Climate Change & Climate Disasters

Print ISSN: 2783-0551

University Zanjan

ARIMA modeling for the annual Temperature of Sanandaj city

Bayan Rostami ✉ 1

1. Ph.D. student of Climatology, Department of Natural Geography, Zanjan University, Zanjan, Iran

Article Info:

Article type:
Research Article

history:
Received:
2024/5/3
Received:
2024/6/25
Accepted:
2024/3/29
Published:
2024/8/5

Keywords:

Temperature modeling، prediction،polynomial model،ARIMA،quadratic trend

Abstract: Temperature changes are of particular importance as one of the symbols of climate change.The use of statistical methods in describing changes is a useful tool. One of the applications of statistics in climatology is modeling the behavior of climatic elements. One of the most widely used statistical models is ARIMA family models. In this family, the values are modeled based on their past behavior from the statistical models, and are projected into the future. In this research, using the annual temperature data of Sanandaj station during the period of 60 years (1961-2020), the general behavior of temperature in this station was investigated. And also using MATLAB software to fit the appropriate model from the polynomial family and ARIMA modeling. The result of modeling the family of polynomials indicates a quadratic trend of the species in Sanandaj temperature. On the other hand, in the family of the ARIMA model, after checking the AIC value, the ARIMA model (2,2,1) which was relatively better than the other models It was determined as a suitable model for predicting the annual temperature of Sanandaj station

Cite this article: Rostami, B (2024). ARIMA modeling for the annual Temperature of Sanandaj city. Climat Chenge and Climat Disasters, 3(5), 185-205.
© The Author(s).

Homepage: cccd.znu.ac.ir **Publisher:** University of Zanjan

دگرگونی ها و مخاطرات آب و هوایی
شاپا چاپی: ۲۷۸۳-۰۵۵۱
دانشگاه زنجان

الگو سازی ARIMA برای دمای سالانه شهرسنندج

بیان رستمی ✉ ۱

۱. دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، گروه جغرافیای طبیعی دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

اطلاعات مقاله:

نوع مقاله: پژوهشی

تاریخ‌ها:

دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۲۰

بازنگری: ۱۴۰۲/۱۲/۲۹

پذیرش: ۱۴۰۳/۱/۱۰

انتشار: ۱۴۰۳/۵/۱۵

واژگان کلیدی:

مدلسازی دما، پیش بینی، الگوی چندجمله ای، ARIMA، روند درجه دو، ایستگاه سنندج.

چکیده: تغییرات درجه حرارت به عنوان یکی از نمادهای تغییرات اقلیمی، از اهمیت خاصی برخوردار است. کاربرد روش های آماری در تشریح تغییرات، ابزاری مفید به شمار می آیند. یکی از کاربردهای آمار در اقلیم شناسی، مدلسازی رفتار عناصر اقلیمی است از الگوهای آماری پرکاربرد، الگوهای خانوادهٔ ARIMA است. دراین خانواده، از الگوهـای آماری مقادیر براساس رفتارهای گذشته شان مدل سازی شده، آینده نگری می شوند. درپژوهش حاضر، با استفاده از داده های دمای سالانه ایستگاه سنندج طی دوره ی ۶۰ ساله (۱۹۶۱-۲۰۲۰) به بررسی رفتار عمومی دما در این ایستگاه پرداخته شد و همچنین با استفاده از نرم افزار MATLAB به برازش الگوی مناسب از خانواده چندجمله ای و الگوسازی ARIMA پرداخته شد. نتیجه الگوسازی خانواده چند جمله ای ها حاکی ازیک روند درجه دو سهمی گونه در دمای سنندج است. از سوی دیگر در خانواده الگوی ARIMA، پس از بررسی مقدار AIC ، الگوی(۱،۲،۲)ARIMA که از میان بقیه الگوها به نسبت بهتر بود به عنوان الگوی مناسب برای پیش بینی دمای سالانه ایستگاه سنندج تعیین شد.

استناد: رستمی، بیان. (۱۴۰۳). الگو سازی **ARIMA** برای دمای سالانه شهرسنندج. دگرگونی ها و مخاطرات آب و هوایی، ۳(۵)، ۱۸۵-۲۰۵.

© نویسندگان .

ناشر: دانشگاه زنجان.

Homepage: cccd.znu.ac.ir

CC BY

مقدمه

دما، یکی از شاخص های اصلی در مطالعات اقلیمی، در تعیین نقش سایر عناصر اقلیمی نیز عامل مهمی به شمار می رود. با توجه به تغییرات دریافت انرژی خورشید توسط سطوح مختلف زمین، دمای هوا نیز به تبع آن دارای تغییرات زیادی است که به نوبه خود باعث تغییراتی در سایر عناصر هواشناسی شده و وضعیت کلی اقلیم یک منطقه را متأثر می سازد؛ بنابراین مطالعه دما و فهم چگونگی اثر آن بر عوامل محیطی و تغییرات آن در طول زمان دارای اهمیت بسزایی است (بلیانی و همکاران، ۱۲۸:۱۳۹۱). دست آوردهای اخیر نشان می دهد که میانگین دمای کره زمین طی سده گذشته روندی افزایشی داشته است. این روند حاوی الگوهای زمانی و مکانی متفاوتی است. یکی از رهیافت های مطالعاتی برای بررسی تغییرات دمایی به کارگیری روش های آماری است (عساکره، ۹:۱۳۸۶). اقلیم شناسان برای ساخت مدل های اقلیمی از علوم مختلف بهره گرفته اند مدل های اقلیمی که بر پایه اصول آماری – احتمالی بنا گذاشته شده اند از اهمیت ویژه و کاربرد پرشماری برخوردارند دراین گونه مدل ها، ارزش های عددی یک دسته از پدیده های مورد نظر و ویژگی های اصلی آنها، با نشانه ها و نیز روابط بین این پدیده ها به روابط بین نشانه مانند می شود. در این نوع مدل سازی یک استراتژی سه مرحله ای شامل تشخیص (شناسایی)، برازش و آزمون صحت مدل و پیش بینی با حدود اعتماد مشخص در نظر گرفته می شود (عساکره ، ۱۳۸۶،الف،۱۰۲-۱۰۴). کاربرد مدل های آماری در بازسازی مقادیر گذشته و بازآفرینی مقادیر آینده داده ها به تحلیل سری های زمانی موسوم است (شعبانی و همکاران، ۸۹۶:۱۳۹۲). با توسعه روش های کمی و آماری در زمینه ی آب و هواشناسی شاهد پیش بینی های در این زمینه هستیم، محققان به منظور تحلیل تغییرات پارامترهای اقلیمی، آنها را الگوسازی و سپس پیش بینی نموده اند. در این خصوص مطالعات متعددی صورت پذیرفته است که برای نمونه به چند مورداشاره می شود.

در قاره آفریقا، چوبوکی[1] وهمکاران (۱۷۲۵:۱۹۹۵) با تأکید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی نظیردما، روش مدل سازی آریما را از معتبرترین روش های بررسی تغییرات اقلیمی دانسته است. بوهادو[2] و همکاران(۲۳:۱۹۹۷) با استفاده از روش ARIMA به شبیه سازی پارامترهای آب و هوایی ملنند دما و رطوبت پرداختند. فراستو[3] و همکاران (۲۰۰۳ :۱۴۸) نشان دادند که با استفاده از روش اتورگرسیو(AR) و ARIMA[4] می توان درجه حرارت هوا را در داخل وسایل گرمازا توصیف نمود. یورکلی[5] و همکاران (۲۰۰۶) با به کارگیری روش ARIMA دوره های خشکسالی را بر اساس مصرف آب محصولات زراعی مهم پیش بینی نمودند.

خردمندنیا و عساکره(۱۲۱:۱۳۸۰) الگوسازی ARIMA را برای دمای سالانه ی جاسک بررسی کردند. آنها با استفاده از روش های آماری خود همبستگی و خودهمبستگی جزیی و بازبینی بهنجار بودن باقیمانده ها دریافتند که متوسط دمای سالانه با شبیه سازی در خانواده چند جمله ای ها و ARIMA حاکی از یک روند افزایشی معنی دار بوده است. جهانبخش اصل و باباپورباصر (۱۳۸۲: ۳۶) با استفاده از مدل آریمای باکس- جنکینز متوسط دمای ماهلنه ایستگاه تبریز را مورد بررسی قرار داده اند. پس از مقایسه معیار آکائیک[6] الگوی آزمایشی مدل (۱،۱،۰) به عنوان مدل محاسباتی انتخاب گردید و براساس آن تغییرات متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز تا سال ۲۰۱۰پیش بینی شده است. صلاحی (۲۱:۱۳۹۳) با بهره گیری از مدل‌های میانگین متحرک مرتبه ی دو، اتورگرسیو و آریما، تغییرات زمانی دمای هوای شمال استان اردبیل را مورد بررسی قرار داد و نشان داد که مدل آریما با داشتن پایین ترین MAPE و بالاترین R^2 ، بهتر از دو مدل دیگر دمای ماهانه ایستگاه مورد بررسی را پیش بینی می کند.

پورکریم برآبادی و حیدری

1- Chbouki, et al

2 -Bouhaddou et al

3 -Frausto, et al

4 -Autoregressive Integfated Moving Average

5- Yurekli and Kurunc

6- AKAIKE Information Criterion

منفرد(۱۳۹۸:۱۶۴)، عملکرد مدل ARIMAوSARIMA را در پیش بینی میانگین دمای سالانه ایستگاه یزد و شیراز طی دوره ۱۹۵۳-۲۰۱۷ مورد بررسی قرار دادند، نتایج آنها حاکی از آن بود که برای هر دو ایستگاه برازش مدل ARIMA مناسب بوده است، ولی مدلSARIMA برای هردو ایستگاه شیراز و یزد خارج از مرز معناداری بوده است. رحیمی و فرجی (۹۹:۱۴۰۲) به پیش بینی دمای سالانه تبریز به کمک مدل سازی ARIMA پرداختند و به این نتایج رسیدند که ARIMA مناسب ترین روش برای

[1] (۱۳۷۱) مطرح گردید. بسط ریاضی آن به بهترین وجه به وسیلهٔ بروکول و دیویس[2] (۱۹۹۸) ارائه شد. از منابع بسیار سادهٔ شناخت و کاربرد این الگوها می توان به وئی (۱۳۷۶) اشاره نمود. دراین تحقیق، تلاش براین است که با شناسایی رفتار عمومی سری زمانی دمای سنندج، دمای سالانه ایستگاه سنندج طی دوره ی آماری ۱۹۶۱- ۲۰۲۰ (۶۰ ساله) با دو روش الگوی چند جمله ای و ARIMA مورد ارزیابی قرار گرفت و با بهره گیری پیش بینی است و دمای تبریز روند افزایشی را برای ۱۸ سال آینده خواهد داشت. همچنین پژوهشگرانی از جمله اجادی و همکاران (۲۰۱۷)، نیاتوام وآقودزو(۲۰۱۸)، برای مدلسازی و پیش بینی دما از مدل ARIMA بهره برده اند.

اقلیم شناسان به یکی از شیوه های مدل سازی آماری که الگو سازی در خانواده آریما (ARIMA) است توجه بسیار نموده اند. مبانی نظری این نوع الگوها، اولین بار به وسیله باکس و جنکینز

از این دو روش آماری، تلاش برای مدلسازی و پیش بینی دمای سنندج نمود.

۱. داده ها و روش

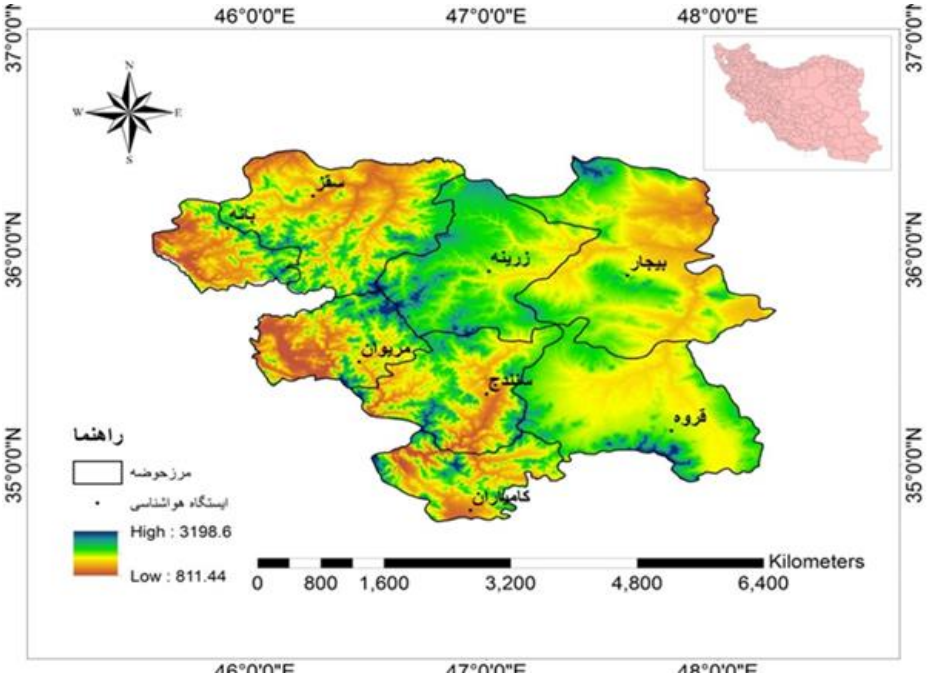
۱.۱. منطقه ی مورد مطالعه

استان کردستان با مساحت ۲۸۲۰۳ کیلومتر در غرب ایران مجاور کشور عراق بین ۳۴ درجه و۴۴ دقیقه تا ۳۶درجه و ۳۰ دقیقه عرض شمالی و ۴۵ درجه و۳۱ دقیقه تا ۴۸ درجه و ۱۶ دقیقه در طول شرقی از نصف النهار

1 -BOX-Jenkins

2- Brockweel and Davis

گرینویچ قرار داردکه این مساحت ۱/۷ درصد از مساحت کل کشور را شامل می شود. سنندج در مرکز این استان قرار دارد. از لحاظ اقلیمی و طبیعی، منطقه ای کوهستانی می‌باشدکه متاثر از توده هوای گرم و مرطوب مدیترانه‌ای است. اختلاف ارتفاع بین بلندترین و پست ترین نقاط کردستان به حدود ۲۴۰۰ متر می‌رسد این اختلاف ارتفاع خود باعث به وجود آمدن اقلیم های متفاوت می گردد. در شکل۱ موقعیت جغرافیایی محدوده قابل مشاهده است.



شکل ۱: محدوده ی مورد مطالعه(منبع :نگارنده)

۲-۱.داده ها

در پژوهش حاضر جهت مدلسازی سری زمانی دمای ایستگاه سنندج داده های سری زمانی دمای سالانه ایستگاه در دوره ی زمانی(۱۹۶۱-۲۰۲۰) از سازمان هواشناسی کشور اخذ گردید. در این مطالعه سعی شده است با بهره گیری از روش های متداول آماری به بررسی رفتار عمومی دمای سالانه سنندج پرداخته شود به منظور سازماندهی و

تجزیه و تحلیل داده ها از نرم افزارMATLAB استفاده شده است.

۳-۱.داده ها

برای مطالعه تغییرات دما در این تحقیق از چند روش سری زمانی استفاده شده است. در سری های زمانی چند مشخصه وجود دارد، یکی از این مشخصه ها و اجزا روند نام دارد. برای تحلیل روند، آن را در درازمدت بررسی می کنند، بسیاری از پژوهشگران کلمه روند را برای تغییر تدریجی تابع میانگین مانند یک تابع خطی یا درجه دوم به کار می برند. روش های آماری کلاسیک تجزیه وتحلیل رگرسیون را به سهولت برای برآورد پارامترهای الگوهای معمولی روند بدون مقدار ثابت می توان بکار برد (کرایر،۱۳۷۱:۵۰). در این مطالعه مفیدترین آنها یعنی خطی و سهمی را مورد بررسی قرار می گیرد. ابتدا باید تشخیص داده شود که شیب خط از نوع خطی است یا سهمی؟ یکی از روش های پرکاربرد برای پاسخگویی به این سؤال الگوسازی در خانواده چندجمله ای هاست (خردمندنیا و عساکره، ۱۲۵:۱۳۸۰). الگوی چندجمله ای درجه k به صورت زیر تعریف می شود(عساکره،۶۱:۱۳۸۲).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \cdots + \beta_k t^k + e_t \quad (۱)$$

در رابطه فوق Ytمتغیر پاسخ، βها فراسنج های مجهول و etدنباله ای از متغیرهای تصادفی مستقل نرمال با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت هستند الگوی خط و الگوی سهمی به ترتیب متناظر با $k = 1$و $k = 2$ می باشد (عساکره،۶۱:۱۳۸۲).

پس از حصول روند موجود در داده ها به منظور ایستاسازی مشاهدات تبدیل باکس-کاکس بر مشاهدات دمای سنندج اعمال گردید. این تبدیل از جمله تبدیلات غیر خطی است که بر مشاهدات پیاده سازی می شود در حقیقت تبدیل باکس کاکس برای تغییر توزیع مشاهدات و دستیابی به توزیع مورد نظر(به وسیله به توان رساندن) اعمال می گردد به عبارت دیگر این تبدیل بر داده های غیر نرمال، دارای چولگی، دارای ناایستایی پراش انجام می گیرد و تلاش می شود تا مسائل مطرح شده مرتفع گردد (این تبدیل به تبدیل شبه نرمال نیز معروف و از انواع تبدیلات توانی است). نکته حائز اهمیت در این تبدیل آن است که باید بر مشاهدات نامنفی پیاده سازی شود. این تبدیل

توسط رابطه زیر محاسبه می شود(عساکره،۱۵۲:۱۳۹۱).

(۲)

$$Y = \frac{(X^{\lambda}-1)}{\lambda}$$

در رابطه ی۲، X هریک از مشاهدات،λ مقادیر تبدیلات توانی است. هدف غایی از مدل سازی یک سری زمانی، یافتن تغییرات دراز مدت و پیش بینی آینده است. منظور از پیش بینی سری زمانی، تخمین مقادیری از مجموعه داده ها می باشد که در زمان اجرای تحلیل، مقدار آن مجهول است. یکی از فنون پیش بینی رفتار سری زمانی، روش باکس_جنکیز است. گروه عمومی مدل ها برای یک سری زمانی در روش شناسی باکس_ جنکینز مدل های تلفیقی اتورگرسیو و میانگین متحرک است که در آمار به مدل های ARIMA معروف اند (علیجانی و رمضانی،۱۵۸:۱۳۸۱). مدل آریما یک مدل کلی است که تولنایی نمایندگی طبقه گسترده ای از سری های زمانی ناایستا را دارد، فرایند تلفیقی خود همبسته - میانگین متحرک با درجه (p,d,q) است. با توجه به اینکه بیشتر سری های زمانی ناایستا هستند، لذا این رده از فرایندها کاربرد گسترده ای دارند.

فرایندتصادفی$\{\boldsymbol{Z_t}\}$ یک فرایند ARIMAاست که با درجه (p,d,q) در نظر گرفته و به صورت $\boldsymbol{Z_t \sim ARIMA(p,d,q)}$ نوشته می شود. هرگاه فرایند تفاضلی$\{\boldsymbol{W_t = (1-B)^d Z_t}\}$ یک فرایند ایستا باشد به شکل زیر بیان می گردد (خردمندیان و عساکره،۱۲۶:۱۳۸۰).

(۳)

$$\boldsymbol{\phi_p(B)(1-B)^d(w_t - u_w) = \theta_q(B)a_t}$$

که در رابطه ی فوق $\boldsymbol{a_t \sim WN(O,\sigma_a^2), u_w = E(w_t)}$، یعنی فرایند$\{\boldsymbol{a_t}\}$ دنباله ای از متغییرهای تصادفی با ویژگی هایی همچون هم توزیع، دو به دو ناهمبسته (نوفه سفید) با امید ریاضی صفر و واریانس $\boldsymbol{\sigma_a^2}$ می باشد.

عملگرهای به کار رفته در رابطه ۳ به صورت زیر تعریف می شوند (ولی، ۹۹:۱۳۷۶).

(۴)

$$\boldsymbol{\phi_p(B) = 1 - \phi_1(B) - \phi_2(B)^2 - \cdots - \phi_p(B)^p}$$

$$\boldsymbol{\theta_q(B) = 1 - \theta_1(B) - \theta_2(B)^2 - \cdots -}$$

$\boldsymbol{\theta_q(B)^q}$

که در آنB عملگری اســـت (به عملگر پســـرو معروف اســـت) که به صـــورت $\boldsymbol{B^j Z_t = Z_t - j}$ تعریف می شـود (j عدد صحیح نامنفی است).

بـــرای انـــتـــخـــاب مـــدل هـــای کاندید(آزمایشـی) به شـرح زیر عمل می شود:

مرحله اول: پیش از انجام هر کار در ابتدا باید مرتبه ی تفاضـــل گیری به منظور ایستا سازی مشاهدات صورت گیرد. اگر سـری زمانی$\{\boldsymbol{z_T}\}$ حول یک محور افقی نوسان کند مقدار تفاضل گیری را d=0 ، اگر سری زمانی حول یک خط مستقیم (روبه بالا یا پایین) نوسـان کند d=1 و اگر حول یک سـهمی نوسـان کند d=2 قرار می دهیم. بندرت پیش می آید یک ســری زمانی شــیب درجه ســوم d=3 داشــته باشــد. به بیان دیگر: برای تعیین مقدار d یا مرتبه تفاضـــل گیری باید به نحوی عمل نمود که سری تفاضل گیری شـــده $\{\boldsymbol{W_t}\} = \{\boldsymbol{(1-B)^d Z_t}\}$ حاکی از ایســتایی یا مانایی ســری مولد $\{\boldsymbol{W_t}\}$ باشــد (بدان معنا که اگرســری زمانی حول یک محور افقی و با واریانس ثابت نوســـان نماید در حقیقت ســـری مورد بررسی ایستا شده است).

مرحلـه دوم: پس از تعیین مرحلـه ی تفاضل گیری با بهره گیری از همبستگی نگار $\{\boldsymbol{W_t}\}$ مقادیر p و q را حاصـــل کنیم. در حقیقت پس از تعیین d ، با توجه به شاخک های معنی داری نمودار همبسـتگی نگار سـری $\{\boldsymbol{W_t}\}$ می توان مـدل اول کـانـدیـد بـه صـــورت ARIMA(0,q) و با توجه به شـاخک های خود همبستگی نگار جزئی $\{\boldsymbol{W_t}\}$ می توان کاندید دوم ARIMA(p,0) را تعیین نمود (درحقیقت همبســـتگی نگـار بیـان کـنـنـده مـقـدار q وخود همبستگی نگار جزئی مقدار p را نمایان می کند).

پس از استخراج مدل های کاندید باید با روش زیاد برازاندن و با آزمایش و خطا مدل های کاندید تعدیل شـــده، و به الگویی دســـت یابیم که اضـــافه و حذف کردن هیچ پارامتری آن را به شکل معنا داری بهتریا بدتر نکند.

به سـبب اینکه باقی مانده های هر مدل باید دارای خصـوصـیاتی از جمله نرمال بودن(توزیع بودن) و دو به دو ناهمبسـته بودن (نوفه ســـفید۱)، باشـــد در نتیجه

1 White Noise

پس از برازش هر الگو باقی مانده های آن، ازنظر نرمال بودن و استقلال مورد سنجش قرار گرفت. برای این منظور علاوه بر نمودار های معمول همچون خودهمبستگی نگار، احتمال نرمال و هیستوگرام از برخی آزمون های دیگر همچون آزمون نقاط عطف و علامت (برای آگاهی از نحوه ی محاسبات و فرضیات آماری این آماره ها به عساکره ۱۳۹۰رجوع گردد) ؛ گاهی این امکان وجود دارد که چندین مدل برازنده برای الگو سازی انتخاب گردد برای انتخاب بهترین از میان آن ها باید از ضریب اطلاع آکائیک (AIC) استفاده شود براساس رابطه زیر حاصل می گردد (خردمندنیا و عساکره، ۱۲۶:۱۳۸۰).

$$AIC(M) = n\,ln(S_a^2) + 2m \quad (۵)$$

σ_a^2برآورد حداکثر درستنمایی S_a^2، n طول سری w_t و m تعداد پارامترهای مدل می باشد برای یک مدل ARIMA که دارای پارامتر θ_0 می باشد m بصورت m=p+q+1 نمایش داده می شود. با در نظر گرفتن معیار AIC اگرقصد داشته باشیم مدلی را گزینش نماییم باید مدلی با میزان ضریب آکائیک کمینه انتخاب گردد.

۲. یافته‌ها و نتایج

۲-۱. الگوی خانواده چند جمله ای

شکل(۱) میانگین دما سالانه سنندج را طی دوره آماری۱۹۶۱-۲۰۲۰ نشان می دهد. در این شکل بصورت واضحی مشخص است که رفتار عمومی سری زمانی دما سنندج رفتاری حول یک خط (روبه بالا یا پایین) نیست درنتیجه این احتمال می رودکه رفتار این سری زمانی رفتاری سهمی گونه داشته باشد. برای کسب نتیجه علمی و مبتنی بر دلیل و مدرک نیاز است که هر دو (درجه یک و دو) مورد ارزیابی قرار گیرد.

پس از بررسی های انجام گرفته بر روند درجه یک و دو در سری زمانی دما سنندج، وجود روند درجه یک (نوسان مقادیر حول یک خط صاف روبه بالا یا پایین) نقض و وجود روند درجه دو (ابتدا کاهش مقادیر وسپس افزایش مقادیر و عکس آن که به رفتار سهمی معروف است) تأیید گردید .

الگوی خطی برازش داده به سری زمانی به صورت زیر نمایان شده است؛

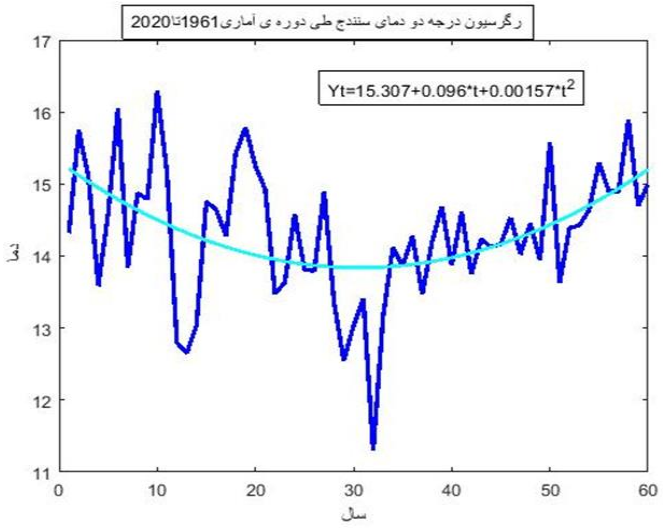
$$Y_t = 14/315 - 0/000167t$$
$$(58/105) \quad (0/024)$$

با اضافه نمودن متغیر توضیحی t^2به الگو فوق تلاش شد تا وجود روند سهمی در سری زمانی مورد ارزیابی قرار گیرد:

$$Y_t = 15/307 + 0/096t + 0/00157t^2$$
(45/168) (3/75) (3/86)

اعدادی که در زیر هریک از پارامترهای مدل ثبت شده است نمایش دهنده ی مقادیر (t-student) tاست. این مقدار برای ارزیابی معناداری یا عدم معناداری ضرایب مورد استفاده قرار گرفت. اگر قدرمطلق مقادیر tبرای آزمون دو دامنه بزرگتر یا مساوی۲ و برای آزمون یک دامنه بزرگتر یا مساوی ۱/۹۶ باشد میتوان در سطح ۹۵درصد اطمینان قضاوت نمود که پارامتر مورد نظر تفاوت معناداری را با صفر نشان می دهد در غیر اینصورت عملا پارامتر مورد نظر را می توان مساوی صفر(عدم معناداری) در نظر گرفت.

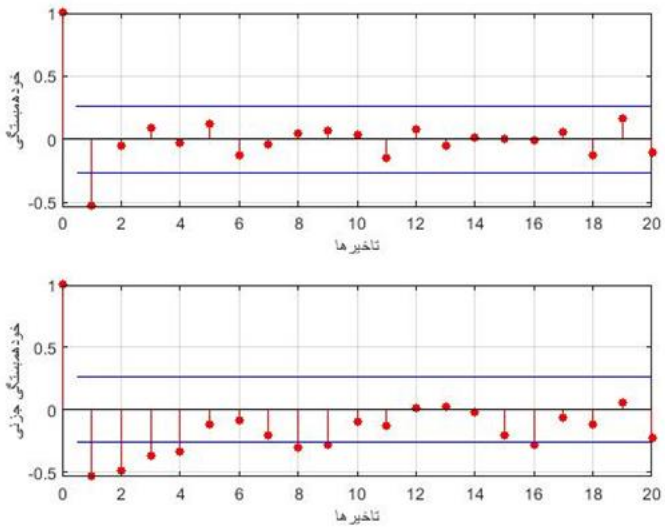
بر این اساس می توان مشاهده نمود مقدار$\beta_1 = 0$ به سبب کوچکتر بودن این مقدار از ۲می توان این پارامتر را ازمدل حذف نمود. این در حالی است که با اضافه نمودن متغیر توضیحی، تمامی پارامترهای مدل، تفاوت معناداری را با صفر نشان می دهند در نتیجه می توان وجود روند سهمی را پذیرفت. لازم به ذکر است که وجود روند درجه سه و چهار نیز در دمای سنندج مورد ارزیابی قرار گرفت و ضرایب معنادار نشد در نتیجه ترجیح با روند سهمی است.



شکل۲: میانگین دما سنندج طی دوره آماری ۱۹۶۱-۲۰۲۰

تعیین مدل ARIMAبرای دمای سنندج

با توجه به شـــکل(۲) و بررســـی های صورت گرفته این مسئله تأیید گردیدکه روند موجود در دما سنندج روندی است سـهمی و مقادیرt نیز بیانگر علت ترجیح مدل سـهمی به مدل خطی(درجه سـه یا چهار) اسـت. بدین ترتیب مقدار تفاضـل گیری بـا ۲ =d برابری می کنـد. حـال بـایـد بـا بهره گیری از نمودارهـایی کـه پیشـــتر از آنها صـــحبت به میان آمد مقادیر pو qرا حاصل نمود (شکل ۳).



شکل۳: خودهمبستگی و خودهمبستگی نگار جزئی سری تفاضلی مجموع دمای سالانه سنندج (d=۲)

شکل ۳نشان دهنده مدل های کاندید (آزمایشی) است که باید مورد ارزیابی قرار گیرد. مدل کاندید اول که براساس نمودار خودهمبستگی به آن دست یافتیم ARIMA(۰،۲،۱) می باشد به سبب آنکه تنها یک شاخک از مرز معناداری خارج شده است در نتیجه مقدار q=۱ خواهد بود. پس از اضافه نمودن θ_0 مقدار t قدر مطلق آن برابر با (۱۲/۷۴۵۷) حاصل گردید که به سبب آنکه مقدار آن از ۲بزرگتر است بنابراین ضرایب معنی دار ومخالف صفر است. در نتیجه الگوی برازش داده شده بصورت زیر خواهد بود.

$$W_t = -0/8698\ a_{t-1} + a_t \quad (-12/7457)$$

پیشتر با بهره گیری از نمودار (PACF)توانستیم مقدارP را برای ساخت مدل کاندید دوم (مدل پایه دوم) حاصل کنید (p=۷) . در نتیجه می توان استنباط نمود که مدل بصورت (۴،۲،۰) ARIMA به عنوان مدل کاندید دوم برگزیده شد، پس از اضافه کردن مقدار θ_0 مشاهده شد که مقدار۰/۰۰۴۹ =tحاصل گردید با توجه به اینکه ۰/۰۰۴۹ از ۲کوچکتر است در نتیجه وجود این ضریب نقش معناداری را در مدل ایفا نمی کند بنابراین از آن صرف نظر می شود. الگو برازش یافته به شرح زیر است.

$$W_t = (-1/1384)W_{t-1} - 1/125W_{t-2} - 0/804W_{t-3} - 0/4995W_{t-4}$$

(10/2537) (7/1863) (5/2954) (3/4741)

در پروسه زیاد برازاندن پارامتر θ_1 نیز به مدل اضافه و مدل ارتقاء یافته و بصورت ARIMA(۴،۲،۱) حاصل گردید و پارامترهای مدل به شرح زیراست.

$$W_t = (-0/5242)W_{t-1} - 0/523W_{t-2} - 0/1754W_{t-3} - 0/0006W_{t-4} - 1a_{t-1} + a_t$$

(4/2363) (4/1106) (1/3451) (0/0049) (13/3163)

در فرایند زیاد برازاندن با اضافه نمودن دیگر پارامترها به مدل، بار دیگر الگوها مورد ارزیابی قرارگرفت و با توجه به عدم معناداری پارامترها در این پروسه در نتیجه مدل ارتقاء یافته هیچ رقیب دیگری ندارد.

براساس جدول (۱) میتوان مقادیر واریانس باقی مانده هاو مقادیر ضریب اطلاع آکائیک را مشاهده نمود. از میان الگوی ارتقاء یافته و مدل کاندید می توان استنباط نمود که ترجیح با مدل پایه(۲) است چراکه هم مقدار واریانس آن (نوسانات حول میانگین) مقدار کمتری

(۱/۰۳۴۹) را نمایش می دهد وهم مقدار ضریب آکائیک آن (۱۸۲/۳۳) نسبت به االگوی دیگر کمینه تر است

اکنون باید ارزیابی نمود که نقش ضریب $\emptyset_1$ در مدل مورد بررسی به چه نحو است و در صورت حضور معنادار باید به عنوان پارامتر به مدل اضافه گردد. با توجه به مقادیر حاصل از tمیتوان مشاهده نمود که قدر مطلق tپارامتر مورد نظر از ۲بزرگتر است در نتیجه این پارامتر به مدل اضافه می گردد و مدل به (۱،۲،۱) ARIMA ارتقاء می یابد. نهایتا پارامترهای مدل برازش یافته به شرح زیر می باشد؛

$$W_t = (-0/3469)\mathrm{W}_{t-1} - 0/8724\ \mathrm{a}_{t-1} + a_t$$

(-3/0283)
(13/8574)

سپس به نقش ضریب $\emptyset_2$ در مدل مورد بررسی به چه نحو است و در صورت حضور معنادار باید به عنوان پارامتر به مدل اضافه گردد. با توجه به مقادیر حاصل از tمیتوان مشاهده نمود که قدر مطلق tپارامتر مورد نظر از ۲ بزرگتر است در نتیجه این پارامتر به مدل اضافه می گردد و مدل به (۲،۲،۱) ARIMAارتقاء می یابد . نهایتا پارامترهای مدل برازش یافته به شرح زیر می باشد؛

$$W_t = (-0/4657)\mathrm{W}_{t-1} - 0/4858\mathrm{W}_{t-2} - 1\ \mathrm{a}_{t-1} + a_t$$

(-4/193) (-7/9774)
(18/8309)

در فرایند زیاد برازاندن با اضافه نمودن θ_2و دیگر پارامترها به مدل بار دیگر مدل مورد ارزیابی قرارگرفت و با توجه به عدم معناداری پارامترها در این پروسه در نتیجه مدل ارتقاء یافته هیچ رقیب دیگری ندارد.

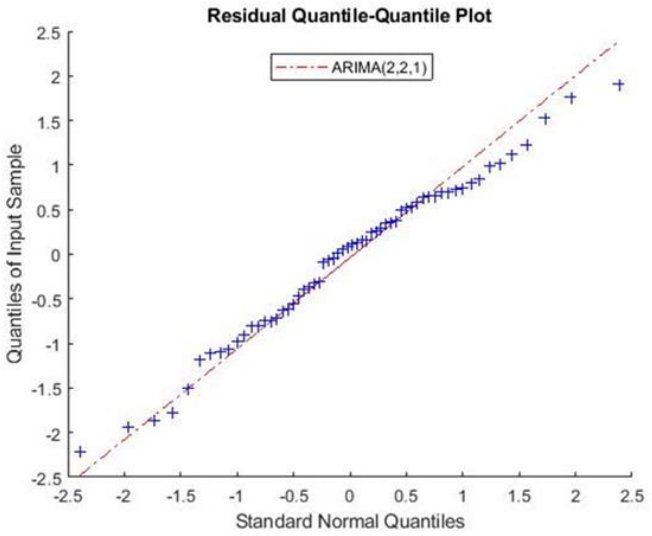
در این مرحله با توجه به مقدار واریانس باقیمانده ها برای مدل های برازش داده شده می توان تعیین نمود که کدام مدل به عنوان مدلی مطلوب جهت انجام بررسی های بیشتر است. در میان مقادیر واریانس های هر مدل، الگوی سوم(الگوی ارتقاء یافته(۲))، الگوی مناسبی برای برآورد دمای سنندج تشخیص داده شد. برای کسب داوری علمی تر بین دو مدل معنادار از ضریب اطلاع آکائیک بهره گرفته شد تا بتوان مدل بهینه را در میان مدل های شناسایی شده استخراج نمود. با توجه به

مقادیر AIC حاصل شده برای مدل ها میتوان استنباط نمودکه بین مدل ها، مدل ارتقاء(۲) یافته می تواند کاندید مناسبی برای مطالعه باشد.

جدول ۱. مقادیر واریانس باقیمانده ها

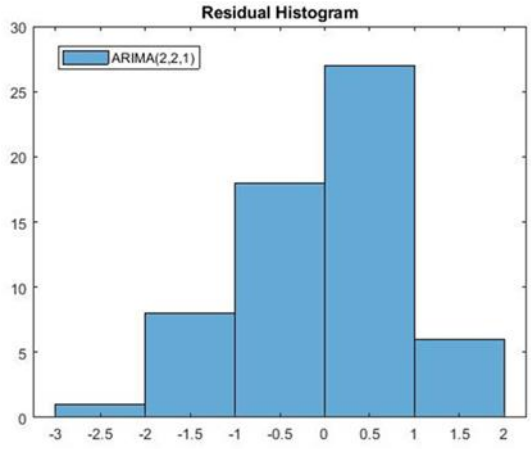
مدل ها	الگوها	واریانس باقی مانده ها σ_a^2	ضریب اطلاع آکائیک(AIC)
مدل پایه(۱)	ARIMA(۰،۲،۱)	۱/۲۶۶۷	**۱۸۸/۴۵۵۲**
مدل پایه(۲)	ARIMA (۰،۲،۴)	۱/۰۳۴۹	**۱۸۲/۳۳**
مدل ارتقا یافته(۱)	ARIMA (۱،۲،۱)	۱/۱۲۳۵	**۱۸۳/۲۵۹۶**
مدل ارتقا یافته(۲)	ARIMA (۲،۲،۱)	۰/۸۲۴۷	**۱۶۶/۷۰۶۹**
مدل ارتقا یافته(۳)	ARIMA (۴،۲،۱)	۰/۸۰۱۷	**۱۶۹/۰۱۳۲**

با توجه به نتایج حاصل شده از برازش و زیاد برازلندن مدل های کلندید می توان استنباط نمود که تنها یک مدل از میان مدل های مطرح شده و مورد ارزیابی قرار گرفته می تواندکاندید مناسبی باشد به سبب اینکه هم مقدار واریانس باقی مانده ها وهم مقدار ضریب اطلاع آکائیک آن نسبت به دیگر الگوها، مقداری کمینه است این الگو، مدل ARIMA (۲،۲،۱) می باشد. لازم به ذکر است که به سبب عدم پذیرش ضریب ثابت درهیچ یک از مدل ها در نتیجه نمی توان وجود یا عدم وجود این ضریب را ملاکی برای پذیرش یا نقض مدل در نظر گرفت (وجود ضریب ثابت از قطعیت وجود روند در داده ها حکایت دارد درحالی در مدل های برازش یافته هیچ یک دارای ضریب ثابت نمی باشند) بررسی ها بر دو فاکتور مطروحه نیزکه بصورت آماری و ترسیمی انجام گرفت و حاکی از آن است که مدل گزینش شده براساس ضریب آکائیک و واریانس باقی ملانده ها همچنان نسبت به مدل های دیگر بهترین گزینه برای مدلسازی دما ایستگاه سنندج می باشد. چنان که قبلاً نیز اشاره شد، هر الگوی پذیرفته شده باید به لحاظ نرمال بودن، استقلال ها و همگونی واریانس باقیمانده ها{at}آزمون شود، چرا که باقیمانده ی مدل باید یک سری بدون الگو باشد. برای آزمون نرمال بودن باقیمانده ها، مقادیر برحسب احتمال وقوع و فاصلهٔ اطمینان ۹۵درصد محاسبه و نتایج در شکل (۳) ارائه شده است.



شکل ۴: مقدار برازش یافته ومشاهدات اصلی مدل برگزیده (۲،۲،۱)

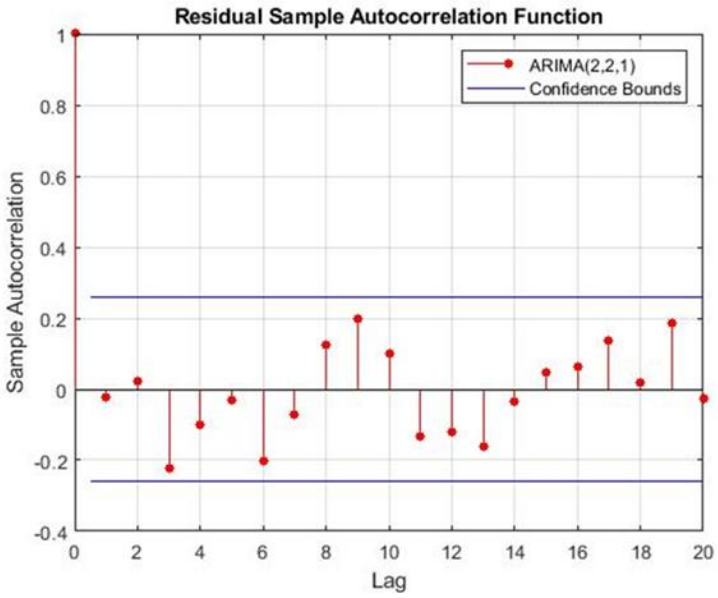
دیده می شـــود، اکثر نقاط برازش یافته حول خط قرار دارنـد و نمودار احتمـال نرمال با فاصـــله ی اطمینان ۹۵ درصـــد نیز شـــرایط نرمال بودن باقی مانده ها را تـاییـد می کنـد. از ســـوی دیگر نمودار هیســـتوگرام نیز تـأییـدگر نرمـال بودن باقیمانده ها اسـت که در شـکل(۵) دیده می شود.



شکل۵: هیستوگرام باقیمانده های مدل برگزیده (۲،۲،۱)

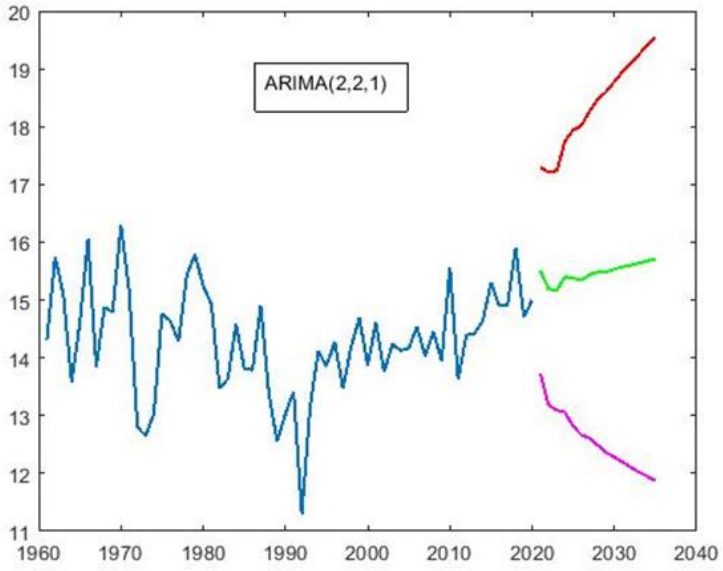
خود همبســـتگی نگار باقیمانده در شـــکل(۶) نشان مـی دهـد کـه باقیمانـده هـا در همـه

ی تأخیرها، مستقل اند. بنابراین، دو شرط اساسی نیکویی برازش برای باقیمانده های مدل (۲،۲،۱) موجود است. به عبارت دیگر شرایط مورد نیاز برای پذیرش یک الگو، باقیمانده های نرمال تایید و دوبه دو ناهمبسته توسط این مدل نسبت‌به مدل های دیگر بیشتر رعایت شده است)اما همچنان دوبه دو همبسته هستند) .



شکل ۶: خود همبستگی نگار باقیمانده های مدل برگزیده (۲،۲،۱)

به منظور داوری دقیق تر در زمینه مدل (۲،۲،۱) ARIMA و دیگر مدل ها، وضعیت باقی مانده های مدل و همچنین نحوه پیش بینی مدل ها مورد ارزیابی قرار گرفت. باتوجه به این مسئله که پیش بینی همواره بر $\frac{n}{4}$ طول دوره آماری صورت می گیرد در نتیجه پیش بینی ها برای ۱۵سال آینده (۲۰۲۱-۲۰۳۵) انجام پذیرفت. که در شکل (۷) ارائه شده است.



شکل ۷: پیش بینی مدل برگزیده (۲،۲،۱)

پیش بینی انجام شـــده براســـاس این مدل گویای اســـتمرار روند دمایی در داده هاســـت باتوجه به اینکه بین حد بالا و پایین پیش بینی فاصـــله زیادی وجود دارد در نتیجه این انتظار می رود که فرایند پیش بینی ۱۵ ســـال آینده برای حد بالا و پایین توأم با خطا و عدم اطمینان صـــورت پذیرد اما می توان بازه ی اطمینان ثلبت و کوچک را برای حد میانی پیش بینی، گویا و مناسب در راستای تغییرات دما در ایستگاه سنندج دانست. از این رو می توان استنباط نمود که مدل (۲،۲،۱) بسیار به شرایط نرمال نزدیک است به عبارت دیگر می توان اســـتنباط نمود که توزیع باقی مانده ها شـبه نرمال اسـت و داده ی پرتی در باقیمانده های این مدل دیده نمی شود.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از روش الگوسازی در خانواده چند جمله ای و الگوسازی ARIMA تلاش شد تا به شناسایی رفتار عمومی دمای ایســـتگاه ســـنندج طی دوره آماری ۲۰۲۰-۱۹۶۱ و همچنین پیش بینی دمای ۱۵ســـال آینده سنندج پرداخته شود. نتایج نشان داد که دمای ســـنندج دارای روند معنادار درجه دو اسـت، سـهمی آن کمانی رو به پایین یا قوسـی شکل است در نتیجه انتظار می رود که تا نیمه ی دوره ی مورد مطالعه دما افزایش یافته و

پس از آن دما رفتار نزولی داشته باشد. همچنین برای دستیابی به نتیجه ای دقیق تر دمای سنندج را از فیلتری با نام تبدیل باکس-کاکس نیز گذر دادیم که نرمال بودن باقی مانده ها مورد تایید قرار گرفت. نمودار خودهمبستگی نگار حاکی از استقلال باقیمانده ها است در نتیجه استقلال باقی مانده ها در مدل ARIMA (۲،۲،۱) مورد تایید است. و پس از آن تمامی فرایندهای مدلسازی ARIMA را بر دما تبدیل یافته اعمال نمودیم سرانجام برای پیش بینی دمای سنندج با بهره گیری از مدل ARIMA و بررسی مانده هاو توان پیش بینی دما آنها از میان چندین مدل برازش یافته بهترین مدل نسبت به دیگر مدل ها برای پیش بینی دما ایستگاه سنندج، مدل ARIMA (۲،۲،۱) تعیین گردید. با در نظر گرفتن این مسئله که پیش بینی در سال های ابتدایی مورد برآورد، دارای دقت بالاتر و در سال های انتهایی از دقت آن کاسته می شود در نتیجه انتظار می رود که در پیش بینی دما سنندج نیز این مسئله تداعی یابد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: این پژوهش هیچ کمک مالی از سازمان های 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

- باکس جی. ای. پی و جنکینز جی. ام، ترجمهٔ مشکانی محمدرضا (۱۳۷۱). تحلیل سری های زمانی، پیش بینی و کنترل، جلد اول، چاپ اول، تهران: دانشگاه شهید بهشتی. صفحه۴۲۴.
- بلیانی، یدالله، فاضل نیا، غریب، بیات، علی (۱۳۹۱). تحلیل و مدلسازی دمای سالانه شهر شیراز با استفاده از مدل ARIMA، فصلنامه فضای جغرافیایی، شماره ،۳۸: ۱۲۷-۱۴۴.
- پورکریم برآبادی، رویا و حیدری منفرد، زهرا (۱۳۹۸). ارزیابی مدلهای سریهای زمانی جهت پیش بینی متوسط دما در نیمه جنوبی لیران، دگرگونی ها و مخاطرات آبوهولیی، ۱(۲)، ۱۸۹-۱۶۴.
- جهانبخش اصل، سعید. باباپورباصر، علی اکبر. (۱۳۸۲). بررسی و پیش بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریما) (ARIMA، تحقیقات جغرافیایی، ۱۸: ۳۴-۴۶.
- خردمندنیا، منوچهر. عساکره، حسین. ۱۳۸۰. الگوسازی ARIMAبرای متوسط درجه ی حرارت سالانه هوا در جاسک. سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی. انتشارات دانشگاه اصفهان ۱۳۲-۱۲۱.
- رحیمی، نفیسه. فرجی، عبدالله (۱۴۰۲). پیش بینی دمای متوسط سالانه شهر تبریز با استفاده از مدلهای سری زمانی. مطالعات جغرافیایی مناطق خشک، ۱۴(۵۱): ۱۱۳-۹۹.
- شعبانی، بهاره، موسوی بایگی، محمد، جباری نوقابی، مهدی، قهرمان، بیژن . (۱۳۹۲). مدل سازی و پیش بینی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد با استفاده از مدل های سری زمانی، نشریه آب و خاک، شماره ۵، ۹۰۶-۸۹۶.
- صلاحی برومند. الگوسازی و مدل‌بندی درجه حرارت شمال استان اردبیل به منظور مدیریت خشکسالی. فضای جغرافیایی. ۱۳۹۳؛ ۱۴ (۴۸) :۳۹-۲۱.
- ظهوریان، منیژه. شکیبا، علیرضا. حسنوند، مهناز. برنا، رضا. (۱۴۰۲). مطالعه موردی پیش بینی تغییرات میانگین دمافصلی شهرستان الشتر با استفاده ازمدل شبکه عصبی ومدل سری زمانی آریما. پژوهش های اقلیم شناسی.
- عساکره، حسین . (۱۳۸۲). بررسی آماری روند بارش سالانه تبریز، فضای جغرافیایی، شماره ۱۰، ۵۷-۷۲.
- عساکره، حسین.۱۳۸۶. بررسی آماری روند دمای سالانه تبریز، اندیشه جغرافیایی، ۱: ۹-۲۱.
- عساکره، حسین.۱۳۹۰. مبانی اقلیم شناسی آماری. انتشارات دانشگاه زنجان. ۵۴۵.

- علیجانی، بهلول. رمضـــانی، نبی الله .۱۳۸۱. پیش بینی خشـکســالی ها و ترســالی های اســـتان مازندران با اســـتفاده از مدل باکس- جنگیز.پژوهش های جغرافیایی. ۱۵۵-۱۷۰.
- کرایر، جاناتان دی، ترجمه حسـینعلی نیرومند .۱۳۷۱. تجزیه و تحلیل ســـری های زمانی؛ مشهد؛ دانشگاه فردوسی مشهد.۴۰۸.
- وئی ویلیام دبلیو اس، ترجمهٔ نیرومند حسنعلی .۱۳۷۶. تحلیل سری های زمـانی ، چاپ اول، مشهد. انتشـارات دانشـگاه فردوسی، ص۵۸۶.
- Bolboacă, Sorana D. Jäntschi, Lorentz. Sestraş, Adriana F. Sestraş, Radu E. Pamfil, Doru C. 2011. PearsonFisher Chi-Square Statistic Revisited. Information. 2: 528-545.
- Bouhaddou, H. Hassani, M.M. Zeroual, A. and Wilkonson, A.J.(1997). Stochastic simulation of weather data using higher statistics, Renewable Energy,12 (1):21–37.
- Brockwell Peter. J and Davis Richard. A. ,1998 , Introduction to Time Series and Forecasting, Springer-Verlag, New York, pp 420.
- Chbouki, N. Stockton, CW.Myers,DE. 1995. Spatio – temporal patterns of Drought in Moroco. International journal of climatology. 15: 187-205.
- Frausto, H.U., Pieters, J.G. and Deltour, J.M.(2003). Modelling greenhouse temperature by means of Auto Regressive Models, Biosystems Engineering, 84(29):147–57.
- Jadi, N., Ajadi, J., Damisa, S., Asiribo, O., & Dawodu, A. (2017). Modeling Monthly Average Temperature of Dhahran City of Saudi-Arabia Using Arima Models. International Journal of Data Science and Analysis, 3(5), 40-45. DOI:10.11648/j.ijdsa.20170305.12.
- Nyatuame, M., Agodzo, S. K. (2018). Stochastic ARIMA model for annual rainfall and maximum temperature forecasting over Tordzie watershed in Ghana. J. Water Land Develop, 37(1), 127-140. DOI:10.2478/jwld-2018-0032.
- Yurekli K., Kurunc A., OztUrk F.(2005). Application Of Linear Stochastic Models To Monthly Flow Data Of Kelkit Stream, Ecological Modeling, vol.183, pp.67-75, 2005.