



سال چهاردهم، شماره ۴۸
زمستان ۱۳۹۳، صفحات ۳۹-۲۱

دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر
فصلنامه علمی-پژوهشی فضای جغرافیایی

برومند صلاحی^۱

الگوسازی و مدل‌بندی درجه حرارت شمال استان اردبیل به منظور مدیریت خشکسالی

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۲/۰۲/۰۳

تاریخ دریافت مقاله: ۹۱/۱۰/۰۶

چکیده

تغییرات درجه حرارت به عنوان یکی از نمادهای تغییرات اقلیمی، از اهمیت خاصی برخوردار است. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های متوسط دمای سالانه و ماهانه‌ی ایستگاه سینوپتیک پارس‌آباد در فاصله‌ی زمانی ژانویه‌ی ۱۹۸۴ تا دسامبر ۲۰۰۹ و با بهره‌گیری از مدل‌های میانگین متحرک مرتبه‌ی دو، اتورگرسیون و آریمای، تغییرات زمانی دمای هوای شمال استان اردبیل مورد بررسی قرار گرفت. روند خطی و پلی‌نومیال مرتبه‌ی ششم داده‌های دمای سالانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه نشان داد که مقادیر دمای سالانه‌ی شمال استان اردبیل، با شیب ملایمی در حال افزایش است. مدل پلی‌نومیال مرتبه‌ی ششم، بهتر از مدل رگرسیون خطی، تغییرات دمای ایستگاه مورد مطالعه را تبیین کرد. نتایج حاصل از تحلیل و مدل‌سازی دمای ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه با استفاده از مدل‌های رگرسیون خطی، میانگین متحرک و آریمای و پیش‌بینی مقادیر دمای ماهانه تا سال ۲۰۱۴ نشان داد که مدل آریمای با داشتن پایین‌ترین MAPE و بالاترین R^2 ، بهتر از دو مدل دیگر، دمای ماهانه‌ی ایستگاه مورد بررسی را پیش‌بینی می‌کند. معیارها و مقادیر

E-mail: bromand416@yahoo.com

۱- دانشیار اقلیم‌شناسی، گروه جغرافیای طبیعی، دانشگاه محقق اردبیلی.

RMSE, AIC و MAD در انتخاب بهترین الگو نشان دادند که الگوی $SARIMA(0,0,1)(0,1,1)_{12}$ با داشتن کمترین مقدار RMSE، AIC و MAD، الگوی مناسبی جهت پیش‌بینی مقادیر دمای ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه می‌باشد.

کلید واژه‌ها: ایستگاه پارس‌آباد، پیش‌بینی، دمای ماهانه، مدل آریمای، مدل رگرسیون، مدل میانگین متحرک.

مقدمه

تغییرات اقلیمی حتی در میزان جزئی، بر ارکان مختلف حیات انسان تأثیرگذار هستند لذا پژوهشگران علوم محیطی از جمله اقلیم‌شناسان، توجه ویژه‌ای به این مقوله می‌نمایند. تغییرات درجه‌حرارت، یکی از نمادهای تغییرات اقلیمی به شمار می‌رود. پژوهشگران داخلی و خارجی، اغلب بر این نکته صحه گذاشته‌اند که دمای هوای کره‌ی زمین در حال افزایش است (قائم‌ی و عساکره، ۱۳۸۲: ۱۱۷). بدیهی است افزایش دمای هوا می‌تواند به رخداد، گسترش و تداوم برخی بلایای طبیعی نظیر خشک‌سالی‌ها، آتش‌سوزی جنگل‌ها و غیره کمک شایانی نماید لذا آگاهی از رفتار دمای هوای مناطق مختلف جغرافیایی در طول دوره‌های بلندمدت و ارائه‌ی مدلی مناسب برای پیش‌بینی آن در آینده، می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های ناحیه‌ای به‌ویژه برای مدیریت خشک‌سالی مؤثر باشد. پیش‌بینی تغییرات اقلیمی چندان ساده نمی‌باشد (امیری، ۱۳۸۴: ۲) از طرف دیگر، مدل‌های رگرسیونی معمولی نیز عموماً برای توضیح رفتار کوتاه‌مدت دستگاه اقلیم، مفید هستند و قادر به توضیح رفتار بلندمدت اقلیم نیستند (همان منبع) لذا اقلیم‌شناسان، همواره به دنبال مدل‌های هستند که بتوانند رفتار عناصر اقلیمی را در آینده، با صحت و دقت بیش‌تری پیش‌بینی نمایند که در این بین، مدل‌های مختلف خانواده‌ی آریمای جایگاه ویژه‌ای پیدا کرده‌اند. کاتزولیس^۲ (۱۹۸۷: ۶۷)، با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی دمای هوای آتن، به تبیین تغییرات اقلیمی ایستگاه مورد مطالعه‌ی خود پرداخت. لیت و پیکسوتو^۳ (۱۹۹۶: ۱۱۶۵)، مدل‌های اتورگرسیو را در بررسی تغییرات دمای کشور پرتغال به‌کار بردند. زکاک^۴ (۱۹۹۸: ۱۷۲۵) در تعیین تغییرات اقلیمی، روش مدل‌سازی ARIMA را به‌کار برد. برونٹی^۵ و همکاران (۲۰۰۰: ۴۹)، از مدل‌های خانواده‌ی آریمای در بررسی روند دماهای حداقل و حداکثر روزانه‌ی ایتالیا بهره بردند. تورکس^۶ و همکاران (۲۰۰۲: ۲۲) با بهره‌گیری از مدل سری‌های زمانی، تغییرات حداقل و حداکثر درجه‌حرارت ترکیه را

2- Katsoulis

3- Leite & Peixoto

4- Zekai

5- Brunetti

6- Turkesh

مدل‌بندی نمودند. زیر^۷ (۲۰۰۹: ۲)، در تحلیل و پیش‌بینی دمای ماهانه‌ی استکهلم، مدل $ARIMA(1,0,0)(0,1,1)_{12}$ را معرفی نمود. تکتاس^۸ (۲۰۱۰: ۵)، از مدل‌های آریمای و ANFIS برای پیش‌بینی تغییرات عناصر اقلیمی شهر استانبول بهره برده. صراف^۹ و همکاران (۲۰۱۱: ۱۴۹)، مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه‌ی ایستگاه اهواز را $ARIMA(0,0,1)(0,1,1)_{12}$ دانستند. جهادی طرقي (۱۳۷۸: ۱۶۵) روند تغییرات دمای شهر مشهد را با استفاده از تحلیل رگرسیون و هموارسازی، بررسی نمود. رسولی (۱۳۸۱: ۷)، با استفاده از روش سری‌های زمانی و مدل آریمای، دمای متوسط ماهانه‌ی تبریز را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. عساکره و خردمندیا (۱۳۸۱: ۹)، الگوی $ARIMA(0,1,2)$ را بر روند درجه‌حرارت سالانه‌ی جاسک مناسب‌تر از سایر مدل‌ها می‌دانند. جهانبخش و باباپورباصر (۱۳۸۲: ۳۴) دریافتند که الگوی $ARIMA(0,0,1)(0,1,1)_{12}$ می‌تواند تغییرات متوسط دمای ماهانه‌ی ایستگاه تبریز را بهتر از سایر مدل‌ها پیش‌بینی نماید. قائمی و عساکره (۱۳۸۲: ۱۱۶) بهترین مدل آریمای برازش یافته بر میانگین دمای سالانه‌ی ایستگاه مشهد را $ARIMA(0,1,1)$ دانستند. جهانبخش و ترابی (۱۳۸۳: ۱۰۴)، با استفاده از مدل ساریما، مقادیر دما و بارش ۴۱ ایستگاه سینوپتیک ایران را پیش‌بینی نمودند. امیری (۱۳۸۴: ۱)، مدل $ARIMA(0,1,1)$ را برای پیش‌بینی مقادیر دمای سالانه‌ی شهر رشت مناسب می‌داند. بنی واهب و علیجانی (۱۳۸۴: ۳۳) مدل $ARIMA(1,1,1)(0,1,1)$ را برای پیش‌بینی دمای ماهانه‌ی منطقه‌ی بیرجند معرفی نمودند. میرموسوی (۱۳۸۷: ۸۷) به این نتیجه رسید که برخی ایستگاه‌های شمال‌غرب کشور دارای روند افزایشی دما هستند. عساکره (۱۳۸۸: ۳) با استفاده از مدل آریمای، میانگین سالانه‌ی دمای شهر تبریز را الگوسازی و مدل $ARIMA(0,1,2)$ را برای پیش‌بینی دمای سالانه‌ی آن پیشنهاد نمود. ویسی‌پور و همکاران (۱۳۸۹: ۶۵) با به‌کارگیری مدل آریمای، به پیش‌بینی و تحلیل روندهای بارش و دمای شهرستان کرمانشاه پرداختند. جلالی و کارگر (۱۳۹۰: ۱۴۹)، الگوی $ARIMA(1,1,0)$ را برازنده‌ترین مدل بر دمای سالانه‌ی بوشهر دانستند. نتایج مطالعات انجام شده‌ی داخلی و خارجی حاکی از آن است که مدل آریمای بهتر از مدل‌های آماری دیگر، می‌تواند مقادیر دمای ایستگاه‌های هواشناسی در سال‌های آینده را پیش‌بینی نماید. در بخش‌های شمالی استان اردبیل، شرایط مناسب اقلیمی، امکان توسعه‌ی کشاورزی در این منطقه را فراهم نموده است. تغییرات درجه‌حرارت در این منطقه می‌تواند در تغییر تقویم کشت و راندمان محصول، مؤثر باشد. این پژوهش در صدد است تا با بهره‌گیری از مدل‌های آماری، تغییرات درجه‌حرارت ایستگاه سینوپتیک پارس‌آباد به‌عنوان نماینده‌ی شمال استان اردبیل را آشکار و مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی این عنصر مهم اقلیمی برای مدیریت خشک‌سالی را معرفی نماید.

7- Xier

8- Tektas

9- Sarraf

مواد و روش‌ها

در این پژوهش، از مقادیر ماهانه‌ی درجه‌حرارت ۲۶ ساله‌ی ایستگاه سینوپتیک پارس‌آباد در فاصله‌ی زمانی ژانویه‌ی ۱۹۸۴ تا دسامبر ۲۰۰۹ (۳۱۲ مشاهده) به‌عنوان نماینده‌ی شمال استان اردبیل استفاده شده است. برای برآورد داده‌های مفقوده در سری داده‌ها، از روش میان‌یابی خطی و برای آزمون همگنی داده‌ها، از روش ران‌تست استفاده گردید. سری زمانی، مجموعه‌ای از مشاهدات است که به دنبال هم در طول زمان تولید می‌شوند. در هر سری زمانی، علاوه بر واحد زمانی و مکانی ثابت، فاصله‌ی زمانی بین دو مشاهده‌ی متوالی، ثابت بوده و کمیت مورد اندازه‌گیری در تمام مشاهدات نیز یکسان است (اسماعیلیان، ۱۳۸۵: ۲۸۹). تابعی که ارتباط بین متغیرهای وابسته و غیروابسته را روشن می‌کند، تابع رگرسیون است که می‌تواند خطی یا غیرخطی باشد. اگر $\{Z_t\}$ فرایند تصادفی محض با میانگین صفر و واریانس δ_x^2 باشد در این صورت، $\{X_t\}$ یک فرایند میانگین متحرک مرتبه‌ی q است، آن‌گاه:

$$X_t = \beta_0 Z_t - \beta_1 Z_{t-1} - \dots - \beta_q Z_{t-q}$$

که در آن، β_i ها ثابت و β_0 معمولاً برابر یک در نظر گرفته می‌شود. فرایند میانگین متحرک مرتبه‌ی q ، با نماد اختصاری $MA(q)$ نشان داده می‌شود (نیرومند و بزرگ‌نیا، ۱۳۸۶: ۱۱۱). چنان‌چه هر مشاهده‌ی سری زمانی، وابستگی خطی به یک یا چند مشاهده‌ی قبلی داشته باشد، مدل اتورگرسیو (AR) ایجاد می‌شود. مدل اتورگرسیو مرتبه‌ی ۲ به صورت زیر ساخته می‌شود:

$$X_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i-1} + \beta_2 X_{i-2} + e_i \quad i = 3, 4, \dots, n$$

این رابطه، مشابه رگرسیون خطی دوگانه است با این تفاوت که در این‌جا، رگرسیون بین متغیر تابع و متغیرهای مستقل انجام نگرفته بلکه بین مشاهدات متغیر X انجام گرفته است. در رابطه‌ی فوق، e_i ، مانده‌ی مدل در لحظه‌ی i ام است. اگر در مدل اتورگرسیو، هر مشاهده با یک ترکیب خطی از p تا مشاهده‌ی قبلی مرتبط شود آن مدل، اتورگرسیو مرتبه‌ی p است. در مدل اتورگرسیو، به خاطر وابستگی هر مشاهده‌ی سری زمانی به مشاهدات قبلی، ممکن است مانده‌ها مستقل نباشند فرض استقلال مانده‌ها نیز معقول نخواهد بود. مانده‌ها را نیز می‌توان از یک مدل اتورگرسیو همانند $e_i = \alpha_0 + \alpha_1 e_{i-1} + b_i \quad i = 2, 3, \dots, n$ به دست آورد که در آن، b_i خطای این مدل است (اسماعیلیان، ۱۳۸۵: ۳۰۵). از ترکیب تکنیک مدل اتورگرسیو با مرتبه‌ی P و مدل میانگین متحرک با مرتبه‌ی q ، مدلی مرکب به نام ARIMA با مرتبه‌ی (p, q) ایجاد می‌گردد. ساختار کلی مدل به صورت زیر است (فرشادفر، ۱۳۸۱: ۳۶۴):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} + e_t$$

در این رابطه، $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ پارامترهای مدل و e_t ، مقدار مؤلفه‌ی اشتباه تصادفی برای دوره‌ی t ام است ($e_t = y_t - \hat{y}_t$). در اولی، مقدار فعلی y_t بر روی p مشاهده‌ی قبلی $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$ اتورگرسیون می‌شود. این مؤلفه، قسمت اتورگرسیون مدل (AR) را نشان می‌دهد. در دومی، مؤلفه‌های اشتباه تصادفی برای رگرسیون، بر روی مقدار فعلی y_t به کار می‌روند لذا این جزء، نشان دهنده‌ی بخش میانگین متحرک مدل (MA) است (همان منبع). در میان مدل‌های تصادفی، مدل‌های فصلی ضرب‌پذیر که بر ساختار کلی مدل‌های ARIMA نیز انطباق زیادی دارند، از اهمیت بیشتری برخوردارند. این مدل‌ها با نماد SARIMA (p,d,q)(P,D,Q) نمایش داده می‌شوند. در صورت وجود نوعی تعادل در نوسانات سری، سری فوق، ایستا و اگر مقادیر سری زمانی، حول یک مقدار ثابت (سطح مبنای سری)، دارای نوسانات صرفاً تصادفی باشد، آنگاه نوعی تعادل آماری در سری حکم‌فرماست؛ اما اگر این سطح مبنا، خود هم متأثر از تغییرات زمانی باشد، آنگاه تعادل در نوسانات وجود ندارد (اسماعیلیان، ۱۳۸۵: ۲۹۱)؛ به عبارت دیگر، اگر داده‌های سری زمانی، دارای اثر فصلی یا روند باشند، باید آن‌ها را ایستا کرد. روش‌های مختلفی برای ایجاد تعادل در یک سری زمانی و ایستا کردن آن وجود دارد که به تبدیلات تثبیت کننده معروفند. تفاضل‌گیری مناسب فصلی یا غیر فصلی از مهم‌ترین آن‌هاست که در این پژوهش نیز به کار گرفته شده است. برای بررسی یک مدل پیش‌بینی و یا انتخاب بهترین مدل از بین مدل‌های مختلف برای سری زمانی، به شاخصی نیاز است که به کمک آن تصمیم لازم در خصوص قبول یا رد مدل پیش‌بینی اتخاذ شود. هر چه مقدار واقعی سری (X_t) به مقدار پیش‌بینی شده‌ی آن (\hat{X}_t) نزدیک‌تر باشد بر صحت بیشتر مدل پیش‌بینی کننده دلالت دارد. کیفیت یک مدل، با بررسی میزان خطای پیش‌بینی ($x_t - \hat{x}_t$) قابل ارزیابی است. در این راستا، چهار شاخص به شرح زیر وجود دارد که در این مطالعه نیز از آن استفاده شده است (آذر و مومنی، ۱۳۸۴: ۳۲۸-۳۲۹):

$$MAD = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |X_t - \hat{X}_t| \quad \text{الف: میانگین قدر مطلق انحرافات (MAD)}$$

ب: جذر میانگین مجذور خطا (RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (X_t - \hat{X}_t)^2}$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{X_t - \hat{X}_t}{X_t} \right| \times 100 \quad \text{ج: میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAPE)}$$

د: معیار آکاییک (AIC)

$$AIC = n \ln (s_n^2) + 2m$$

در معیار آکاییک، s_n^2 برآورد حداکثر درست‌نمایی δ^2 ، n طول سری و m تعداد پارامترهای مدل است (جلالی و کارگر، ۱۳۹۰: ۱۶۹). این معیار بر این مبنا استوار است که هر مرتبه‌ای که معیار آکاییک کم‌تری داشته باشد برآزش بیشتری با سری مشاهداتی خواهد داشت (جهانبخش و باباپور باصر، ۱۳۸۲: ۴۰).

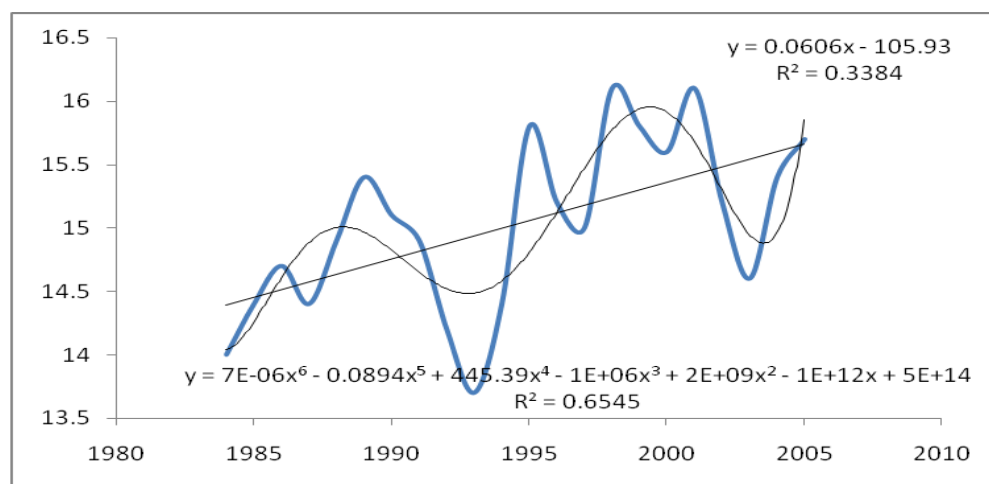
یافته‌ها و بحث

ویژگی‌های آمار توصیفی دمای ماهانه و سالانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه در جدول شماره‌ی ۱ آمده است. با توجه به جدول، میانگین دمای سالانه‌ی ایستگاه در طول دوره‌ی آماری مورد مطالعه، ۱۵/۱۱ درجه‌ی سانتی‌گراد است. ماه‌های ژوئیه و ژانویه به ترتیب، گرم‌ترین و سردترین ماه به شمار می‌روند. بیش‌ترین و کم‌ترین انحراف معیار به ترتیب، متعلق به ماه‌های مارس و ژوئیه می‌باشد. در ماه‌های ژانویه، فوریه، آوریل، می و ژوئن، ضریب چولگی، مثبت و در سایر ماه‌ها منفی می‌باشد. در ماه‌های ژانویه تا می و هم‌چنین ماه ژوئیه، ضریب کشیدگی، مثبت و در دیگر ماه‌ها منفی است. دامنه‌ی تغییرات سالانه‌ی دما، حدود ۲/۴ درجه‌ی سانتی‌گراد بوده و بیش‌ترین و کم‌ترین دامنه‌ی تغییرات سالانه‌ی دما به ترتیب، متعلق به ماه‌های دسامبر و ژانویه است.

جدول ۱- ویژگی‌های آمار توصیفی دمای ماهانه و سالانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه

| ماه پارامتر | ژانویه | فوریه | مارس | آوریل | می | ژوئن | ژوئیه | آگوست | سپتامبر | اکتبر | نوامبر | دسامبر | سالانه |
|--------------------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|---------|-------|--------|--------|--------|
| میانگین | ۳/۸۱ | ۴/۷۳ | ۸/۳ | ۱۳/۸۳ | ۱۹/۲۶ | ۲۴/۴۸ | ۲۷/۰۸ | ۲۶/۹۳ | ۲۲/۲۴ | ۱۶/۱۳ | ۹/۶۸ | ۵/۱۵ | ۱۵/۱۱ |
| میان | ۳/۶ | ۴/۶ | ۸/۱ | ۱۴/۲ | ۱۹/۱ | ۲۴/۵ | ۲۷/۱ | ۲۷/۱ | ۲۲/۲ | ۱۶/۱ | ۹/۶ | ۴/۸۵ | ۱۵/۲ |
| مد | ۲/۸ | ۳/۹ | ۹/۸ | ۱۴/۲ | ۱۸/۲ | ۲۴/۹ | ۲۷ | ۲۶/۹ | ۲۲/۱ | ۱۸/۲ | ۹/۱ | ۴/۷ | ۱۴/۴ |
| انحراف معیار | ۱/۱۹ | ۱/۶۱ | ۱/۷۸ | ۱/۶۵ | ۱/۲ | ۱/۲۵ | ۰/۹۱ | ۰/۹۵ | ۱/۱۸ | ۱/۵۶ | ۱/۴۶ | ۱/۷۵ | ۰/۶۳ |
| واریانس | ۱/۴۲ | ۲/۵۹ | ۳/۱۶ | ۲/۷۱ | ۱/۴ | ۱/۵۶ | ۰/۸۳ | ۰/۹ | ۱/۳۹ | ۲/۴۳ | ۲/۱۳ | ۳/۰۵ | ۰/۴ |
| چولگی | ۰/۱۳ | ۰/۱۴ | -۰/۱۸ | ۰/۱۱ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۴ | -۰/۰۲۴ | -۰/۴۵ | -۱/۲۷ | -۰/۳۸ | -۱/۹۹ | -۰/۵ | -۰/۳۶ |
| کشیدگی | -۱/۰۲ | -۰/۹۵ | -۳/۱ | -۰/۵۹ | -۰/۷۱ | ۰/۵۹ | -۱/۱۸ | ۰/۲۸ | ۳/۵۷ | ۰/۶ | ۶/۷۱ | ۱/۳۴ | -۰/۴۵ |
| دامنه‌ی تغییرات | ۱/۸ | ۵/۶ | ۶/۹ | ۶/۱ | ۴/۶ | ۵/۳ | ۲/۹ | ۴ | ۵/۵ | ۶/۴ | ۷/۴ | ۸ | ۲/۴ |
| حداقل | ۱/۸ | ۲ | ۴/۵ | ۱۱ | ۱۷ | ۲۲ | ۲۵/۶ | ۲۴/۷ | ۱۸/۵ | ۱۲/۱ | ۴/۵ | ۰/۵ | ۱۳/۷ |
| حداکثر | ۶ | ۷/۶ | ۱۱/۴ | ۱۷/۱ | ۲۱/۶ | ۲۷/۳ | ۲۸/۵ | ۲۸/۷ | ۲۴ | ۱۸/۵ | ۱۱/۹ | ۸/۵ | ۱۶/۱ |

شکل شماره ۱، روندهای خطی و پلی‌نومیال مرتبه‌ی ششم دمای سالانه‌ی ایستگاه مورد بررسی را نشان می‌دهد. با توجه به این شکل، ملاحظه می‌شود که بر اساس مدل‌های خطی و پلی‌نومیال مرتبه‌ی ششم، دمای سالانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه، دارای روند افزایشی ملایمی است. مقدار R^2 به‌دست آمده در مدل رگرسیون خطی، $0/3384$ و در مدل پلی‌نومیال مرتبه‌ی ششم برابر با $0/6545$ است لذا مدل پلی‌نومیال مرتبه‌ی ششم داده‌ها، بهتر از مدل رگرسیون خطی، قادر به تبیین تغییرات دمای سالانه‌ی ایستگاه مورد بررسی با تغییرات زمان است.



شکل ۱: روند خطی و پلی‌نومیال مرتبه‌ی ششم دمای سالانه‌ی (c) ایستگاه پارس آباد

روند تغییرات متوسط ماهانه‌ی درجه‌حرارت ایستگاه مورد مطالعه با استفاده از رگرسیون خطی، انجام و نتایج آن در جدول شماره‌ی ۲ نشان داده شده است. این جدول نشان می‌دهد که شیب خط معادله‌ی رگرسیون خطی در ماه فوریه در سطح خطای ۵ درصد و در ماه‌های مارس و اکتبر در سطح خطای ۱ درصد، معنی‌دار است. شیب خط بقیه‌ی ماه‌ها از نظر آماری، فاقد معنی‌داری کافی هستند. این بدین معناست که در ماه‌های فوریه، مارس و اکتبر، به‌طور متوسط در هر دهه، دمای هوای ایستگاه مورد مطالعه به ترتیب به میزان $0/89$ ، $1/3$ و $0/98$ درجه‌ی سانتی‌گراد افزایش می‌یابد. در صورتی که در ماه‌های ژانویه، آوریل و ژوئن، دمای هوای ایستگاه در هر دهه به ترتیب به میزان $-0/01$ ، $-0/33$ و $-0/21$ درجه‌ی سانتی‌گراد کاهش می‌یابد. در سایر ماه‌ها نیز افزایش آرام دمای هوا مشاهده می‌شود. جدول شماره‌ی ۳ نیز مقادیر پیش‌بینی شده‌ی درجه‌حرارت (سانتی‌گراد) ماه‌های مختلف سال در ایستگاه مورد مطالعه با استفاده از مدل رگرسیون خطی را نشان می‌دهد.

جدول ۲- روند تغییرات ماهانه‌ی متوسط درجه‌حرارت (سانتی‌گراد) ایستگاه مورد مطالعه

| ماه | A | b | t_b |
|---------|--------|--------|----------------------|
| ژانویه | ۶/۴ | -۰/۰۰۱ | -۰/۰۳۶ ^{NS} |
| فوریه | -۱۷۲/۱ | ۰/۰۸۹ | ۲/۲۳۴* |
| مارس | -۲۵۷/۷ | ۰/۱۳۳ | ۲/۸۶۴** |
| آوریل | ۷۸/۹ | -۰/۰۳۳ | -۰/۷۰۲ ^{NS} |
| می | -۴۶/۵ | ۰/۰۳۳ | ۱/۱۵۳ ^{NS} |
| ژوئن | ۶۵/۶ | -۰/۰۲۱ | -۰/۶۴۴ ^{NS} |
| جولای | ۱/۲ | ۰/۰۱۳ | ۰/۵۵۳ ^{NS} |
| اگوست | -۶۵/۳ | ۰/۰۴۶ | ۱/۹۷۶ ^{NS} |
| سپتامبر | ۱۶/۴ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۹۷ ^{NS} |
| اکتبر | -۱۷۹/۵ | ۰/۰۹۸ | ۲/۷۸۸** |
| نوامبر | -۱۱۰/۷ | ۰/۰۶۰ | ۱/۴۸۹ ^{NS} |
| دسامبر | -۹۱/۲ | ۰/۰۴۸ | ۱/۰۰۱ ^{NS} |

NS: غیرمعنی‌دار و *، ** به ترتیب معنی‌داری در سطوح احتمال ۵ و ۱ درصد

جدول ۳- مقادیر پیش‌بینی شده‌ی درجه‌حرارت (سانتی‌گراد) ایستگاه مورد مطالعه با مدل رگرسیون خطی

| ماه | ۲۰۱۰ | ۲۰۱۱ | ۲۰۱۲ | ۲۰۱۳ | ۲۰۱۴ | میانگین ۲۶ ساله |
|---------|------|------|------|------|------|-----------------|
| ژانویه | ۴/۴ | ۴/۴ | ۴/۴ | ۴/۴ | ۴/۴ | ۳/۵۸ |
| فوریه | ۶/۷ | ۶/۸ | ۶/۹ | ۷ | ۷ | ۴/۸۰ |
| مارس | ۹/۵ | ۹/۷ | ۹/۸ | ۹/۹ | ۱۰/۱ | ۸/۳۰ |
| آوریل | ۱۲/۵ | ۱۲/۵ | ۱۲/۵ | ۱۲/۴ | ۱۲/۴ | ۱۳/۹۶ |
| می | ۱۹/۸ | ۱۹/۸ | ۱۹/۸ | ۱۹/۹ | ۱۹/۹ | ۱۹/۲۰ |
| ژوئن | ۲۳/۴ | ۲۳/۴ | ۲۳/۴ | ۲۳/۳ | ۲۳/۳ | ۲۴/۰۸ |
| جولای | ۲۷/۳ | ۲۷/۳ | ۲۷/۳ | ۲۷/۳ | ۲۷/۴ | ۲۶/۵۷ |
| اگوست | ۲۷/۱ | ۲۷/۱ | ۲۷/۲ | ۲۷/۲ | ۲۷/۳ | ۲۶/۸۶ |
| سپتامبر | ۲۲/۴ | ۲۲/۴ | ۲۲/۴ | ۲۲/۴ | ۲۲/۴ | ۲۲/۰۱ |
| اکتبر | ۱۷/۴ | ۱۷/۵ | ۱۷/۶ | ۱۷/۷ | ۱۷/۸ | ۱۶/۱۹ |
| نوامبر | ۹/۸ | ۹/۸ | ۹/۹ | ۹/۹ | ۱۰ | ۹/۹۸ |
| دسامبر | ۵/۲ | ۵/۳ | ۵/۳ | ۵/۴ | ۵/۴ | ۵/۱۴ |

مقادیر روند تغییرات متوسط ماهانه‌ی درجه‌حرارت ایستگاه مورد مطالعه با استفاده از مدل رگرسیون خطی میانگین متحرک مرتبه‌ی دوم در جدول شماره‌ی ۴ نشان داده شده است. بر اساس این جدول، شیب خط معادله‌ی رگرسیون خطی در ماه‌های فوریه، مارس، آگوست و اکتبر در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار است. شیب خط بقیه‌ی ماه‌ها از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشند. نتایج حاصل از مدل میانگین متحرک نشان می‌دهد که در ماه‌های فوریه، مارس، آگوست و اکتبر، دمای هوای ایستگاه مورد مطالعه در هر دهه به ترتیب به میزان ۰/۰۹، ۱/۳۲ و ۰/۶۶ و ۱/۰۶ درجه‌ی سانتی‌گراد افزایش می‌یابد. این در حالی است که دما در ماه‌های آوریل و ژوئن، دارای روندی کاهشی به میزان ۰/۲۳- و ۰/۲۸- درجه‌ی سانتی‌گراد در هر دهه است. در سایر ماه‌ها نیز همانند مدل رگرسیون خطی، دمای هوا دارای روند افزایشی آرامی است.

جدول ۴- روند تغییرات ماهانه‌ی درجه‌حرارت (سانتی‌گراد) با مدل میانگین متحرک در ایستگاه مورد مطالعه

| ماه | A | b | tb |
|---------|--------|--------|----------|
| ژانویه | ۳/۴ | ۰/۰۱۷ | ۰/۷۱۰ns |
| فوریه | ۳/۵ | ۰/۰۹۰ | ۳/۳۰۸** |
| مارس | ۶/۵ | ۰/۱۳۲ | ۴/۶۴۷** |
| آوریل | ۱۴/۱ | -۰/۰۲۳ | -۰/۷۵۶ns |
| می | ۱۸/۸ | ۰/۰۲۹ | ۱/۲۴۷ns |
| ژوئن | ۲۴/۶ | -۰/۰۲۸ | -۱/۲۱۱ns |
| جولای | ۲۶/۹ | ۰/۰۱۵ | ۰/۸۷۵ns |
| آگوست | ۲۶/۰۸ | ۰/۰۶۶ | ۳/۸۸۶** |
| سپتامبر | ۲۱/۹ | ۰/۰۲۲ | ۱/۲۰۶ns |
| اکتبر | ۸۳۶/۱۴ | ۰/۱۰۶ | ۴/۷۶۹** |
| نوامبر | ۹/۰۶ | ۰/۰۵۳ | ۱/۹۲۳ns |
| دسامبر | ۴/۷ | ۰/۰۲۵ | ۰/۸۵۱ns |

ns: غیرمعنی‌دار و *، ** به ترتیب معنی‌داری در سطوح احتمال ۵ و ۱ درصد

جدول شماره‌ی ۵، مقادیر پیش‌بینی شده‌ی درجه‌حرارت (سانتی‌گراد) ماه‌های مختلف سال در ایستگاه مورد مطالعه با استفاده از مدل میانگین متحرک مرتبه‌ی ۲ را نشان می‌دهد.

جدول ۵- مقادیر پیش‌بینی شده‌ی درجه‌حرارت (سانتی‌گراد) با مدل میانگین متحرک در ایستگاه مورد مطالعه

| ماه | ۲۰۱۰ | ۲۰۱۱ | ۲۰۱۲ | ۲۰۱۳ | ۲۰۱۴ | میانگین ۲۵ ساله |
|---------|------|------|------|------|------|-----------------|
| ژانویه | ۳/۸ | ۳/۸ | ۳/۹ | ۳/۹ | ۳/۹ | ۳/۵۸ |
| فوریه | ۵/۸ | ۵/۹ | ۶ | ۶/۱ | ۶/۱ | ۴/۸۰ |
| مارس | ۹/۸ | ۱۰ | ۱۰/۱ | ۱۰/۲ | ۱۰/۴ | ۸/۳۰ |
| آوریل | ۱۳/۵ | ۱۳/۵ | ۱۳/۵ | ۱۳/۴ | ۱۳/۴ | ۱۳/۹۶ |
| می | ۱۹/۵ | ۱۹/۵ | ۱۹/۶ | ۱۹/۶ | ۱۹/۶ | ۱۹/۲۰ |
| ژوئن | ۱۷/۶ | ۱۷/۴ | ۱۷/۱ | ۱۶/۸ | ۱۶/۵ | ۲۴/۰۸ |
| جولای | ۲۷/۳ | ۲۷/۳ | ۲۷/۳ | ۲۷/۳ | ۲۷/۳ | ۲۶/۵۷ |
| اگوست | ۲۷/۷ | ۲۷/۷ | ۲۷/۸ | ۲۷/۹ | ۲۷/۹ | ۲۶/۸۶ |
| سپتامبر | ۲۲/۴ | ۲۲/۵ | ۲۲/۵ | ۲۲/۵ | ۲۲/۵ | ۲۲/۰۱ |
| اکتبر | ۱۷/۴ | ۱۷/۵ | ۱۷/۶ | ۱۷/۸ | ۱۷/۹ | ۱۶/۱۹ |
| نوامبر | ۱۰/۳ | ۱۰/۴ | ۱۰/۴ | ۱۰/۵ | ۱۰/۶ | ۹/۹۸ |
| دسامبر | ۵/۴ | ۵/۴ | ۵/۴ | ۵/۴ | ۵/۵ | ۵/۱۴ |

شکل شماره‌ی ۲، پراکنش درجه‌حرارت (c) ماهانه‌ی سری زمانی ایستگاه مورد مطالعه از ژانویه‌ی سال ۱۹۸۴ تا دسامبر ۲۰۰۹ را نشان می‌دهد. با توجه به این شکل، روندی در سری داده‌ها مشاهده نمی‌شود ولی دارای تغییرات فصلی است. شکل‌های شماره‌ی ۳ و ۴، توابع خودهمبستگی اولیه و خودهمبستگی جزئی درجه‌حرارت ایستگاه مورد مطالعه را نشان می‌دهند و مبین تغییرات منظم فصلی در سری زمانی مورد بررسی هستند نمی‌توان از آن برای معرفی مدل مناسب استفاده نمود؛ به عبارت دیگر، با هر دوازده مشاهده، یک‌بار الگوی تغییرات سری تکرار می‌گردد با دیده نشدن میرایی سریع در خودهمبستگی، ناپایداری و دارا بودن تغییرات فصلی سری زمانی مورد مطالعه آشکار می‌شود. شرط ایستایی در درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه (شکل شماره‌ی ۵)، با انجام یک‌بار تفاضل‌گیری فصلی ایجاد شده است. از طرفی، ضرایب خود همبستگی سری درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه (شکل شماره‌ی ۶) را می‌توان برابر صفر در نظر گرفت. شکل شماره‌ی ۷، غیر صفر بودن ضرایب مربوط به تأخیرهای زمانی مضارب ۱۲ و شکل‌های شماره‌ی ۸ و ۹ به ترتیب، نمودار ۶۰ ضریب خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه در مضارب ۱۲ را نشان می‌دهند. شکل‌های شماره‌ی ۲ تا ۹ نشان دادند که سری زمانی دمای ایستگاه مورد مطالعه دارای تغییرات فصلی است مدل ساریما می‌تواند مناسب‌تر از سایر مدل‌ها باشد. در انتخاب مرتبه‌های مختلف D و d، مرتبه‌های مختلف تفاضل‌گیری فصلی و غیر فصلی (D و d) بر اساس دارا بودن پایین‌ترین واریانس طبق جدول شماره‌ی ۶ لحاظ و انتخاب شد.

گراف‌های خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری زمانی (شکل‌های شماره‌ی ۶ و ۷)، نیز همین مسأله را تأیید نمود. بعد از مشخص شدن مرتبه‌های D و d و پس از انتخاب مدل ساریما، ضروری است مرتبه‌های P ، Q و p ، q مشخص شوند. شکل‌های شماره‌ی ۸ و ۹ نشان دادند که منحنی‌های ضرایب ACF و $PACF$ به سمت صفر میل می‌کنند. جهت انتخاب مدل مناسب از میان مدل‌های مختلف، مقادیر AIC ، $RMSE$ و MAD الگوهای A_1 ، A_2 ، A_3 و A_4 محاسبه گردید. جدول شماره‌ی ۷ نشان داد که الگوی A_1 کم‌ترین مقدار AIC ، $RMSE$ و MAD را دارد. مدل $SARIMA(0,0,1)$ $(0,1,1)$ می‌تواند برای پیش‌بینی سری درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه در نظر گرفته شود. نرمال بودن سری مشاهدات مانده‌های مدل را می‌توان با مشاهده‌ی هیستوگرام باقی‌مانده‌های مدل اصلی سری (شکل شماره‌ی ۱۰) به وضوح دید. همچنین استقلال مانده‌های سری از یکدیگر را می‌توان با رؤیت قرارگیری ضرایب در داخل باند اطمینان (شکل شماره‌ی ۱۱) اثبات نمود. شکل شماره‌ی ۱۲، تأییدی بر نرمال بودن مانده‌های مدل اصلی سری است. شکل شماره‌ی ۱۳ نیز پراکنش مقادیر پیش‌بینی شده‌ی سری درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه در سطح خطای ۵ درصد را نشان می‌دهد.

جدول ۶- مقادیر مرتبه‌های مختلف تفاضل‌گیری فصلی (D)، غیر فصلی (d) و واریانس متوسط درجه‌حرارت ایستگاه مورد مطالعه

| d | D | میانگین | واریانس | تعداد سری زمانی |
|---|---|---------|---------|-----------------|
| ۰ | ۰ | ۱۵/۰۴۱ | ۷۲/۲ | ۳۱۲ |
| ۱ | ۰ | ۰/۰۰۹۳ | ۲۳/۰۸ | ۳۱۱ |
| ۰ | ۱ | -۰/۰۴۱۷ | ۴/۷ | ۳۰۰ |
| ۱ | ۱ | ۰/۰۱۲۴ | ۷/۴ | ۲۹۹ |
| ۲ | ۰ | -۰/۰۳۴۲ | ۱۶/۸ | ۳۱۰ |
| ۰ | ۲ | -۰/۰۶۶۰ | ۴۱۱/۶ | ۲۸۸ |
| ۱ | ۲ | ۰/۰۰۵۲ | ۲۰/۵ | ۲۸۷ |
| ۲ | ۱ | -۰/۰۰۲۳ | ۲۰/۷ | ۲۹۸ |
| ۲ | ۲ | ۰/۰۰۰۷ | ۵۸/۷ | ۲۸۶ |

مقایسه‌ی سری اصلی و پیش‌بینی شده‌ی درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد بررسی سال ۲۰۱۴ در شکل شماره‌ی ۱۴ نشانگر آن است که مدل معرفی شده می‌تواند مدلی کارا باشد. جدول شماره‌ی ۸، مقادیر پیش‌بینی شده‌ی درجه‌حرارت ایستگاه مورد مطالعه به همراه میانگین ۲۵ ساله را نشان می‌دهد. مقایسه‌ی مقادیر پیش‌بینی شده در ماه‌های مختلف تا سال ۲۰۱۴ نشان می‌دهد که اختلاف مقادیر چندان زیاد نیست و این می‌تواند توانایی عملکرد مدل آریما در پیش‌بینی بلندمدت را با چالش مواجه می‌کند از این رو لازم است سری زمانی مورد بررسی به‌نگام شود (ساری صراف و جامعی، ۱۳۸۲: ۱۷۰). برای بررسی وجود یا عدم وجود تغییرات معنی‌دار میانگین (آزمون

اختلاف میانگین) درجه حرارت ایستگاه مورد مطالعه، این عنصر به دو دوره‌ی ۱۹۸۴ تا ۱۹۹۶ و ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۹ تقسیم و از آماره‌ی t برای تست استفاده گردید. نتایج آزمون (جدول شماره‌ی ۹) نشان داد که آماره‌ی t معنی‌دار نمی‌باشد ($t = -0/73$) لذا بین متوسط درجه حرارت ایستگاه مورد مطالعه در دو دوره‌ی آماری مذکور، تفاوت آماری معنی‌داری وجود ندارد. بنابراین، میانگین درجه حرارت دوره‌ی دوم را می‌توان مساوی میانگین درجه حرارت دوره‌ی اول تلقی کرد.

جدول ۷- مقادیر MAD, MSE, RMS و AIC برای الگوی مختلف متوسط دمای ایستگاه

| الگو | رابطه الگو | MSE | RMSE | MAD | σ_{at} | AIC |
|-------|------------------|------|-------|-------|---------------|-------|
| A_1 | (0,0,1)(0,1,1)12 | ۰/۹۷ | ۱/۴۸۷ | ۱/۱۲۷ | ۲/۱۸۶ | ۲۳۸/۶ |
| A_2 | (1,0,1)(2,1,1)12 | ۰/۹۷ | ۱/۴۸۸ | ۱/۱۲۸ | ۲/۱۷۰ | ۲۴۲/۴ |
| A_3 | (1,0,1)(1,1,1)12 | ۰/۹۷ | ۱/۴۸۶ | ۱/۱۲۷ | ۲/۱۷۱ | ۲۴۰/۶ |
| | | | | | | |
| A_4 | (1,0,1)(0,1,1)12 | ۰/۹۷ | ۱/۴۸۵ | ۱/۱۲۹ | ۲/۱۷۶ | ۲۴۱/۲ |

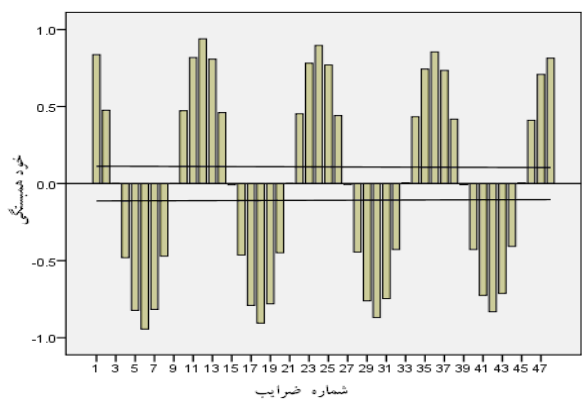
جدول ۸- مقادیر پیش‌بینی شده‌ی دمای (ساتی‌گراد) ایستگاه مورد مطالعه بر اساس مدل $SARIMA(0,0,1).(0,1,1)$

| ماه‌ها | ۲۰۱۰ | ۲۰۱۱ | ۲۰۱۲ | ۲۰۱۳ | ۲۰۱۴ | میانگین ۲۵ ساله |
|---------|------|------|------|------|------|-----------------|
| ژانویه | ۴ | ۴/۳ | ۴/۳ | ۴/۴ | ۴/۴ | ۳/۵۸ |
| فوریه | ۵/۳ | ۵/۳ | ۵/۴ | ۵/۴ | ۵/۴ | ۴/۸۰ |
| مارس | ۸/۴ | ۸/۵ | ۸/۵ | ۸/۶ | ۸/۶ | ۸/۳۰ |
| آوریل | ۱۴/۳ | ۱۴/۳ | ۱۴/۴ | ۱۴/۴ | ۱۴/۴ | ۱۳/۹۶ |
| می | ۱۹/۴ | ۱۹/۵ | ۱۹/۵ | ۱۹/۵ | ۱۹/۶ | ۱۹/۲۰ |
| ژوئن | ۲۴/۷ | ۲۴/۷ | ۲۴/۸ | ۲۴/۸ | ۲۴/۸ | ۲۴/۰۸ |
| جولای | ۲۷/۶ | ۲۷/۶ | ۲۷/۶ | ۲۷/۷ | ۲۷/۷ | ۲۶/۵۷ |
| آگوست | ۲۷/۳ | ۲۷/۳ | ۲۷/۴ | ۲۷/۴ | ۲۷/۴ | ۲۶/۸۶ |
| سپتامبر | ۲۲/۶ | ۲۲/۶ | ۲۲/۷ | ۲۲/۷ | ۲۲/۷ | ۲۲/۰۱ |
| اکتبر | ۱۶/۵ | ۱۶/۵ | ۱۶/۶ | ۱۶/۶ | ۱۶/۶ | ۱۶/۱۹ |
| نوامبر | ۱۰/۲ | ۱۰/۲ | ۱۰/۳ | ۱۰/۳ | ۱۰/۳ | ۹/۹۸ |
| دسامبر | ۵/۴ | ۵/۵ | ۵/۵ | ۵/۵ | ۵/۶ | ۵/۱۴ |

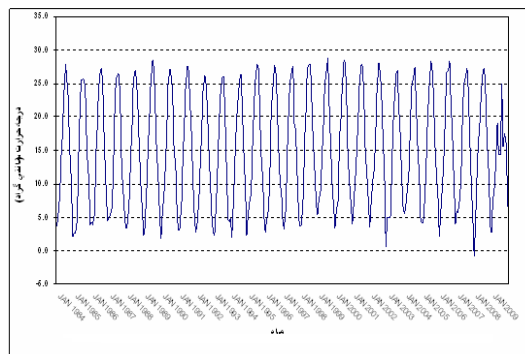
جدول ۹- مقادیر آماره‌ی t برای آزمون وجود تغییرات دمایی متوسط ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه

| دوره | میانگین | انحراف معیار | t | سطح معنی‌دار |
|------------------------|---------|--------------|-------|--------------|
| دوره‌ی اول (۱۹۸۴-۱۹۹۶) | ۱۴/۷ | ۰/۶۹ | -۰/۷۳ | ۰/۴۶۶ ns |
| دوره‌ی دوم (۱۹۹۷-۲۰۰۹) | ۱۵/۴ | ۰/۶۸ | | |

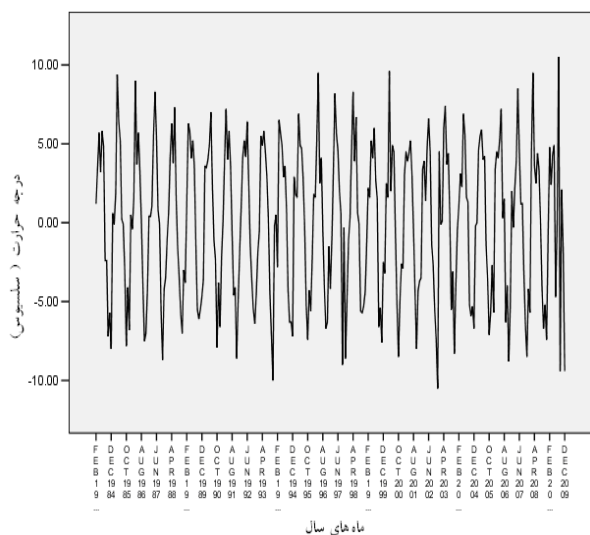
ns: غیر معنی‌دار



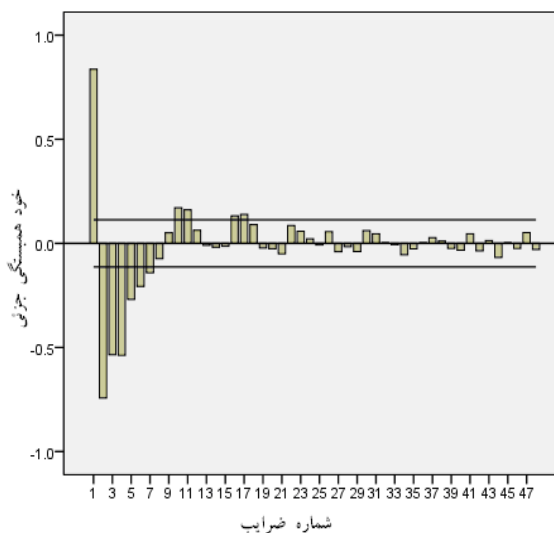
شکل ۳: تابع خودهمبستگی دمایی ایستگاه



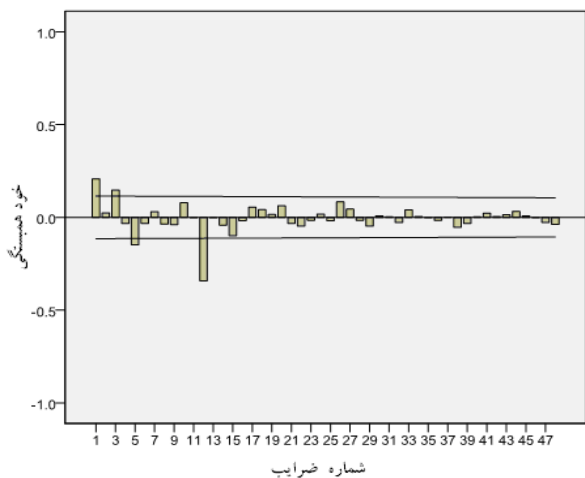
شکل ۲: سری زمانی داده‌های دمایی ایستگاه



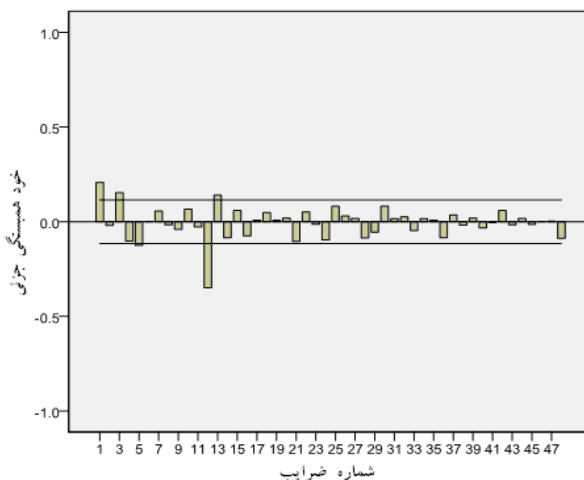
شکل ۵: سری زمانی دمایی ایستگاه با یکبار تفاضل گیری فصلی



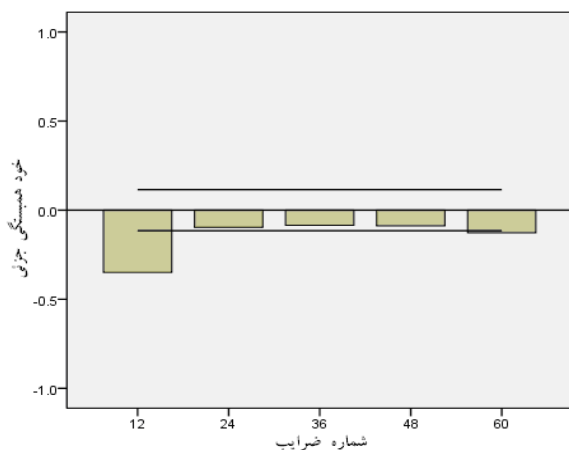
شکل ۴: تابع خودهمبستگی جزئی دمایی ایستگاه



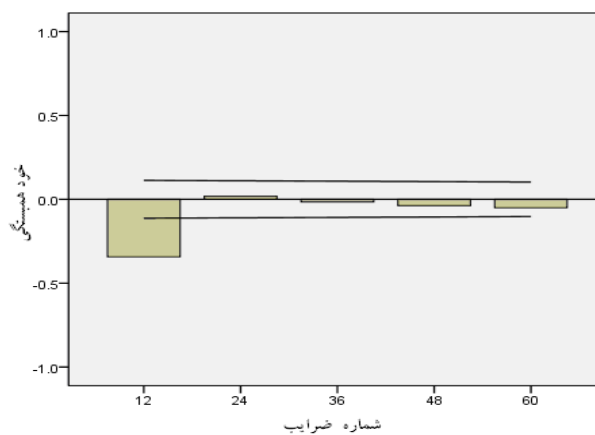
شکل ۷: تابع خودهمبستگی جزئی دمای ایستگاه با تفاضل گیری فصلی



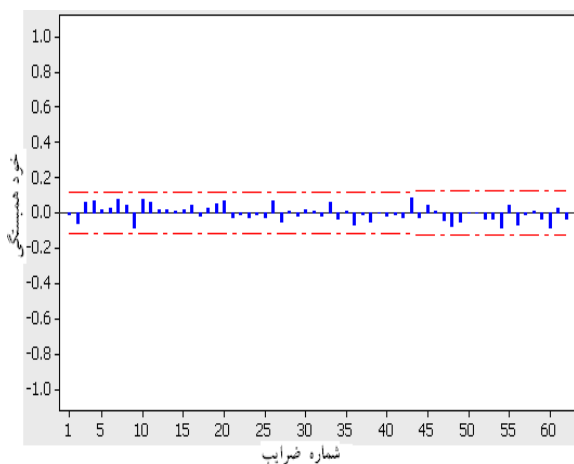
شکل ۶: تابع خودهمبستگی دمای ایستگاه با تفاضل گیری فصلی



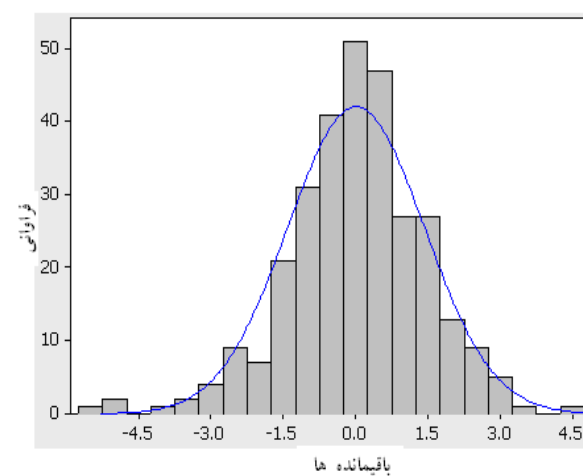
شکل ۹: تابع خودهمبستگی جزئی دمای ایستگاه برای مضارب دوره‌ی تناوب



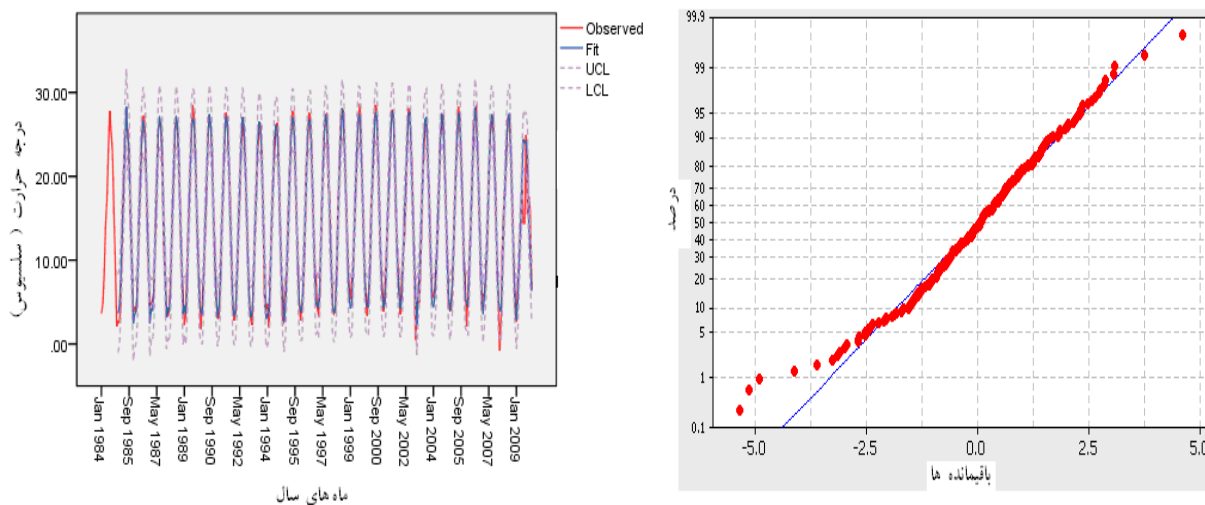
شکل ۸: تابع خودهمبستگی دمای ایستگاه برای مضارب دوره‌ی تناوب



شکل ۱۱: تابع خودهمبستگی جزئی باقی مانده‌های دمای ایستگاه

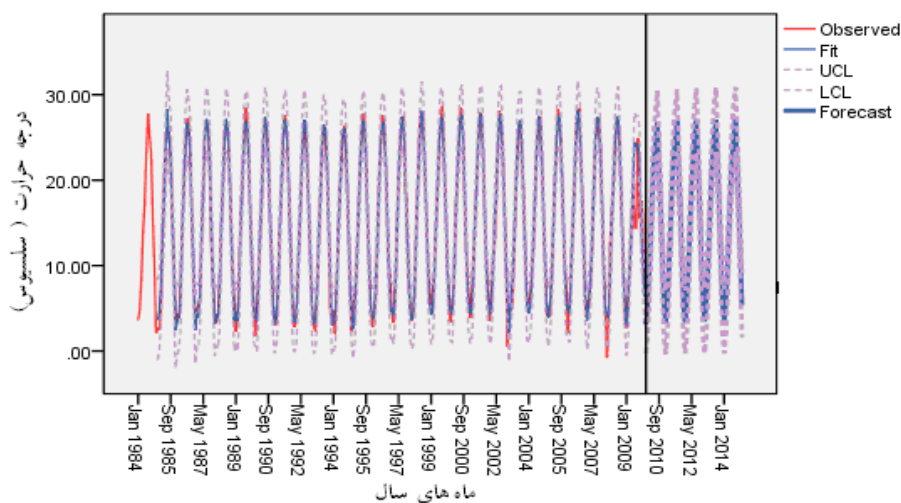


شکل ۱۰: هیستوگرام باقی مانده‌های دمای ایستگاه همراه منحنی نرمال



شکل ۱۲: کاغذ احتمال باقی‌مانده‌های دمای ایستگاه

شکل ۱۳: مقادیر پیش‌بینی شده‌ی دمای ایستگاه با حدود اطمینان ۹۵ درصد



شکل ۱۴: گراف مقایسه‌ای مقادیر دمای پیش‌بینی شده و مشاهدات ایستگاه

جدول ۱۰- مقایسه‌ی نتایج حاصل از شبیه‌سازی درجه حرارت با روش‌های مختلف

| معیار ارزیابی | آریما | میانگین متحرک | رگرسیون خطی |
|-------------------------------|-------|---------------|-------------|
| درصد میانگین خطای مطلق (MAPE) | ۱۵/۱ | ۲۸ | ۳۳/۶ |
| ضریب تشخیص (R^2) | ۹۷ | ۹۷ | ۹۶ |

جهت بررسی و انتخاب کارآترین مدل از میان مدل‌های آریما، رگرسیون خطی و میانگین متحرک مرتبه‌ی ۲ داده‌های میانگین ماهانه‌ی دما، از میزان انحراف مقادیر پیش‌بینی شده‌ی دما از مقادیر واقعی برای ۵ سال (۲۰۰۴ تا ۲۰۰۹)

استفاده گردید. سپس، میزان R^2 و MAPE محاسبه و نتایج آن در جدول شماره‌ی ۱۰ ارائه گردید. نتایج حاکی از آن است که از بین سه مدل فوق، مدل آریمای بهترین پیش‌بینی را برای ۵ سال (۲۰۰۴ تا ۲۰۰۹) انجام داده است چرا که این مدل، پایین‌ترین میزان MAPE و بالاترین میزان R^2 را دارا است. بعد از این مدل، مدل میانگین متحرک مرتبه‌ی دوم، کارایی نسبتاً خوبی داشته است. لذا با این دو مدل، می‌توان پیش‌بینی مطمئن‌تری از دمای ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه برای فواصل زمانی نزدیک انجام داد.

نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که مقادیر دمای سالانه‌ی شمال استان اردبیل، با شیب ملایمی در حال افزایش است که این می‌تواند به گسترش خشک‌سالی در این منطقه کمک کند. در روندیابی تغییرات دما در این منطقه، نتایج مدل پلی‌نومیال (چندجمله‌ای) مرتبه‌ی ۶، بهتر از مدل رگرسیون خطی ساده است. نتایج حاصل از تحلیل و مدل‌سازی دمای ماهانه‌ی ایستگاه سینوپتیک پارس‌آباد با استفاده از مدل‌های آماری نشان داد که مدل آریمای فصلی یا الگوی $SARIMA(0,0,1)(0,1,1)_2$ با داشتن کم‌ترین مقدار جذر میانگین مجذور خطا، میانگین قدر مطلق درصد خطا و معیار اطلاع آکاییک می‌تواند به عنوان الگوی مناسبی برای پیش‌بینی مقادیر آتی دمای ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه انتخاب شود. بررسی گرافیکی روند داده‌های درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه، نبود روندی خاص در سری داده‌ها را اثبات نمود؛ به عبارت دیگر، الگوهای متناوب و مشخصی در روند داده‌ها در مقیاس سالانه مشاهده نشد اما تغییرات نسبتاً منظم فصلی در سری زمانی مورد مطالعه به‌دست آمد. ناپیوستایی سری داده‌های درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه، وجود تغییرات فصلی در سری زمانی داده‌ها را نشان می‌دهد و به همین دلیل است که مدل آریمای فصلی (ساریمای)، بر داده‌های درجه‌حرارت ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه برآزش بهتری دارد. این نتیجه، با کار زیر (۲۰۰۹) نیز همسو است. مطالعه‌ی وی، حاکی از مناسب بودن مدل آریمای فصلی (ساریمای) در پیش‌بینی مقادیر آتی دمای ماهانه‌ی استکهلم دارد. جهانبخش و ترابی (۱۳۸۳) و عساکره و خردمندینا (۱۳۸۱) نیز در پیش‌بینی دمای ماهانه‌ی ایستگاه‌های مورد مطالعه‌ی خود، مدل ساریمای را بهتر از دیگر مدل‌ها می‌دانند که با نتایج این پژوهش نیز هم‌خوانی دارد. علاوه بر افراد مذکور، پژوهشگرانی نظیر صراف و همکاران (۲۰۱۱)، جهانبخش و باباپور باصر (۱۳۸۲)، بنی‌واهب و علیجانی (۱۳۸۴) و بسیاری از پژوهشگران دیگر، از مدل‌های خانواده‌ی آریمای در پیش‌بینی متغیرهای اقلیمی (به ویژه دما) بهره برده‌اند. تعداد زیادی از آنها نیز مقادیر $(P \cdot D \cdot Q)$ در مدل پیشنهادی‌شان را $(0,1,1)$ معرفی نموده‌اند.

آزمون وجود یا عدم وجود تغییرات معنی‌دار در میانگین دمای ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه در دو بازه‌ی زمانی ۱۳ ساله نشان داد که این اختلاف، فقط در سطح اطمینان ۸۵ درصد معنی‌دار است. تفاوت میانگین دمای ماهانه‌ی ایستگاه در دو دوره‌ی مورد مطالعه نشان می‌دهد که این عنصر در دوره‌ی دوم نسبت به دوره‌ی اول، افزایش ۰/۷ درجه‌ی سانتی‌گرادی را نشان می‌دهد. این مسأله با در نظر گرفتن انحراف معیار بسیار نزدیک بین آن‌ها، نشانگر این مطلب است که مقادیر دمای ماهانه‌ی ایستگاه مورد مطالعه، دارای سیر افزایشی آرامی است. این یافته، در روند خطی و پلی‌نومیال مرتبه‌ی ششم داده‌های سالانه‌ی دما نیز به چشم می‌خورد. همچنین، مثبت بودن ضرایب شیب خط (b) مربوط به مدل رگرسیون خطی و مدل میانگین متحرک (جدول شماره‌ی ۲ و ۴) در اغلب ماه‌های سال نیز حکایت از افزایش بطنی دما در طول زمان در ایستگاه مورد مطالعه دارد. ضعیف بودن مقادیر ضرایب شیب خط در مدل‌های مذکور و نیز تغییرات بطنی مقادیر پیش‌بینی شده‌ی دمای ماه‌های مختلف سال در ایستگاه مورد مطالعه از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴ (جدول شماره‌ی ۸) نیز حاکی از افزایش بسیار آرام عنصر درجه‌حرارت ماهانه‌ی منطقه‌ی مورد مطالعه دارد به طوری که این افزایش، بین ۰/۱ تا ۰/۴ درجه‌ی سانتی‌گراد به وقوع پیوسته است که البته کم‌تر از افزایش پیش‌بینی شده توسط مدل‌های رگرسیون خطی و میانگین متحرک مرتبه‌ی ۲ است. بررسی دامنه‌ی تغییرات دماهای پیش‌بینی شده با بهره‌گیری از مدل ساریمای پیشنهادی، حاکی از آن است که افزایش درجه‌حرارت ماهانه، در ماه‌های سرد سال، بیشتر از ماه‌های گرم سال است که دلیل آن را می‌توان در تأثیرپذیری بیشتر اقلیم منطقه‌ی مورد بررسی از سامانه‌های جوی ورودی به منطقه در نیمه‌ی سرد سال نسبت به نیمه‌ی گرم سال جستجو کرد.

منابع

- آذر، ع؛ مومنی، م (۱۳۸۴)، «آمار و کاربرد آن در مدیریت»، تهران، انتشارات سمت، ۴۳۹ صفحه.
- اسماعیلیان، م (۱۳۸۵)، «راهنمای جامع SPSS14»، تهران، انتشارات موسسه فرهنگی و هنری دیباگران، ۵۷۴ صفحه.
- امیری، آ (۱۳۸۴)، «بررسی و پیش‌بینی تغییر اقلیم شهر رشت»، نشریه خشکی و خشک‌سالی کشاورزی، شماره‌ی ۱۵، صص ۱۱ - ۱.
- بنی‌واهب، ع؛ علیجانی، ب (۱۳۸۴)، «بررسی خشکسالی، ترسالی و پیش‌بینی تغییرات اقلیم منطقه بیرجند با استفاده از مدل‌های آماری»، مجله پژوهش‌های جغرافیایی، شماره‌ی ۵۲، صص ۳۳ - ۴۶.
- جلالی، م؛ کارگر، ح (۱۳۹۰)، «تحلیل و مدل‌سازی آماری ایستگاه بوشهر (۲۰۰۵ - ۱۹۵۱)»، فصلنامه فضای جغرافیایی، شماره‌ی ۳۳، صص ۱۷۳ - ۱۴۹.
- جهادی طرقی، م (۱۳۷۸)، «تعیین روند دما و بارش مشهد دوره آماری ۱۹۵۱-۱۹۹۴»، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره‌ی ۵۵، صص ۱۵۱-۱۶۵.
- جهانبخش، س؛ باباپور باصر، ع (۱۳۸۲)، «بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل ARIMA»، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره‌ی ۷۰، صص ۴۶ - ۳۴.
- جهانبخش، س؛ ترابی، س (۱۳۸۸)، «بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران»، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۴، صص ۱۲۵ - ۱۰۴.
- رسولی، ع (۱۳۸۱)، «تحلیل مقدماتی سری‌های زمانی دمای هوای شهر تبریز»، نشریه نیوار، شماره‌ی ۴۶ و ۴۷، صص ۲۶ - ۷.
- ساری صراف، ب؛ جامعی، ج (۱۳۸۲)، «تحلیل و برآورد خشکسالی در غرب ایران»، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره‌ی ۷۱، صص ۱۷۳ - ۱۵۱.
- عساکره، ح (۱۳۸۸)، «الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای تبریز»، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره‌ی ۹۳، صص ۲۴ - ۳.
- عساکره، ح؛ خردمندنیا، م (۱۳۸۱)، «مدل‌سازی SARIMA برای متوسط درجه‌حرارت ماهانه، مطالعه موردی: الگوسازی متوسط درجه‌حرارت ماهانه جاسک»، نشریه نیوار، شماره‌ی ۴۶ و ۴۷، صص ۳۰ - ۹.
- فرشادفر، ع (۱۳۸۱)، «اصول و روش‌های آماری»، کرمانشاه، انتشارات طاق بسان، ۷۳۳ صفحه.

- قائمی، ه؛ عساکره، ح (۱۳۸۲)، «تحلیلی بر روند تغییرات دمای مشهد طی سده گذشته و رابطه آن با نوسان‌های اطلس شمالی»، *فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*، شماره ۷۱، صص ۱۳۳ - ۱۱۶.
- میرموسوی، س. ح (۱۳۸۷)، «مطالعه نوسانات دما و بارش سالانه در منطقه شمال غرب ایران»، *مجله پژوهش‌های جغرافیای طبیعی*، شماره ۶۶، صص ۱۰۰ - ۸۷.
- نیرومند، ح؛ بزرگ‌نیا، ا (۱۳۸۶)، «سری‌های زمانی»، تهران، انتشارات دانشگاه پیام نور، ۲۷۶ صفحه.
- ویسی‌پور، ح؛ معصوم‌پور سماکوش، ح؛ صحنه، ب؛ یوسفی، ی (۱۳۸۹)، «تحلیل پیش‌بینی روند بارش و دما با استفاده از مدل‌های سری زمانی ARIMA (نمونه موردی: شهرستان کرمانشاه)»، *نشریه جغرافیا*، شماره ۱۲، صص ۸۰ - ۶۵.

- Brunetti, M., Buffoni. L., Maugeri, M., Nami, T., (2000), "Trend of minimum and maximum daily temperature in Italy from 1865 to 1996, Theor", *Appl.Climatol*, 66:49-60.
- Katsoulis, B., (1987), "Indications of change of climate from the analysis of air in Athens Greece", *Climatic Change*, 10: 67- 79.
- Leite, S.M., Peixoto, J.P., (1996), "The autoregressive model of climatological time series: An application to the longest time series in Portugal", *International Journal of Climatology*, 16 (10): 1165-1173.
- Sarraf, A., Vahdat, S.F., Behbahaninia, A., (2011), "Relative humidity and mean monthly temperature forecasts in Ahwaz station with ARIMA model in time series analysis", *International conference on environment and industrial innovation, IPCBEE, Singapore*, PP 149-152.
- Tektas, M., (2010), "Weather forecasting using ANFIS and ARIMA models: A case study for Istanbul", *Environmental Research, Engineering and Management*, 1(51): 5 - 10.
- Turkesh, M., Sumer, M. U., Dumir, S., (2002), "Re- evaluation of trends and change in Mih, maximum and minimum temperatures of Turkey for the period 1922- 1999", *International Journal of Climatology*, 3: 22- 33.
- Xier, L., (2009), "Applying GLM model and ARIMA model to the analysis of monthly temperature of Stockholm", D-level essay in statistics, DALARNA. Department of Economics and Society, Dalarna University, 1-24.
- Zekai, s., (1998), "Small sample estimation of de variance of time averages in climatic time series", *International Journal of Climatology*, 18: 1725- 1732.