳۸۲)، در تحقیقی در استان خراسان با استفاده از الگوهای مدل SARIMA و نرم افزار Minitab در دوره آماری ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۲

بارندگی های فصلی مدل سازی شد و در نهایت با استفاده از مدل های به دست آمده در هر ایستگاه مقادیر بارندگی فصول بهار، پاییز، زمستان برای سال- های ۲۰۰۴ پیش بینی و در مقایسه با میانگین دراز مدت هر فصل نقشه های آنومالی ترسیم شد. جهانبخش اصل (۱۳۸۳)، با استفاده از سری های زمانی و مدل ARIMA پنج ایستگاه معرف در پنج ناحیه اقلیمی ایران را در فاصله سال های ۱۹۵۱ تا ۱۹۵۵ مورد مطالعه قرار داد و نتیجه گرفته است که مقادیر حداقل و حداکثر دما، به جز مناطق نیمه خشک گرم ایران (ایستگاه های حاشیه کویر و مناطق کم ارتفاع جنوبی) سایر مناطق از جمله نواحی دریای خزر و نواحی کوهستانی تغییرات دمایی داشته اند و مجموع بارندگی ماهانه به جز در مناطق حاشیه ای کویرهای مرکزی تغییرات آماری معناداری ندارند. احمدی (۱۳۸۴)، در تحقیقی مقدار باران سالانه ایستگاه های هواشناسی استان خراسان را با استفاده از سری های زمانی و مدل SARIMA پیش بینی

4 - Partial AutoCorrelation Function (ACFP)

5 - AKAIKE Information Criterion (AIC)

1 - Zhou, et al

2 - Seasonal Autoregressive integrated moving average (SARIMA)

3 - AutoCorrelation Function (ACF)

نمود. شریفان و قهرمان (۱۳۸۶)، با استفاده از مدل SARIMA پیش بینی بارندگی در استان گلستان انجام داده اند و با مقایسه مقادیر برآوردی باران های ده روزه، ماهانه و سالانه نتیجه گرفتند که روش استفاده از داده های ماهانه از دقت بیش تری برخوردار است. عبدالله نژاد (۱۳۹۴)، در مطالعه ای عملکرد مدل ARIMA و SARIMA برای برآورد و تخمین مقادیر مجموع بارندگی ماهانه در ایستگاه هاشم آباد گرگان طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۶ مورد بررسی قرار داده است، در جهت شناسایی بهتر مدل به دست آمده، باقیمانده ها و خطاهای پیش بینی مورد بررسی قرار گرفته و ضرایب مدل تخمین زده شده اند. نشان داده شده که مدل SARIMA(3,1,2)(0,1,2) از سایر مدل های سری زمانی عملکرد بهتری داشته، روند تغییرات سری زمانی را با خطای کم تری شبیه سازی می کند. سلطانی گردفرامری و همکاران (۱۳۹۶)، برای پیش بینی بارندگی سالانه ایستگاه های سینوپتیک مهاباد، ارومیه و ماکو در استان آذربایجان غربی در دوره آماری ۹۲-

۱۳۶۳، از مدل ARIMA استفاده نمودن، و بیان داشتند که مدل ARIMA(1,0,0) برای ایستگاه ارومیه و مدل ARIMA(0,1,1) برای هر دو ایستگاه ماکو و مهاباد به عنوان مدلی مناسب جهت پیش بینی بارندگی سالانه تعیین و بارش به مدت سه سال (۹۵-۱۳۹۲) پیش بینی شد و نیز نتایج نشان دهنده افزایش بارش است.

الگوی ARIMA ابتدا توسط باکس جنکیز (۱۹۷۰)، معرفی شد (Zahang et al, 2011: 2703-2683). در این نوع مدل سازی یک استراتژی سه مرحله ای شامل تشخیص (شناسایی)، برازش و آزمون صحت مدل و پیش بینی با حدود اطمینان مشخص در نظر گرفته می شود (عساکره، ۱۳۸۸). هالتینر و سالاس<sup>۱</sup> (۱۹۸۸)، از یک مدل فصلی (ARMA1,1) در مدل سازی دو متغیره جریان ماهانه در رودخانه های یامپا و وایت<sup>۲</sup> در شمال غربی کالیفرنیا استفاده کردند. آن ها پارامترهای مدل را از دو روش حداکثر درستنمایی و گشتاورها به دست آورده و با یکدیگر مقایسه کردند. بورلاند و مونتانا<sup>۳</sup> (۱۹۹۶)، از مدل های ARIMA جهت

نمود. شریفان و قهرمان (۱۳۸۶)، با استفاده از مدل SARIMA پیش بینی بارندگی در استان گلستان انجام داده اند و با مقایسه مقادیر برآوردی باران های ده روزه، ماهانه و سالانه نتیجه گرفتند که روش استفاده از داده های ماهانه از دقت بیش تری برخوردار است. عبدالله نژاد (۱۳۹۴)، در مطالعه ای عملکرد مدل ARIMA و SARIMA برای برآورد و تخمین مقادیر مجموع بارندگی ماهانه در ایستگاه هاشم آباد گرگان طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۶ مورد بررسی قرار داده است، در جهت شناسایی بهتر مدل به دست آمده، باقیمانده ها و خطاهای پیش بینی مورد بررسی قرار گرفته و ضرایب مدل تخمین زده شده اند. نشان داده شده که مدل SARIMA(3,1,2)(0,1,2) از سایر مدل های سری زمانی عملکرد بهتری داشته، روند تغییرات سری زمانی را با خطای کم تری شبیه سازی می کند. سلطانی گردفرامری و همکاران (۱۳۹۶)، برای پیش بینی بارندگی سالانه ایستگاه های سینوپتیک مهاباد، ارومیه و ماکو در استان آذربایجان غربی در دوره آماری ۹۲-

3 - Borland &amp; Montana

1 - Haltiner &amp; Salas

2 - Yampa &amp; White rivers

پیش بینی بارندگی های ساعتی در زمان وقوع آن ها استفاده کردند و مقادیر به دست آمده را با داده های باران سنجی مقایسه کردند. آن ها در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که با افزایش مدت دوام بارندگی، پیش بینی ها روند دقیق تری داشتند و با کوتاه تر شدن دوام بارندگی، اختلاف میزان باران پیش بینی از مقدار واقعی متناظر خود بیش تر می شود. می شرا و دیسای<sup>۱</sup> (۲۰۰۵)، در پژوهش خود از مدل های ARIMA و SARIMA برای پیش بینی خشکسالی استفاده نموده اند و به این نتیجه رسیده اند که این مدل ها برآزش مناسبی را در بررسی مشاهدات نشان می دهند. اما مقادیر پیش بینی شده با افزایش میزان پیش بینی کاهش می یابد ایشان مناسب ترین بازه پیش بینی خشکسالی را تا حدود دو ماه برآورد نموده اند. نایل و مومانی<sup>۲</sup> (۲۰۰۹)، به مدل سازی سری زمانی بارش در جوردان پرداختند و مدل بهینه برای دستیابی به این هدف را مدل  $(1,0,0)$  و  $(0,0,1)$  ARIMA دانستند. زو و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۰)، از مدل ARIMA و شبکه عصبی برای

پیش بینی ظرفیت آب و نمک موجود در خاک استفاده کردند و نشان دادند که مدل آریمای در پیش بینی، بهتر از مدل شبکه عصبی عمل می کند. در این تحقیق سعی شده است با استفاده از آمار میانگین دمای سالانه ی پیش و به کار گیری تکنیک سری های زمانی، بهترین روش برای پیش بینی دما در مقیاس ماهانه و سالانه در ایستگاه های یزد و شیراز ارائه گردد. بنابراین هدف از انجام این پژوهش تعیین مدلی مناسب برای پیش بینی دما در ایستگاه های مورد نظر می باشد و با توجه به تغییرات اقلیمی و سیر صعودی دما در این ایستگاه ها سعی بر آن شده است که مناسب ترین مدل، که قدرت پیش بینی بالاتری را داشته، جهت مدیریت بهتر انتخاب گردید.

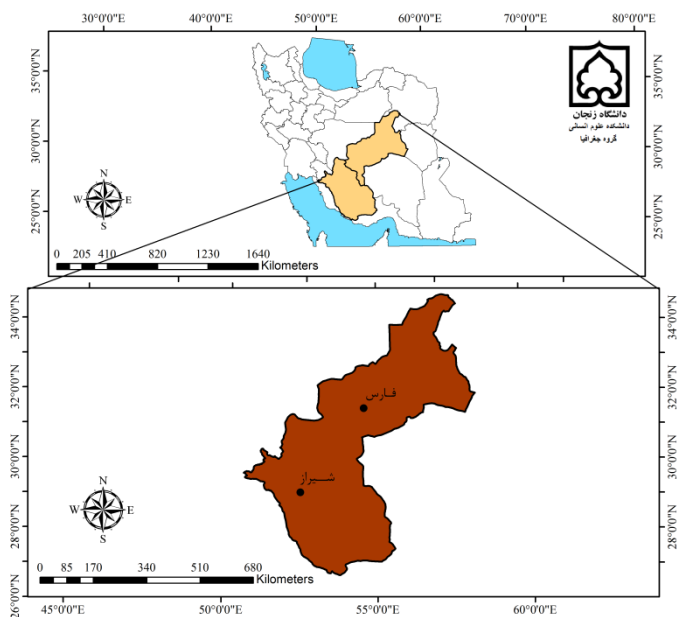
## ۲- داده ها و روش ها

۲-۱- منطقه مورد مطالعه و داده ها  
به منظور آشکارسازی تغییرات دما و روند آن در منطقه مورد مطالعه، از داده های دمای ماهانه ی ۲ ایستگاه همدید پهنه مرکزی شامل یزد و شیراز طی سال های ۱۹۵۳ تا ۲۰۱۷ استفاده

1- Mishra and Desai

2 - Naill & Momani

شده است (شکل ۱)، که داده های مزبور از سایت سازمان هواشناسی کشور استخراج شده اند.



شکل ۱- نقشه موقعیت مکانی ایستگاه های مورد مطالعه

## ۲-۲- روش ها

جهت دستیابی به آشکارسازی روند، روش های خطی آماری- کمی مطلق پارامتری آزمون ضریب همبستگی پیرسون<sup>۱</sup> و آزمون های آماری ناپارامتری مان کندال<sup>۲</sup> و اسپیرمن<sup>۳</sup> به کار برده شد.

-آزمون روند من کندال یکی از متداول- ترین روش های ناپارامتری تحلیل روند سری های هیدرولوژیکی و هواشناسی به شمار می رود. به منظور بررسی فقدان روند در سری زمانی مقادیر مشاهداتی از آماره مان کندال استفاده می شود. این آزمون نیاز به توزیع فراوانی نرمال یا خطی بودن رفتار داده ها نداشته و در

3 - Spearman

1 - Pearson

2 - Mann-Kendall

تعداد آن را  $n_2$  می‌نامند. سپس آمار  $p$  به شرح زیر محاسبه می‌شود (علیزاده، ۱۳۸۹):

$$p = \sum_{i=1}^N n_i \quad (1)$$

ضریب کندال ( $\tau$ ) از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\tau = \frac{4p}{n(n-1)} - 1 \quad (2)$$

واریانس  $\tau$  از رابطه (۳) بدست می‌آید:

$$Var(\tau) = \frac{4n+10}{9n(n-1)} \quad (3)$$

و در نهایت مقدار  $Z$  از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$Z = \frac{\tau}{\sqrt{Var(\tau)}} \quad (4)$$

چنان چه  $-1.96 \leq Z \leq 1.96$  باشد گفته می‌شود که داده‌ها دارای روند می‌باشند، در غیر این صورت داده‌ها تصادفی و بدون روند خواهند بود.

- کاربرد روش ناپارامتری اسپیرمن، برای تحلیل روند در داده‌های اقلیمی، به وسیله سازمان جهانی هواشناسی (۱۹۹۶) پیشنهاد شده و در سطح وسیعی بکار گرفته شده است. در این شیوه، ابتدا اختلاف بین هر رتبه هر مقدار در سری ( $k_i$ ) و ترتیب آن در سری ( $i$ ) را محاسبه می‌کنیم تا ( $d_i$ ) حاصل شود ( $d_i = k_i - i$ ). سپس آماره‌ی

برابر مقادیر بیشینه (برای مثال داده های بارش که کشیدگی زیاد دارند) و داده‌هایی که از رفتار خطی انحراف چشمگیری دارند بسیار قوی بوده و به منظور ارزیابی وجود روند، فرضیات زیر را مورد آزمون قرار می‌دهد:

$H_0$  = مشاهدات فاقد رفتار افزایشی-

کاهشی می‌باشند (فرض ایستایی).

$H_1$  = روند یکنواخت در امتداد زمان وجود دارد (ناایستایی).

برای استفاده از این آزمون نیاز به مقادیر نسبی داده‌ها می‌باشد. بدین دلیل اگر سری‌ها حاوی اعشار یا طولانی باشند، ضروری است که قبل از کاربرد آزمون، مقادیر با رتبه‌هایشان جایگزین شود. بدین ترتیب هر مقدار متناظر با یک عدد رتبه‌ای می‌شود و در مجموع از ۱ تا  $N$  رتبه وجود خواهد داشت. در مرحله بعد آماره  $p$  به شرح زیر محاسبه می‌شود. مقدار اولین داده ( $X_i$ ) یا رتبه آن ( $k_i$ ) با سری‌های بعدی مقایسه می‌شود. مقادیری که از آن‌ها بزرگ‌تر است را مشخص نموده و تعداد آن را با  $n_1$  نشان می‌دهند. سپس جمله دوم را با بقیه مقادیر بعدی مقایسه نموده و مشخص می‌کنند که رد چند مورد از دیگر داده‌ها بزرگ‌تر است و

مشاهداتی (مقادیری) از مجموعه داده-ها است که مجهول می باشد. جهت پیش بینی داده های سری زمانی و تعیین مدل پیش بینی، روش های مختلفی وجود دارد (نقل از علیچانی و رضانی، ۱۳۸۱). در این پژوهش از روش SARIMA و ARIMA که از بهترین روش ها در تحلیل و پیش بینی سری زمانی محسوب می شوند، استفاده شده است. در روش SARIMA علاوه بر عامل روند، به تغییرات فصلی و تصادفی نیز توجه می شود. روش SARIMA تنها برای سری های زمانی مانا (ایستا) به کار می رود. به همین دلیل در سری های زمانی که نامانا (ناایستا) هستند، بایستی با استفاده از روش های تفاضل گیری، آن را به یک سری ایستا تبدیل کرد. این تفاضل گیری سبب می شود که اثرات روند یا فصلی از سری مشاهدات حذف شود و مشاهدات مانا شوند (عبدا... نژاد، ۱۳۹۴).

در جهت مدل سازی از سری های زمانی، در اغلب موارد متخصصان از انواع متنوع مدل های ریاضی و آماری بهره می گیرند به طوری که همبستگی های موجود ما بین زمان و مشاهدات مدنظر

اسپیرمن (RS) را از رابطه (۵) محاسبه می کنم.

$$rs = 1 - \frac{6 \sum di}{n(n2 - 1)} \quad (5)$$

- متدوال ترین شاخص مورد استفاده همبستگی و آشکارسازی روند، ضریب همبستگی گشتاوری پیرسون بین یک متغیر اقلیمی نظیر بارش یا شاخص های آن (Zt) و زمان (t) است که به صورت زیر برآورد می شود:

$$r_{zt} = \frac{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})(z_i - \bar{z})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2 \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2}}$$

وقتی مقادیر زمان (t) و فراسنج (Z) در این جا مشخصات آماری بارش) با هم تغییر کنند، بالاترین ضریب ممکن ( شاخص عددی +۱) و ضریب همبستگی کامل و مثبت بین متغیرها حاصل می شود. ضریب همبستگی (-۱) نشان دهنده رابطه کامل و منفی است. اگر ضریب همبستگی زمان و نمایه صفر باشد، گفته می شود آن دو متغیر ناهمبسته هستند (بیات، ۱۳۸۹؛ ۱۷).

اساسی ترین هدف در بحث سری های زمانی، مدل بندی کردن (فرموله کردن) تغییرات سری داد ها و پیش بینی براساس این مشاهدات برای آینده می باشد. منظور از پیش بینی، برآورد

در یکدیگر ادغام شوند، مدل ARIMA با مرتبه‌های  $p$  و  $q$  تصادفی مربوط به زمان‌های قبل از  $t$  برآورد می‌شود.

(۹)

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\varphi_i Z_{t-i}) - \sum_{j=1}^q (\theta_j \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t$$

که در این رابطه  $p$  مرتبه مدل AR و  $q$  مرتبه مدل MA،  $\varphi_i$  و  $\theta_j$  ضرایب مدل می‌باشند.

مدل خودهمبسته میانگین متحرک تلفیق شده ARIMA(p,d,q): از آنجا که برای استفاده از مدل‌های فوق باید فرایند ایستایی برقرار باشد، از این رو باکس و همکاران (۱۹۹۴) در شرایط نایستایی، مدل ARIMA را با در نظر گرفتن مرتبه تفاضلی  $d$  ارائه نمودند. با استفاده از مدل ARIMA بارش سالانه ایستگاه هواشناسی یزد و شیراز تا سال ۲۰۳۲ میلادی پیش بینی شده است. در این روش بر اساس مقادیر گذشته، مقادیر کنونی و آینده سری زمانی برآورد می‌شود. فرآیند تصادفی  $(Z_t)$  را یک فرایند ARIMA با درجه  $(p,d,q)$  می‌نامند.

$$Z_t \sim \text{ARIMA}(p,d,q) \quad (10)$$

شرط نخست برای برآزش یک مدل ARIMA بر فرآیند تصادفی  $(Z_t)$ ،

می‌باشد. مدل‌های سری زمانی عبارتند از (بابامیری و همکاران، ۱۳۹۶):

مدل خودهمبسته تصادفی AR(p): اساس این مدل برپایه زنجیره مارکف در زنجیره زمانی بنا شده است. یک سری زمانی از زنجیره مارکف تبعیت می‌کند اگر هر داده ثبت شده سری زمانی در زمان  $t$  با زمان قبل، و یا زمان قبل از خود مرتبط باشد. شکل کلی مدل فوق به صورت زیر می‌باشد:

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\varphi_i Z_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

در این رابطه  $p$  مرتبه مدل و  $\varphi_i$ ها ضرایب مدل می‌باشند.  $\varepsilon_t$  نیز سری تصادفی نرمال و استاندارد می‌باشد. مدل میانگین متحرک MA(q): در این مدل تغییر در زمان  $t$ ، از روی مقدار تصادفی همان لحظه بعلاوه  $q$  برابر مقدار تصادفی مربوط به زمان‌های قبل از  $t$  برآورد می‌شود.

$$Z_t = \sum_{i=1}^q (\theta_i \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

در این رابطه  $q$  مرتبه مدل و  $\theta_i$ ها ضرایب مدل می‌باشند.  $\varepsilon_t$  و  $\varepsilon_{t-j}$  نیز به ترتیب سری تصادفی نرمال و استاندارد در زمان  $t$  و  $t-j$  می‌باشد.

مدل خودهمبسته میانگین متحرک ARIMA(p,q): هر گاه دو مدل قبلی

انتخاب بین آن ها می توان از معیار اطلاع آکائیک (AIC) استفاده نمود. در این مقاله مقدار بین آن ها می توان از رابطه ی زیر به دست آمد (عساکره، ۱۳۸۸):

(۱۲)

$AIC(M) = n \cdot \ln \cdot s_a^2 + 2 \cdot m$   
 که در آن  $s_a^2$  برآورد حداکثر درستنمایی واریانس جامعه  $(\sigma_a^2)$ ،  $n$  طول سری  $\{W_t\}$  و  $m$  تعداد پارامترهای مدل (بدون احتساب  $s_a^2$ ). برای یک مدل ARIMA که شامل پارامتر  $\Theta_0$  باشد، داریم:  $m = p + q + 1$ . با استفاده از معیار AIC از بین چند مدل رقیب، مدلی با مقدار AIC کمینه برگزیده شد.

به منظور بررسی مناسب مدل از روش تجزیه و تحلیل باقی مانده های مدل برازش شده استفاده می گردد (معروفی و همکاران، ۱۳۹۳):

الف) فرض نرمال بودن باقی مانده ها: به منظور بررسی این فرض نمودار احتمال نما باقی مانده ها و هیستوگرام رسم می شود.

ب) بررسی فرض استقلال باقی مانده ها: بدین منظور، نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) بررسی می گردد.

مانایی ( $Z_t$ ) است. اگر این شرط احراز نشود، برای برازش یک مدل، عملگر تفاضلی  $\{W_t = (1 - B)^d Z_t\}$  جهت احراز مانایی بکار می رود و به فرم زیر نوشته می شود (خردمندنی و عساکره، ۱۳۸۰):

(۱۱)

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

که در آن  $\mu_w = E(W_t)$  و  $a_t \sim WN(0, \sigma^2)$  یعنی فرآیند  $\{a_t\}$  دنباله ای از متغیرهای تصادفی هم توزیع و دو به دو ناهمبسته با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت  $(\sigma_a^2)$  است.

مدل خود همبسته میانگین متحرک تلفیق شده فصلی

$$:SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)$$

هرگاه در یک سری بعد از هر فاصله زمانی مشخص (s)، شباهت هایی پیدا شود. سری دارای رفتار فصلی یا تناوبی با دوره تناوب s می شود. برای ساخت این چهار مرحله شناسایی مدل، برازش الگو، تشخیص درستی الگو و پیش بینی باید انجام گیرد (ربانی و کرمی، ۱۳۸۸).

در مواردی که دو یا چند الگو داریم که هر یک مناسب به نظر می رسند برای

و آزمون رتبه‌ای من کندال استفاده شد و نتایج در جدول شماره ۱، آورده شده است. معیار ارزیابی آزمون‌ها جهت معنی‌دار بودن روند مقدار p\_value آن‌ها است که در جدول مربوطه به همراه مقادیر همبستگی ارائه شده است. اگر مقدار p\_value کوچک‌تر از مقدار سطح معنی‌داری  $\alpha = 0.05$  باشد نشان دهنده‌ی رد فرض صفر (عدم وجود همبستگی معنی‌داری بین پارامتر اقلیمی میانگین دمای سالانه با زمان) و در نتیجه وجود روند در داده‌هاست.

جدول ۱- بررسی کنترل کیفیت داده‌های میانگین دمای سالانه ایستگاه‌های یزد و شیراز (۲۰۱۷-)

(۱۹۵۳)

شیراز	یزد	ایستگاه نوع آزمون
R=0/0739 P_value =0/0391 $\alpha=0/05$	R=0/0593 P_value =0/0979 $\alpha=0/05$	پیرسون
R=0/0879 P_value =0/0141 $\alpha=0/05$	R=0/0672 P_value =0/0606 $\alpha=0/05$	اسپیرمن
R=0/05696 P_value =0/0136 $\alpha=0/05$	R=0/0460 P_value =0/0567 $\alpha=0/05$	مان کندال

معنادار بوده، در حالی که دمای ایستگاه یزد فاقد روند معنادار می‌باشد. در یک مدل ARIMA می‌بایست درجات تفاضل (d)، خودهمبستگی (P) و

در این پژوهش جهت انتخاب بهترین تکنیک در پیش بینی دما در کل دوره مورد مطالعه ۷۸۰ ماه (۶۵ سال) از مدل‌های ARIMA و SAIMA، و نیز به منظور تحلیل‌های مربوط به سری زمانی و ترسیم نمودارهای آن از نرم افزارهای Minitab<sup>1</sup>، Spss<sup>1</sup> و Matlab<sup>2</sup> استفاده شده است.

### ۳- یافته‌ها و نتایج

به منظور آشکارسازی روند از آزمون‌های همبستگی پارامتری پیرسون، اسپیرمن

طبق جدول فوق، در هر سه روش مورد مطالعه دمای ایستگاه شیراز دارای روند

2- Matrix Laboratory (MatLab)

1 - Statistical package for social science (Spss)

شایان ذکر است که در بعضی موارد، مرحله ی زیاد برازاندن و آزمایش و خطا ما را نه به طرف دو الگوی متفاوت، بلکه به طرف یک الگوی واحد هدایت می-کند. مقصود از زیاد برازاندن این است که مدل های مفصل تری از مدل شناسایی شده را برازش دهیم. این کار مدل شناسایی شده را به خطر می-اندازد، زیرا مدل مفصل تر شامل پارامترهای اضافه است که جهاتی را که بیم ناهنجاری می رود، را می پوشاند. برای رفع این معضل می توان از معیار اطلاع آکائیک (AIC) استفاده نمود. بدین ترتیب قبل مراحل فوق، برای هر دو ایستگاه، چهار الگو پیشنهاد گردید که در جدول شماره ۲ ارائه شده است.

میانگین متحرک (q) تعیین گردد. با توجه به شاخک های معنی دار نمودار همبستگی نگار یک مدل حدسی  $ARMA(0,d,q)$  (میانگین متحرک) و با توجه به شاخک های معنی دار همبستگی نگار جزئی یک الگوی حدسی  $ARMA(p,d,0)$  (خودهمبستگی) تعیین می شود.

در ادامه هر یک از فرآیند حدسی الگوهای پیشنهادی، برای هر یک از ایستگاه ها با روش زیاد برازاندن و با آزمایش و خطا مورد تعدیلاتی قرار گرفت. به طوری که در هر مورد به الگویی رسیده که اضافه کردن هیچ پارامتری آن را به طور معنی داری بهتر ننماید و حذف هر پارامتری آن را به طور معنی داری بدتر نکند. به این ترتیب، الگوهای آزمایشی تعیین شد.

جدول ۲- برازش مدل های تصادفی **ARIMA** برای سری داده های ایستا شده میانگین دمای سالانه

ایستگاه یزد و شیراز (۲۰۱۷-۱۹۵۳)

ایستگاه	سری	مدل	پارامتر	P_value	T	MSE <sup>1</sup>	AIC
شیراز	d <sub>1</sub> *	ARIMA(0,1,2)e**	MA1	0	4/69	0/3685	-58/89
			MA2	0/001	3/45		
			constant	0	6/64		
	ARIMA(2,1,0)	AR1	0/001	-3/34	0/4182	-52/66	
		AR2	0/001	-3/54			
	d <sub>2</sub>	ARIMA(0,2,2)	MA1	0	32/23	0/52	-37/68
MA2			0/047	-2/02			

1 - Mean of Squares Error

		ARIMA(4,2,0)	AR1	0	-8/86	0/5929	-25/97
			AR2	0	-6/61		
			AR3	0	-4/07		
			AR4	0/04	-2/08		
یزد	$d_1^*$	ARIMA(0,1,2) $\Theta^{**}$	MA1	0	4/63	0/8773	-2/51
			MA2	0/001	3/34		
			constant	0/004	2/95		
		ARIMA(1,1,1)	AR1	0/03	3/05	0/9047	-2/51
			MA1	0	11/96		
	$d_2$	ARIMA(0,2,1)	MA1	0	41/63	1/15	11/08
		ARIMA(3,2,0)	AR1	0	-7/45	1/46	30/59
			AR2	0	-5/10		
			AR3	0/001	-3/55		

پیشنهادی دوم برتری دارد، در نهایت الگوی  $ARIMA(0,1,2)\Theta$  مورد تأیید قرار گرفت. در حالی که برای ایستگاه یزد مقادیر آکائیک برای هر دو مدل یکسان بوده، اما بر اساس برآزش مدل، کمینه مربعات خطا و دیدگاه آینده-نگری صورت گرفته، الگوی  $\Theta(0,1,2)$  ARIMA برای یزد نیز تأیید شد.

در مدل SARIMA نیز می‌بایست درجات تفاضل ( $d$ )، خودهمبستگی ( $P$ ) و میانگین متحرک ( $q$ ) تعیین گردد. با توجه به شاخک‌های معنی‌دار نمودار همبستگی نگار یک مدل حدسی  $SARMA(0,d,q)$  ( $0,D,Q$ ) (میانگین متحرک) و با توجه به شاخک‌های معنی‌دار همبستگی نگار جزئی یک الگوی حدسی  $SARMA(p,d,0)$  ( $P,D,0$ ) (خودهمبستگی) تعیین می‌شود.

با توجه به جدول شماره ۲، به لحاظ ملاک کم‌ترین مربعات خطا (MSE) و حداکثر درست‌نمایی (AIC)، مدل‌های با درجه تفاضل  $d_1$  مناسب‌تر می‌باشند.

بدین ترتیب در واقع هر دو الگوی پیشنهادی با درجه تفاضل  $d_1$  به خوبی می‌توانند به عنوان فرآیند مولد سری مورد مطالعه قرار گیرند. در ادامه به منظور انتخاب الگوی برتر، در باقیمانده-ی بخش حاضر اولاً مقادیر آکائیک دو مدل را با هم مقایسه کرده، ثانیاً رفتار این دو مدل را از دیدگاه آینده‌نگری مورد مقایسه قرار داده می‌شود (خردمندنی و عساکره، ۱۳۸۰).

بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده از دیدگاه ACI الگوی پیشنهادی اول ایستگاه شیراز نسبت به الگوی

و غیرفصلی بر سری های اولیه دمای ماهانه، جهت تشخیص مدل های اولیه از نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری های تفاضلی استفاده شده است. بدین ترتیب الگوهای پیشنهادی این مدل به همراه پارامترها،  $P\_value$ ،  $|T|$ ،  $MSE$  و  $AIC$  در جدول شماره ۳ آورده شده است.

با این تفاوت که در این مدل به منظور تعیین مراتب تفاضل گیری فصلی و غیر فصلی از روش کمینه کردن واریانس سری استفاده شده است. با توجه به نتایج جدول شماره ۳، مقادیر  $d_0D_1$ ،  $d_1D_1$ ،  $d_1D_2$ ،  $d_0D_2$  برای سری متوسط دمای ماهانه هر دو ایستگاه دارای کمترین مقدار واریانس می باشند. پس از اعمال مراتب تفاضل گیری فصلی

جدول ۳- برازش مدل های تصادفی **SARIMA** برای سری داده های ایستا شده میانگین دمای سالانه

ایستگاه یزد و شیراز (۲۰۱۷-۱۹۵۳)

ایستگاه	سری تفاضل یافته شده	مقدار واریانس	مدل	پارامتر	P_val ue	T	MS E	AIC		
شیراز	$d_0D_1$	2/67	SARIMA(0,0,4) $\Theta$ (0,1,1)	MA1	0	-8/46	1/3	29/55		
				MA2	0/001	-3/34	1			
				MA3	0	-3/57				
				MA4	0/002	-3/17				
				SMA1	0	83/48				
				2	0	9/66				
				constant						
				SARIMA(2,0,0)(5,1,0)	AR1	0	8/51		1/4	39/48
				AR2	0/029	2/19	8			
				SAR1	0	-22/58				
2	0	-14/23								
SAR2	0	-9/14								
4	0	-6/15								
SAR3	0	-4/94								
6										
SAR4										
8										
SAR6										
0										
	$d_0D_2$	2/88	SARIMA(0,0,4)(1,2,3)	SAR1	0	-7/95	1/4	39/24		
			2	0	-7/99	3				

			MA1 MA2 MA3 MA4 SMA1 2 SMA2 4 SMA3 6	0/002 0/001 0/001 0 0 0 0 0 0	-3/05 -3/43 -3/21 7/84 4/05 -7/89			
			SARIMA(1,0,1)(5,2,1)	AR1 SAR1 2 SAR2 4 SAR3 6 SAR4 8 SAR6 0 MA1 SMA1 2	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0	12/15 -22/21 -14 -8/90 -6 -4/42 5/99 123/23	1/5 3	43/64
	d <sub>1</sub> D <sub>2</sub>	3/80	SARIMA(0,1,2)(3,2,3)	SAR1 2 SAR2 4 SAR3 6 MA1 MA2 SMA1 2 SMA2 4 SMA3 6	0 0 0/002 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0	-16/86 -3/91 -3/12 19/18 5/68 23/35 5/16 -5/62	1/5 3	43/64
			SARIMA(5,1,0)(5,2,0)	AR1 AR2 AR3 AR4 AR5 SAR1 2 SAR2 4 SAR3 6 SAR4 8	0 0 0 0 0/003 0 0 0 0 0 0 0 0	-16/39 -11/31 -7/16 -3/91 -2/99 -41/23 -25/54 -17/56 -12/44 -8/86	2/3 6	75/81

				SAR6 0				
	$d_1D_1$ *	3/91	SARIMA(1,1,2)(0,1,1)**	AR1 MA1 MA2 SMA1 2	0 0 0 0	9/94 3751/3 6 -6/53 63/22	1/3 3	8/28
			SARIMA(5,1,0)(5,1,0)	AR1 AR2 AR3 AR4 AR5 SAR1 2 SAR2 4 SAR3 6 SAR4 8 SAR6 0	0 0 0 0 0/003 0 0 0 0 0	-16/93 -11/99 -7/51 -4/20 -2/99 -23/51 -15/05 -9/97 -7/34 -5/76	1/5 2	50/14
۳	$d_0D_1$	5/11	SARIMA(0,0,5) <sub>0</sub> (0,1,2)	MA1 MA2 MA3 MA4 MA5 SMA1 2 SMA2 4 constant	0 0/043 0/001 0 0/003 0 0/007 0	-6/29 -2/03 -3/42 -3/81 -2/94 28/18 2/71 5/58	2/6 3	78/85
			SARIMA(1,0,1)(5,1,0)	AR1 SAR1 2 SAR2 4 SAR3 6 SAR4 8 SAR6 0 MA1	0 0 0 0 0 0 0	30/26 -23/06 -14/62 -9/35 -6/27 -5/11 15/96	2/9 3	83/87
	$d_0D_2$	5/65	SARIMA(1,0,1)(1,2,2)	AR1 SAR1 2 MA1 SMA1 2	0 0 0 0 0/034	14/37 -10/77 8/68 51/01 -2/13	3/8 4	97/41

				SMA2 4				
			SARIMA(2,0,0) (5,2,2)	AR1 AR2 SAR1 2 SAR2 4 SAR3 6 SAR4 8 SAR6 0 SMA1 2 SMA2 4	0 0/014 0 0 0 0 0 0 0/035	6/87 2/46 -10/33 -9/82 -7/59 -5/37 -3/87 8/65 2/11	3/1 9	93/40
	d <sub>1</sub> D <sub>2</sub>	8/29	SARIMA(0,1,2) (1,2,2)	SAR1 MA1 MA2 SMA1 2 SMA2 4	0 0 0/001 0 0	-10/66 20/83 3/31 79/19 -4/19	3/8 9	98/29
			SARIMA(5,1,0) (5,2,0)	AR1 AR2 AR3 AR4 AR5 SAR1 2 SAR2 4 SAR3 6 SAR4 8 SAR6 0	0 0 0 0 0/011 0 0 0 0 0 0	-19/02 -12/84 -8/57 -4/99 -2/53 -40/43 -24/82 -16/46 -10/79 -6/65	4/7 2	120/8 6
	d <sub>1</sub> D <sub>1</sub> *	8/60	SARIMA(0,1,2) (0,1,1)**	MA1 MA2 SMA1 2	0 0 0	21/09 3/76 85/52	2/5 9	67/85
			SARIMA(5,1,0) (5,1,0)	AR1 AR2 AR3 AR4 AR5 SAR1 2	0 0 0 0 0/007 0 0	-19/24 -13/51 -8/80 -5/15 -2/71 -23/51 -15/31	3/1 6	74/78

	SAR2	0	-9/74		
	4	0	-6/66		
	SAR3	0	-5/23		
	6				
	SAR4				
	8				
	SAR6				
	0				

ناچیز است که از شرایط پذیرش مدل به عنوان مدلی که خطاهای ناچیزی دارند. در بررسی این خطاها باید به نرمال بودن و نیز مستقل بودن خطاها (که نشان دهنده ی تصادفی بودن خطاهاست) توجه نمود. برای این منظور نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی نگار جزئی مورد توجه قرار می گیرد.

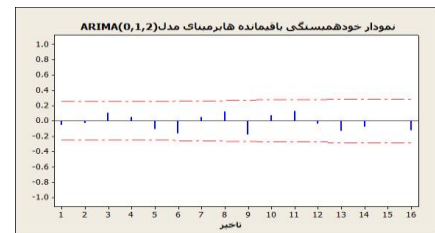
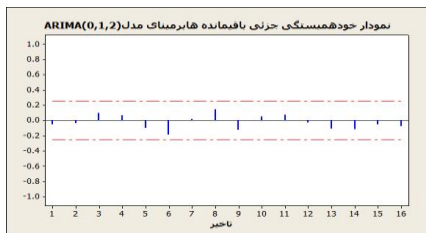
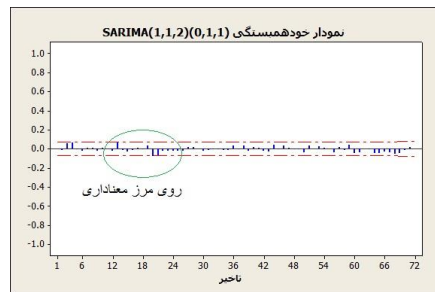
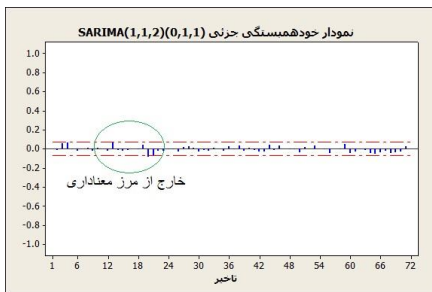
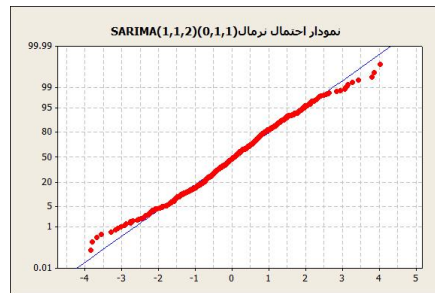
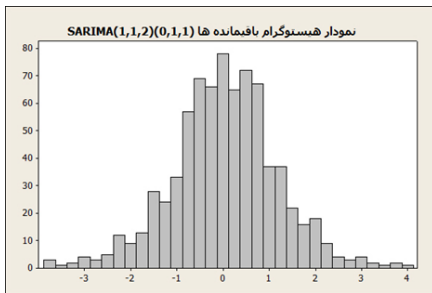
بنابراین با توجه به نمودارهای  $\theta$  و  $\psi$ ، شکل ۲ و ۳، نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی نگار جزئی مدل  $\theta(0,1,2)$  ARIMA در هر دو ایستگاه یزد و شیراز با اطمینان ۹۵٪، فرض صفر مبتنی بر وجود خودهمبستگی را در مجذور باقیمانده ها رد می کند. بدین ترتیب می توان نتیجه گرفت که به علت عدم وجود خودهمبستگی در مجذور باقیمانده ها انتخاب مدل های هر دو ایستگاه مناسب بوده است. بنابراین بعد از آزمون الگوهای مختلف، این الگوی پیشنهادی

با توجه به جدول فوق، به لحاظ ملاک کمترین مربعات خطا (MSE) و حداکثر درستنمایی (AIC)، مدل های با درجه تفاضل  $d_1D_1$ ، برای هر دو ایستگاه مناسب تر می باشند. بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده از دیدگاه ACI و کمینه مربعات خطا، برای ایستگاه شیراز، مدل  $(0,1,1)$  SARIMA(1,1,2) و در ایستگاه یزد مدل  $(0,1,1)$  SARIMA(0,1,2) نسبت به سایر الگوهای پیشنهادی برتری دارند.

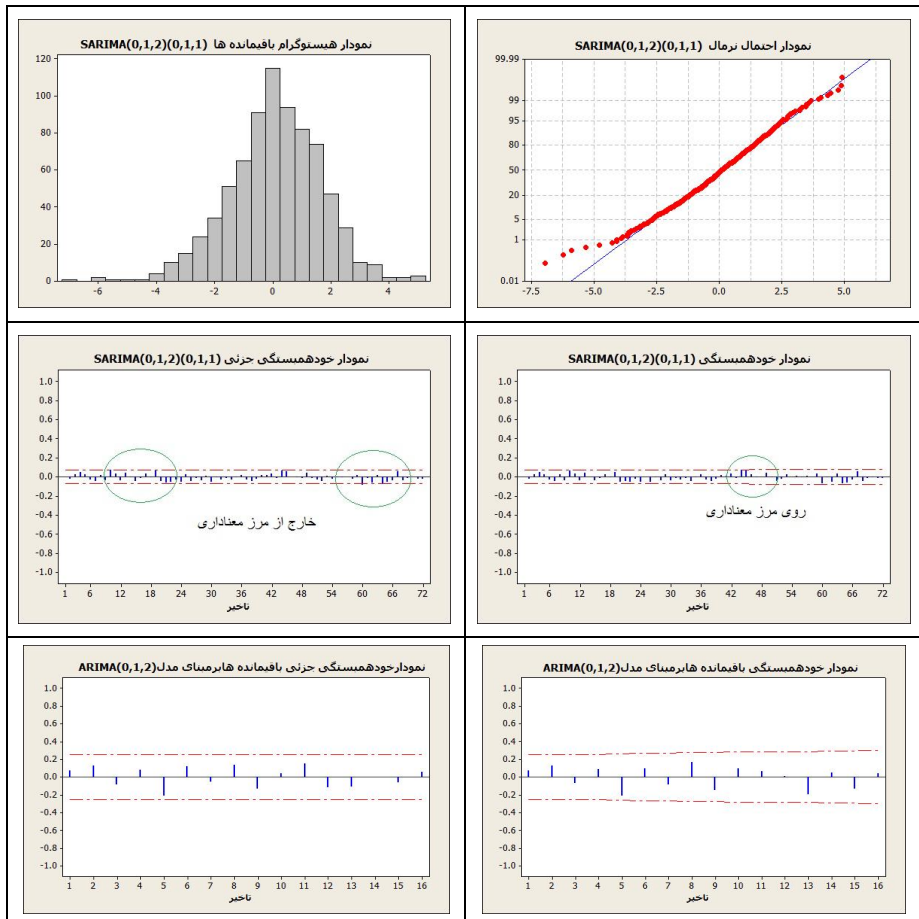
عدم قطعیت یک حقیقت در به کار گیری مدل ها از مشاهده ی خطاها حاصل می شود. خطاها نشان دهنده ی وجود مقادیر تعریف نشده به وسیله ی مدل است. اگر این جزء غیر معمول یعنی خطاها حاوی رفتاری الگوپذیر باشند نشان دهنده ی این است که توانایی مدل در انعکاس تمامی رفتارهای سیستماتیک فرآیند مورد نظر

در هر دو ایستگاه مورد بررسی، به عنوان بهترین مدل‌ها برای پیش بینی دمای ۱۵ سال آینده ایستگاه شیراز و یزد از سال ۲۰۱۸ تا ۲۰۳۲ با فواصل اطمینان ۹۵ درصد انتخاب شد. در حالی که در پ و ت، شکل ۲ و ۳، مدل SARIMA هر دو ایستگاه، نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی نگار

جزئی مؤید این نکته می‌باشد که خطاهای این مدل به ترتیب بر روی مرز معناداری و یا خارج از آن، می‌باشند که نشان دهنده‌ی عدم تصادفی و استقلال خطاها بوده، بنابراین در برازش سری زمانی متوسط دمای ایستگاه‌ها، مدل ARIMA بر مدل SARIMA ارجحیت داشته است.



شکل ۲: نمودار کاغذ احتمال نرمال، هیستوگرام، خود همبستگی و خود همبستگی جزئی باقیمانده - های مدل سری زمانی  $SARIMA(1,1,2)(0,1,1)$  و مدل سری زمانی  $ARIMA(0,1,2)$  ایستگاه شیراز



شکل ۴: نمودار کاغذ احتمال نرمال، هیستوگرام، خود همبستگی و خود همبستگی جزئی باقیمانده های مدل سری زمانی  $SARIMA(0,1,2)(0,1,1)$  و مدل سری زمانی  $ARIMA(0,1,2)$  ایستگاه یزد

دمای سالانه و ماهانه به ترتیب طبق مدل  $SARIMA$  و  $ARIMA$  (جدول ۴) نیز تأیید کننده این نکته

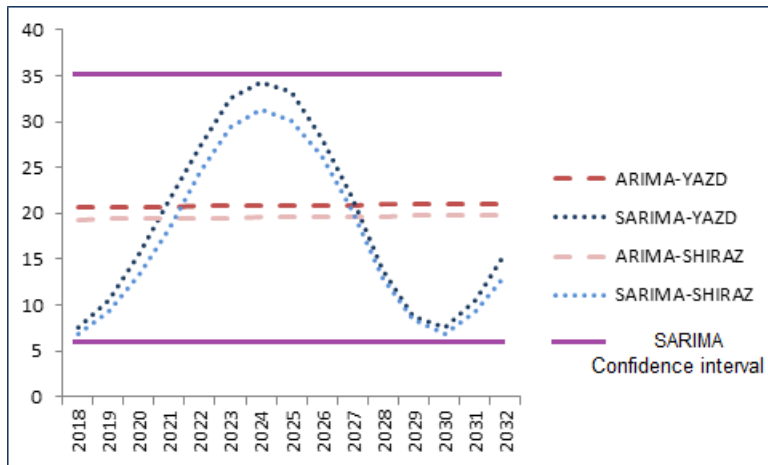
آخرین ملاک انتخاب یک الگو این است که رفتار مناسب تری را برای پیش بینی ارائه دهد. مقادیر پیش بینی میانگین

وجود دارد. علاوه بر این دارای بازه اطمینان موازی و کوچکتری نسبت به پیش بینی مدل SARIMA می باشد (شکل ۶).

است، که مدل ARIMA در برآزش سری زمانی نسبت به مدل SARIMA عملکرد بهتری داشته است. در پیش بینی مدل ARIMA هر دو ایستگاه، استمرار مسیر مشاهدات

جدول ۴- مقادیر پیش بینی میانگین دمای سالانه و ماهانه ایستگاه یزد و شیراز تا سال ۲۰۳۲

سال	مقادیر پیش بینی ARIMA		مقادیر پیش بینی SARIMA	
	یزد (0,1,2) <sub>θ</sub>	شیراز (0,1,2) <sub>θ</sub>	یزد (0,1,2)(0,1,1)	شیراز (1,1,2)(0,1,1)
2018	20.74	19.30	7.6	<b>6.9</b>
2019	20.68	19.37	10.5	<b>9.4</b>
2020	20.71	19.41	15.6	<b>13.3</b>
2021	20.74	19.44	21.6	<b>18.4</b>
2022	20.77	19.48	27.3	<b>24.5</b>
2023	20.80	19.51	32.5	<b>29.4</b>
2024	20.83	19.55	34.3	<b>31.4</b>
2025	20.86	19.58	33.2	<b>30.1</b>
2026	20.89	19.62	28.2	<b>26.2</b>
2027	20.92	19.65	21.7	<b>20.3</b>
2028	20.95	19.69	13.9	<b>13</b>
2029	20.98	19.72	8.8	<b>8.5</b>
2030	21.01	19.76	7.5	<b>6.9</b>
2031	21.04	19.79	10.5	<b>9.4</b>
2032	21.07	19.83	15.7	<b>13.3</b>



با توجه به استقلال مانده های نشان داده شده در نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی نگار جزئی خطاها و نیز بازه اطمینان موازی و کوچک مدل ARIMA، می توان بیان داشت که این مدل در برآورد مقادیر پیش بینی سری زمانی متوسط دمای سالانه ایستگاه های یزد و شیراز عملکرد مناسب تری را دارا می باشد.

شکل ۶- نمودار بازه اطمینان پیش بینی ARIMA و SARIMA ایستگاه یزد و شیراز (۲۰۳۲-۲۰۱۸)

### نتیجه گیری

تکنیک های آماری، ابزاری مناسب و کارا برای شناسایی و ارزیابی رفتارهای اقلیمی به شمار می آیند. یکی از کاربردهای آمار در اقلیم شناسی، مدل سازی رفتار عناصر اقلیمی می باشد. از الگوهای سری زمانی پر کاربرد الگوهای ARIMA و SARIMA هستند که اقلیم شناسان به آنها توجه زیادی نشان داده اند. در این گونه الگوها قضاوت شخصی و تجربه در انتخاب مدل بهینه و برآورد پارامترها مهم است. در واقع انتخاب بهترین مدل، قالب مشخصی ندارد و با سعی و خطا انجام می گیرد. در این پژوهش با توجه به ملاک کمترین مربعات خطا (MSE) و حداکثر درست نمایی (AIC) با کمک سری های زمانی، مدل برای SARIMA(0,1,2)(0,1,1) دمای ماهانه ایستگاه یزد، مدل برای SARIMA(1,1,2)(0,1,1) دمای ماهانه ایستگاه شیراز و نیز مدل برای ARIMA (0,1,2)Θ برای شبیه سازی دمای سالانه هر دو ایستگاه در دوره ی آماری ۲۰۳۲-۲۰۱۸ به عنوان مدل های نهایی تعیین شدند. در نهایت،

## منابع

- احمدی، فضل ا. (۱۳۸۴)، بررسی و پیش‌بینی بارندگی سالانه استان خراسان بر اساس سری‌های زمانی، پایان نامه کارشناسی ارشد، گرایش مهندسی منابع آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، ۲۸۴ صفحه.
- آشگر طوسی، شادی؛ علیزاده، امین و شیرمحمدی، رضا، (۱۳۸۲)، پیش‌بینی بارندگی‌های فصلی در استان خراسان با استفاده از مدل SARIMA، فصلنامه کمیته‌ی ملی مدیریت خشکی و خشکسالی، شماره‌ی ۹.
- بابامیری، امید؛ نوذری، حامد و معروفی، صفر (۱۳۹۶)، برآورد تبخیر- تعرق پتانسیل بر اساس مدل‌های تصادفی سری زمانی (مطالعه موردی ایستگاه تبریز)، پژوهشنامه مدیریت حوزه آبخیز سال هشتم، شماره ۱۵
- بیات، علی (۱۳۸۹)، تحلیل سری‌های زمانی زمانی بارش سالانه شهر زنجان، استاد راهنما: حسین عساکره، پایان نامه کارشناسی ارشد جغرافیای طبیعی، دانشگاه زنجان، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، زنجان.
- خردمندی، منوچهر و عساکره، حسین (۱۳۸۰)، الگوسازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک، سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی دانشگاه اصفهان واحد خوانسار، صص ۱۲۱-۱۳۱.
- خزایی، مجید و میرزایی، محمدرضا (۱۳۹۳)، پیش‌بینی متغیرهای اقلیمی به کمک تحلیل سری‌های زمانی حوضه آبخیز زهره، نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی سال چهاردهم، شماره ۳۴.
- ربانی، فاطمه و کرمی، فریبا (۱۳۸۸)، بررسی روند تعداد روزهای یخبندان در استان خراسان شمالی، فصل نامه جغرافیای طبیعی، سال اول، شماره ۴.
- سلطانی گردفرامرزی، سمیه، صابری، عارف و قیصوری، مرتضی (۱۳۹۶)، تعیین بهترین مدل سری زمانی در پیش بینی بارندگی سالانه ایستگاه‌های منتخب استان آذربایجان غربی، نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، سال هفدهم، شماره ۴۴، بهار ۹
- شریفان، حسین و قهرمان، بیژن (۱۳۸۶)، ارزیابی پیش بینی

- پژوهشی دانشگاه گلستان، سال پنجم، شماره ۱۷.
- معروفی، صفر؛ سقائی، صبا، ارشادفتح، فرناز و ختار، بهناز (۱۳۹۳) ارزیابی مدل های سری زمانی به منظور برآورد متوسط دمای ماهانه در ایستگاه های سینوپتیک قدیمی ایران طی دوره آماری ۲۰۰۵-۱۹۷۷، نشریه دانش آب و خاک، جلد ۲۴ شماره ۴ صص ۲۱۵ تا ۲۲۶.
- معروفی، صفر؛ ولاشدی، نوروز رضا و گلکار، فروغ (۱۳۹۶)، مدل سازی پیشیابی بارش ماهانه در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، سال سی و دوم، شماره اول، شماره پیاپی ۱۲۴.
- میان آبادی، حجت و افشار، عباس (۱۳۸۷)، کاربرد سری های زمانی ماهانه پرپودیک در تولید رواناب ماهانه و مدیریت یکپارچه منابع آب حوضه کشف رود، سومین کنفرانس مدیریت منابع آب ایران ۲۳ الی ۲۵ مهر ماه ۱۳۸۷، تبریز صص ۹.
- نیرومند، حسینعلی و بزرگ نیا، ابوالقاسم، (۱۳۷۲)، تجزیه و تحلیل باران با بکارگیری تکنیک SARIMA در استان گلستان، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، جلد چهاردهم، شماره سوم.
- عساکره، حسین (۱۳۸۰)، تجزیه و تحلیل آماری و اقلیمی سری های زمانی آمار در ایران، پایان نامه دکتری اقلیم شناسی، دانشگاه اصفهان، گروه جغرافیا.
- عساکره، حسین (۱۳۸۶)، تغییر اقلیم. چاپ اول انتشارات دانشگاه زنجان، زنجان.
- عساکره، حسین (۱۳۸۸)، الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز، تحقیقات جغرافیایی، شماره ۹۳. صفحات ۲۴-۳.
- علیزاده، امین (۱۳۸۹)، اصول هیدرولوژی کاربردی، چاپ ۲۹، انتشارات دانشگاه امام رضا مشهد.
- کامل، عبدا.. نژاد (۱۳۸۴)، مدل های تصادفی سری زمانی در پیش بینی بارندگی ماهانه، مطالعه موردی: ایستگاه هاشم آباد گرگان، مجله آمایش جغرافیایی فضا، فصلنامه علمی -

- Zahang Q, Wang B, He B, Peng Y, Ren M(2011).Singular Spectrum Analysis and ARIMA Hybrid Model for Annual Runoff Forecasting. Water Resour Manag, Vol. 25,PP: 2683-2703.
- Zhou H. C. Peng Y. and Liang G. H., 2008, The Research of Monthly Discharge Predictor-corrector Model Based on Wavelet Decomposition Water Resour Manage. (22): 217-227.
- Zou P. Jingsong, Y. Jianrong F. Guangming L. Dongshun L. (2010). Artificial neural network and time series models for predicting soil salt and water content. Agricultural water management, 97: 2009-2019.
- سری زمانی، چاپ اول، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، ۲۹۰ صفحه.
- Borland, P., and Montana, A. 1996. Forecasting of storm rain full by combined
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins,1976, Time Series Analysis, Forecasting and Control. revised ed., Holden-Day, San Francisco.
- Haltiner, J.P., and Salas, J.D., 1988, Development and testing of a multivariate, Seasonal ARIMA(1,1) model, Journal of Hydrology, 104: 247-272.
- Naill P.E. Momani M. (2009). Time Series Analysis Model for Rainfall Data in Jordan: Case Study for Using Time Series Analysis. American Journal of EnvironmentalSciences, 5(5): 599-604.