



دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر
فصلنامه‌ی علمی-پژوهشی فضای جغرافیایی

سال شانزدهم، شماره‌ی ۵۴
تابستان ۱۳۹۵، صفحات ۶۷-۴۷

سعیده عینی^۱
تقی طاوسی^۲
مهدی امیرجهانشاهی^۳

مدل سازی کمینه دمایی شرق استان کرمانشاه

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۶/۰۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۰۸

چکیده

کاربرد وسیع اطلاعات دمایی در زندگی انسان سبب شده است که مطالعه نوسان، تغییر و پیش‌بینی دمایی در دراز مدت مورد توجه جغرافیدانان و به ویژه اقلیم شناسان قرار گیرد. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های کمینه دمایی ماهانه و سالانه ایستگاه‌های سینوپتیک کرمانشاه و کنگاور در فاصله زمانی ژانویه ۱۹۸۸ تا دسامبر ۲۰۱۰ و نیز با بهره‌گیری از مدل آریمای، تغییرات زمانی کمینه دمای هوای شرق استان کرمانشاه مورد بررسی قرار گرفت. روند داده‌های سالانه دو ایستگاه مورد مطالعه را با استفاده از تحلیل من کندانال بررسی نموده که در هر دو ایستگاه کرمانشاه و کنگاور داده‌ها از روندی مشخص برخوردار بوده و نمودارهای جهش یا 'ui' نیز روند تغییرات کمینه دمایی را رو به افزایش نشان می‌دهند. بررسی تفاضل نمودارهای خود همبستگی (ACF) که جهت تشخیص مرتبه میانگین متحرک مدل‌های فصلی استفاده می‌شود و نمودارهای خود همبستگی جزئی (PACF) در ایستگاه کرمانشاه مدل فصلی (۱، ۱، ۰) (۴، ۱، ۱) ARIMA و برای ایستگاه کنگاور مدل فصلی (۱، ۱، ۰) (۳، ۱، ۰) ARIMA جهت برازش و مدل‌سازی نشان داده می‌شود، نتایج حاصل از تحلیل و مدل‌سازی دمای ماهانه ایستگاه‌های مورد مطالعه با

۱- دانشجوی دکتری اقلیم شناسی کشاورزی، دانشگاه محقق اردبیلی.

E-mail: T_tavousi@yahoo.com

۲- استاد گروه جغرافیای طبیعی، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

۳- مدرس گروه ریاضی، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

استفاده از مدل آریمای و پیش‌بینی کمینه دمای ماهانه تا سال ۲۰۱۶ نشان داد که کمینه دمایی دو ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه و کنگاور از یک مدل نهایی $(1, 0, 0)$ و در واقع از یک روند متشابه در تغییرات کمینه دمایی برخوردار می‌باشند که با روندی نسبتاً ملایم در حال افزایش می‌باشد.

کلید واژه‌ها: شرق استان کرمانشاه، آزمون من کندال، مدل آریمای، پیش‌بینی، کمینه دمایی.

مقدمه

آب‌وهوا مهم‌ترین عنصر محیطی مؤثر بر حیات در کره زمین می‌باشد (کوچکی و همکاران، ۱۳۸۶: ۱۳۳). و واقعیت آن است که اقلیم از موضوعات جالب توجه طی چند دهه اخیر بوده و پژوهش‌های گسترده‌ای در مقیاس جهانی، ناحیه‌ای و محلی را به خود اختصاص داده است (شکیبا، ۱۳۸۹: ۲۵)؛ و دما از عمده‌ترین و اساسی‌ترین عناصر در تعیین نقش و پراکندگی بقیه عناصر اقلیمی و یکی از شاخص‌های اصلی در پهنه‌بندی و طبقه‌بندی اقلیمی به شمار می‌رود. از این رو دگرگونی‌ها و افت‌وخیزهای این عنصر از اهمیت علمی و عملی زیادی برخوردار است (عساکره و غیور، ۱۳۸۲: ۹۹). بسیار روشن است که افزایش دمای هوا می‌تواند رخداد‌های طبیعی عظیمی را موجب گردد که اطلاع از رفتار و تغییرات دمایی در تمام سطوح کمینه، بیشینه و متوسط می‌تواند جامعه انسانی را در برخورد با بلایای طبیعی پیش رو آماده‌تر سازد و در برنامه‌ریزی‌های ناحیه مؤثر واقع گردد. اگر چه مطالعه تاریخی سری‌های زمانی سبب شناسایی عواملی می‌شود که سبب تغییر در سری‌ها هستند، اما مهم‌ترین هدف مطالعه سری‌های زمانی قابلیت پیش‌بینی ارزش نامعلوم سری‌ها است. با استفاده از این اطلاعات، انتخاب‌های آگاهانه‌ای می‌توان پیرامون سرمایه‌گذاری، تصمیم برای تولید، اختراعات و غیره انجام داد (فرشادفر، ۱۳۸۱: ۲۸۹). مدل‌های رگرسیونی معمولی نیز عموماً برای توضیح رفتار کوتاه‌مدت دستگاه اقلیم، مفید هستند و قادر به توضیح رفتار بلندمدت اقلیم نیستند (امیری، ۱۳۸۴: ۲). به همین سبب اقلیم‌شناسان، همواره به دنبال مدل‌های هستند که بتوانند رفتار عناصر اقلیمی را در آینده، با دقت بیش‌تری پیش‌بینی نمایند که در این بین، مدل‌های مختلف خانواده آریمای جایگاه ویژه‌ای پیدا کرده‌اند. لیت^۴ و پیکسوتو^۵ (۱۹۹۶) کاربرد مدل‌های اتو رگرسیو را در بررسی تغییرات دما با استفاده از بلندترین سری‌های زمانی بسیار مناسب می‌دانستند. مارتین^۶ (۱۹۹۹) در منطقه المازورا در سواحل مدیترانه‌ای اسپانیا روی جهت باد و

4- Leite

5- Peixoto

6- Martin

تاثیر آن در اقلیم منطقه از آزمون همگنی و مدل های پیش بینی اتورگرسیون، آرما و آریمای استفاده نمود و به نتایج قابل توجهی نیز دست یافت. بلوت ساس^۷ (۲۰۰۱) میانگین دما را در سطح ۵۰۰ و ۱۰۰ هکتوپاسکال در لایه های مختلف بر فراز اروپا بررسی نموده و مدل فصلی آریمای جهت پیش بینی به کار برده است. آنتونی و همکاران^۸ (۲۰۰۴) در پژوهشی در زمینه نوسانات پارامترهای اقلیمی در کشور نیجریه که با استفاده از روش های سری زمانی انجام پذیرفته، نوسانات دما و بارش را در این منطقه مورد بررسی قرار دادند. سن زکایی^۹ (۱۹۹۸) با تاکید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی، اشاره کرده که به دلیل وجود خود همبستگی در داده های اقلیمی نظیر دما و روش مدل سازی آریمای از معتبرترین روش های بررسی تغییرات اقلیمی است. باری^{۱۰} (۲۰۰۱) ناحیه بندی اقلیمی و بررسی خشک سالی ها و ترسالی ها و پیش بینی اقلیمی را با استفاده از روش های مختلف مانند: شاخص خشک سالی پالمر، زنجیره مارکوف، میانگین متحرک، اتورگرسیون آریمای استفاده نموده است. خردمندنیا و عساکره (۱۳۸۰) در زمینه برآورد روند دمای جاسک با برازش مدل (۰، ۱، ۲) ARIMA در زمینه پیش بینی دمای هوا با سری زمانی تحقیق انجام داده اند. تابش و همکاران (۱۳۸۷) در پژوهشی با عنوان برآورد مصرف روزانه آب تهران با استفاده از سری های زمانی به مطالعه در این زمینه پرداخته اند. جهانبخش و باباپورباصر (۱۳۸۲) دریافتند که الگوی (۱، ۱، ۰) (۰، ۰، ۰) ARIMA می تواند تغییرات متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز را بهتر از سایر مدل ها پیش بینی نماید. قائمی و عساکره (۱۳۸۲) بهترین مدل آریمای برازش یافته بر میانگین دمای سالانه ایستگاه مشهد را (۱، ۱، ۰) ARIMA دانستند. نتایج مطالعات انجام شده داخلی و خارجی حاکی از آن است که مدل آریمای بهتر از مدل های آماری دیگر، می تواند مقادیر دمای ایستگاه های هواشناسی در سال های آینده را پیش بینی نماید. در بخش شرقی استان کرمانشاه، ویژگی های مناسب آب و هوایی، شرایط مساعدی را برای توسعه کشاورزی فراهم نموده است. تغییرات درجه حرارت، خصوصاً کمینه دمایی می تواند در تقویم زراعی کشت و راندمان محصول، مؤثر باشد. لذا این پژوهش سعی دارد تا با بهره گیری از مدل آماری آریمای، تغییرات کمینه دمایی ایستگاه های سینوپتیک کرمانشاه و کنگاور را به عنوان نماینده های شرق استان کرمانشاه آشکار و مدل پیش بینی این عنصر مهم اقلیمی را معرفی نماید.

7- Bloutsos
8- Anthony
9- Sen Zekai
10- Barry

مواد و روش‌ها

در این پژوهش از داده‌های ماهانه کمینه دمای ۲۲ ساله دو ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه و کنگاور در نیمه شرقی استان کرمانشاه در فاصله زمانی ژانویه ۱۹۸۸ تا دسامبر ۲۰۱۰ استفاده شده است. برای برآورد داده‌های مفقوده در سری داده‌ها، از روش میان‌یابی خطی و برای اطمینان از طول دوره آماری برای تحلیل، از آزمون کفایت داده‌ها (Mackus) استفاده گردید.

برای محاسبه روند داده‌ها از آزمون ناپارامتری من کندال استفاده شده است. آزمون MANN- KENDALL همانند سایر آزمون‌های آماری بر مبنای مقایسه فرض صفر و یک بوده و در نهایت در مورد پذیرش یا رد فرض صفر تصمیم‌گیری می‌نمایند. فرض صفر این آزمون مبتنی بر تصادفی بودن و عدم وجود روند در سری داده‌هاست و پذیرش فرض یک (رد فرض صفر) دال بر وجود روند در سری داده‌ها می‌باشد (شکیبا، ۱۳۸۹: ۵۱). محاسبه اختلاف تک‌تک جملات سری با همدیگر در آزمون من کندال:

n تعداد جملات سری x_j داده j ام سری x_k داده k ام سری

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad \text{رابطه (۱): محاسبه اختلاف تک‌تک جملات سری با همدیگر}$$

محاسبه واریانس با استفاده از رابطه‌های زیر:

$$\text{var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{t=1}^m t(t-1)(2t+5)}{18} \quad \text{رابطه (۲): محاسبه واریانس اگر } n > 10$$

$$\text{var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad \text{رابطه (۳): محاسبه واریانس اگر } n \leq 10$$

n تعداد داده‌ها

m تعداد سری‌هایی است که در آن‌ها حداقل یک داده تکراری وجود دارد

t فراوانی داده‌های با ارزش یکسان

استخراج آماره آزمون Z به کمک یکی از روابط زیر:

$$\text{رابطه (۴): استخراج آماره آزمون } Z \left\{ \begin{array}{l} S - 1 \\ \sqrt{\text{var}(s)} \\ S + 1 \\ \sqrt{\text{var}(s)} \end{array} \right. \quad \text{if } s = 0$$

اگر رابطه زیر برقرار باشد فرض صفر پذیرفته می شود

$$|z| \leq Z_{\alpha/2}$$

در صورتی که آماره Z مثبت باشد روند صعودی و در صورت منفی بودن آن روند نزولی در نظر گرفته می شود.

یک سری زمانی را از نظر ریاضی می توان با رابطه زیر تعریف نمود.

$$y = f(t) \quad \text{رابطه (۵): تابع سری زمانی}$$

که در آن Y مقدار پدیده یا متغیر مورد بررسی در زمان t است. بنابراین اگر مقادیر یک متغیر یا پدیده در زمان های y_1, y_2, \dots, y_n و t_1, t_2, \dots, t_n باشند آنگاه سری تشکیل یک سری زمانی می دهد. بدین ترتیب مقادیر t می تواند به طور سالانه، ماهانه، هفته ای، روزانه و ساعتی داده شود. نمودار سری زمانی نموداری است که از رسم مقادیر سری زمانی در مقابل زمان های مربوطه حاصل می شود.

اگر مقادیر یک پدیده را در دوره های مختلف زمانی مشاهده کنیم، این مقادیر تغییرات و نوسانات محسوسی را نشان می دهند، چون مقدار یک پدیده نه به وسیله یک عامل بلکه توسط چندین عامل متاثر می شوند لذا این نوسانات و افت و خیزها به وجود می آیند.

عوامل و نیروهای مختلفی که مقادیر یک پدیده در یک سری زمانی تحت تاثیر قرار می دهند می توان به چهار دسته تقسیم نمود که این مجموعه دسته ها را مولفه یا اجزای یک سری زمانی می نامند.

الف) روند یا نوسانات درازمدت

ب) نوسانات دوره ای یا نوسانات کوتاه مدت

ج) نوسانات تصادفی یا نامنظم

د) نوسانات چرخه ای (فرشادفر، ۱۳۸۱: ۲۹۲).

مدل های ARIMA احتمالاً دقیق ترین طبقه از مدل های پیش بینی اند که امروزه در دسترس اند. این مدل ها بخصوص برای سری های زمانی که در آن ها فاصله نمونه گیری نحوه شایسته ای مناسب اند (شکیبا، ۱۳۸۹: ۵۱). هدف اصلی از مدل بندی سری های زمانی دادن نظم خاص به مشاهدات وابسته به زمان است تا بر اساس آن ها بتوان پیش بینی هایی

را برای آینده انجام داد (فرج زاده، ۱۳۸۶: ۱۱۴). مدل‌های ARIMA برای وضعیت‌های مفید هستند که بنا به مرتبه‌ی مدل مقادیر حال یک عنصر اقلیمی به مقادیر آن در زمان‌های گذشته یا به اثرات آنی و عناصر تصادفی آن در حال و گذشته بستگی دارد؛ و به فرم ARIMA (p, d, q) نوشته می‌شود در این فرم P بیانگر بستگی یک عنصر اقلیمی در زمان حال به مقادیر موثر قبلی‌اش می‌باشد. در این مدل رگرسیون هر عنصر بر حسب مقادیر پیشین خود تعیین می‌شود. q نیز مرتبه‌ی میانگین متحرک را معلوم می‌سازد. که به وسیله‌ی آن وابستگی سری‌های اقلیمی به عنصر تصادفی حال (و باحال و گذشته‌اش) تعریف می‌شود (مونتگمری و همکاران، ۱۳۷۳: ۳۶۱).

رابطه (۶): فرمول‌های فرآیند ARIMA (p, d, q)

$$\phi_p(B)\nabla^d X_t = \theta_q(B)Z_t \quad \text{یا} \quad \phi_p(B)(1-B)^d X_t = \theta_q(B)Z_t$$

معمولاً $W_t = \nabla^d X_t$ در نظر گرفته شده در نتیجه فرآیند $\{W_t\}$ ایستاست.

در بسیاری از سری‌های زمانی مربوط به کسب‌وکار و اقتصاد، یک پدیده فصلی وجود دارد که بعد از دوره زمانی منظمی تکرار می‌شود. کم‌ترین دوره زمانی برای این پدیده تکراری را دوره فصلی (SARIMA) می‌نامند.

رابطه (۷): فرمول مولفه‌های SARIMA

$$\phi_p(B) = (1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_p B^p), \phi_p = (1 - \gamma_1 B^s - \dots - \gamma_p B^{ps})$$

رابطه (۸): فرمول مولفه‌های SARIMA

$$\theta_q(B) = (1 - \beta_1 B - \dots - \beta_q B^q), \theta_q = (1 - \theta_1 B^s - \dots - \theta_q B^{qs})$$

روشی که هم از تکنیک اتورگرسیون و هم میانگین متحرک برای پیش‌بینی استفاده می‌کند توسط جرج باکس و ویلیام جنکینز مطرح شده است و به روش باکس-جنکینز معروف است. این روش اصولاً از برازش الگوی میانگین متحرک تلفیق شده با روش خود همبستگی آمیخته (ARIMA) به مجموعه داده‌ها و به دست آوردن امید ریاضی‌های شرطی به دست می‌آید (فرج زاده، ۱۳۸۶: ۱۲۰). اساس رویکرد باکس-جنکینز بر پایه‌ی بررسی حوزه وسیعی از مدل‌های پیش‌بینی برای یک سری زمانی است، در این مدل علاوه بر عامل روند، به تغییرات فصلی و تصادفی نیز توجه می‌شود (همان منبع: ۱۲۱).

رابطه (۹): فرمول مدل‌های مرکب (اتورگرسیون)

$$y_t = B_0 + B_1 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} + e_t$$

در این فرمول B_1, B_2, \dots, B_p و $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ پارامترهای مدل و e_t مقدار مولفه اشتباه تصادفی برای دوره‌های t ام $(e_t = \gamma_t - \hat{Y}_t)$ می‌باشد. در اولی، مقدار فعلی γ_t بر روی p مشاهده قبلی $\gamma_{t-1}, \gamma_{t-2}, \dots, \gamma_{t-p}$ اتو رگرسیو می‌شود. این مولفه قسمت اتورگرسیو مدل (AR) را نشان می‌دهد (فرشادفر، ۱۳۸۱: ۳۶۳). در دومی مؤلفه‌های اشتباه تصادفی برای رگرسیون بر روی مقدار فعلی γ_t بکار می‌روند. می‌توان به صورت جبری نشان داد که این جزء برابر فرآیند میانگین متحرک در اجزاء اشتباه تصادفی، یعنی $e_{t-1}, e_{t-2}, \dots, e_{t-p}$ است. بنابراین این جزء نشان‌دهنده بخش میانگین متحرک مدل (MA) است. این مدل را به طور کلی (ARIMA (p و q) گویند، که به این معناست که داریم بر روی P مشاهده اخیر و q مولفه اشتباه اخیر عمل اتو رگرسیو را انجام می‌دهیم. مولفه اشتباه در دوره t ام یعنی E_t باید دارای توزیع نرمال باشد و بعلاوه مستقل از سایر مولفه‌های اشتباه و دارای واریانس مشابه سایر مولفه‌های اشتباه باشد (همان منبع: ۳۶۵).

به منظور صحت‌سنجی پیش‌بینی‌های آزمون ARIMA از میانگین مربعات خطا استفاده گردیده.

$$Mse=1/n\sum(Y_i-\hat{Y}_i)$$

رابطه (۱۰): فرمول میانگین مربعات خط

یافته‌ها و بحث

ویژگی‌های آمار توصیفی دمای ماهانه و سالانه دو ایستگاه مورد نظر در (جداول ۱ و ۲) آمده است. با توجه به این جداول، در هر دو ایستگاه کرمانشاه و کنگاور بیش‌ترین دامنه تغییرات کمینه دمایی در ماه‌های ژانویه و فوریه به ثبت رسیده است و پایین‌ترین کمینه دمایی نیز در این دو ماه مشاهده می‌شود اما کم‌ترین دامنه تغییرات کمینه دمایی در دو ایستگاه مورد مطالعه در ماه آوریل می‌باشد و بالاترین کمینه‌های دمایی در ماه‌های ژوئیه و آگوست مشاهده می‌گردد، به‌طور کلی نوسانات و تغییرات کمینه دمایی در هر دو ایستگاه مورد مطالعه نیمه شرقی استان کرمانشاه از ویژگی‌های مشترکی برخوردار می‌باشند.

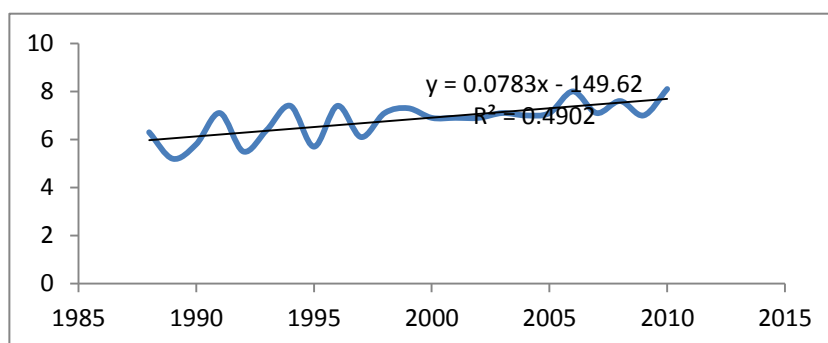
جدول ۱- ویژگی‌های آمار توصیفی دمای ماهانه ایستگاه کرمانشاه

پارامتر	ماه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مئ	ژوئیه	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
میانگین	-۳/۲	-۱/۹	۱/۸	۶	۹/۱	۱۳/۴	۱۷/۷	۱۷	۱۱/۹	۸/۱	۲/۶	-۰/۷
دامنه‌ی تغییرات	۱۱/۲	۱۲/۴	۷/۷	۳/۷	۴/۵	۴/۱	۴/۵	۵/۳	۴/۸	۷/۴	۵/۱	۶/۲
حداقل	-۱۰/۴	-۱۰/۴	-۱/۸	۳/۹	۷/۶	۱۱/۴	۱۵/۸	۱۴/۹	۱۰	۵	-۰/۴	-۴/۳
حداکثر	.۸	۲	۵/۹	۷/۶	۱۲/۱	۱۵/۵	۲۰/۳	۲۰/۲	۱۴/۸	۱۲/۴	۴/۷	۱/۹

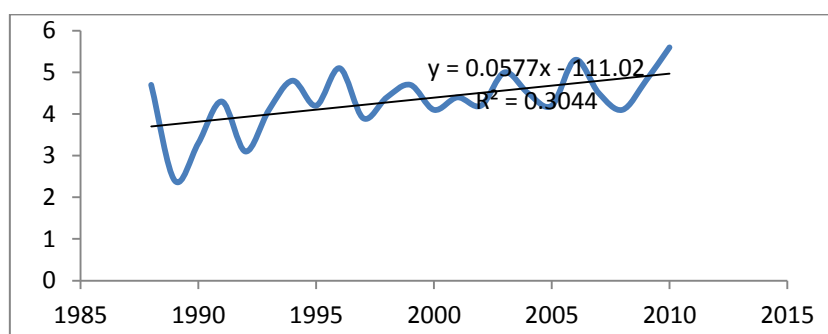
جدول ۲- ویژگی‌های آمار توصیفی دمای ماهانه ایستگاه کنگاور

ماه پارامتر	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	م	ژوئن	ژوئیه	اگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
میانگین	-۵/۷	-۳/۶	۰/۳	۴/۳	۶/۴	۱۰	۱۴/۸	۱۳/۵	۸/۵	۵/۲	۱	-۲/۱
دامنه‌ی تغییرات	۱۲/۷	۱۷/۴	۷/۵	۳/۷	۴/۱	۳/۸	۴/۱	۴/۱	۴/۱	۵/۹	۵	۶
حداقل	-۱۳/۹	-۱۷/۲	-۳/۴	۲/۳	۵	۸/۴	۱۲/۴	۱۱/۴	۶/۶	۲/۱	-۱/۶	-۶
حداکثر	-۱/۲	۰/۲	۴/۱	۶	۹/۱	۱۲/۲	۱۶/۵	۱۵/۵	۱۰/۷	۸	۳/۴	۰

(شکل‌های ۱ و ۲) نمودارهای خطی روند کمینه دمایی دو ایستگاه مورد مطالعه را طی دوره ۲۲ ساله از سال ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۰ را نشان می‌دهند، همان‌طور که در نمودارها مشاهده می‌شود در هر دو ایستگاه یک روند تقریباً ملایم افزایش کمینه دمایی مشاهده می‌گردد ولی الگو روند مشخصی را ارائه نمی‌دهد.



شکل ۱: میانگین کمینه دمای ایستگاه کرمانشاه در دوره آماری



شکل ۲: میانگین کمینه دمای ایستگاه کنگاور در دوره آماری

(جدول ۳) بررسی روند داده‌های سالانه دو ایستگاه کرمانشاه و کنگاور را توسط آزمون آماری من کندال نشان می‌دهد که مقدار احتمال مربوط به آزمون من کندال برای شهر کرمانشاه برابر ۰/۰۰۲۴ می‌باشد که از ۰/۰۵ کوچک‌تر است.

بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ فرض صفر آماری مبنی بر عدم وجود روند رد می‌شود در نتیجه وجود روند در داده‌های سالانه کرمانشاه تأیید می‌شود و مقدار احتمال مربوط به آزمون من کندال برای شهر کنگاور برابر ۰/۰۳۳۴ می‌باشد که از ۰/۰۵ کوچک‌تر است. بنابراین در این ایستگاه نیز با اطمینان ۰/۹۵ فرض صفر آماری مبنی بر عدم وجود روند رد می‌شود و در نتیجه وجود روند در داده‌های سالانه کنگاور نیز تأیید می‌گردد.

جدول ۳- روند تغییرات کمینه دمایی با آزمون من کندال در ایستگاه‌های مورد مطالعه

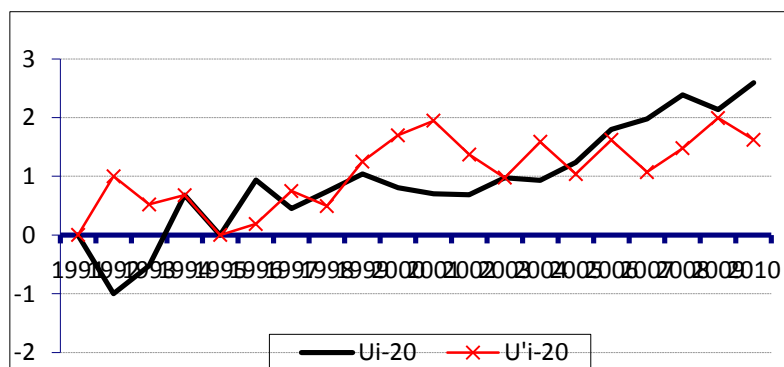
ایستگاه	normal-z	p-value	نتیجه آزمون
کرمانشاه	۳/۳۴۵	۰/۰۰۲۴	تأیید وجود روند
کنگاور	۲/۱۲۷	۰/۰۳۳۴	تأیید وجود روند

(شکل‌های ۳ و ۴) نمودارهای جهش روند داده‌ها را نمایش می‌دهد و همان‌گونه که نشان می‌دهند در هیچ یک از ایستگاه خطوط u_i و u_i' در خارج از محدوده بحرانی همدیگر را قطع نکرده‌اند اما در محدوده بحرانی ایستگاه کرمانشاه آخرین برخورد و قطع دو خط مذکور بین سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵ بوده که نشانگر آغاز تغییر ناگهانی کمینه دمایی می‌باشد و در ایستگاه کنگاور آخرین تقاطع به اوایل سال ۱۹۹۴ برمی‌گردد و از آن پس کمینه دمایی روبه افزایش رفته است.

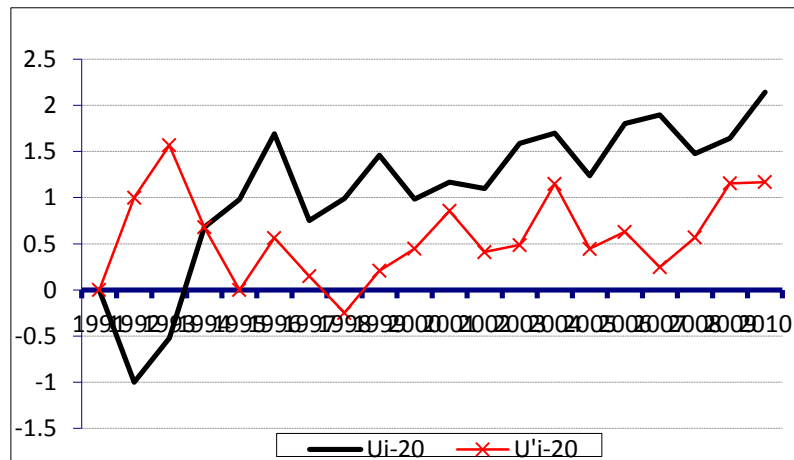
$$u_i' = -u(t_i)$$

رابطه (۱۰): فرمول محاسبه u_i'

پس از محاسبات فوق و ترسیم نمودارهای مربوطه وجود هرگونه روند در سری‌ها به صورت منفی ظاهر می‌شود و زمانی که روند معنی‌داری در داده‌ها وجود داشته باشد، خطوط u_i و u_i' همدیگر را قطع می‌کنند. اگر خطوط مذکور در داخل محدوده بحرانی ($\pm 1/96$) همدیگر را قطع کنند نشانه زمان آغاز تغییر ناگهانی و در صورتی که خارج از محدوده بحرانی همدیگر را قطع نمایند بیانگر وجود روند در سری‌های زمانی است.



شکل ۳: روند u_i و u_i' کمینه دمایی سالانه ایستگاه کرمانشاه



شکل ۴: روند U_i' و U_i کمیته دمایی سالانه ایستگاه کنگاور

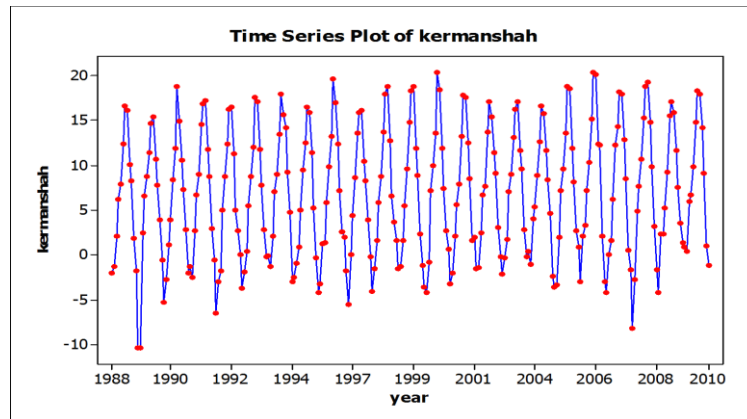
هدف اصلی تحلیل سری زمانی مشخص نمودن و تفکیک کردن عوامل موثر در گذشته به منظور پیش‌بینی و برنامه‌ریزی آینده است، بدین ترتیب این تحلیل معمولاً به داده‌هایی مربوط می‌شود که مستقل نبوده و به طور متوالی به هم وابسته‌اند. با مطالعه نمودار سری زمانی کمیته دمایی شهر کرمانشاه (شکل ۵) ساختار فصلی مشخصی در نمودار مشاهده می‌شود بنابراین می‌بایست فرم تفاضل فصلی سری زمانی مورد تحلیل قرار گیرد. بعد از محاسبه تفاضل فصلی، نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) جهت تشخیص مدل رسم (شکل‌های ۶ و ۷) می‌شوند، همچنین با استفاده از نمودار همبستگی و خود همبستگی جزئی، می‌توان مقدار p و q را تشخیص داد. با توجه به ضرایب معنی‌دار در دو نمودار مذکور مدل فصلی $(1, 0, 1)$ و $(1, 1, 0)$ جهت برازش و مدل‌سازی شناسایی می‌شود. بعد از برازش مدل و حذف جملات غیر معنی‌دار مدل نهایی $(0, 1, 0)$ و $(0, 1, 0)$ ARIMA تشخیص داده می‌شود. بر این اساس پیش‌بینی کمیته دمایی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۶ محاسبه و بر روی (شکل ۸) ارائه شده است. مدل برازش شده عبارتست از

رابطه (۱۱): محاسبه مدل برازش پیش‌بینی کمیته دمایی ایستگاه کرمانشاه

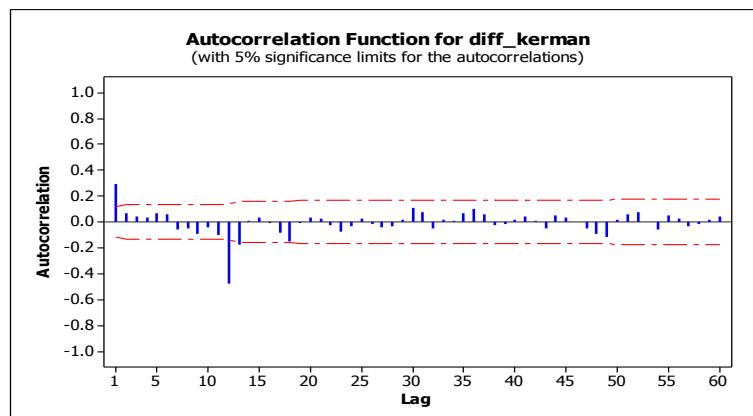
$$(X_t - X_{t-12}) = 0.0842 + (1 + 0.2854 B)(1 - 0.9209 B^{12})Z_t$$

مقدار احتمال مربوط به آزمون کولموگروف اسمیرنوف برابر $0/113$ می‌باشد که از $0/05$ بزرگ‌تر است بنابراین با اطمینان $0/95$ فرض نرمال بودن باقی‌مانده‌های مدل (خطاها) رد نمی‌شود. نمودار باقی‌مانده‌ها در مقابل پیش‌بینی‌های مدل (شکل ۹) متقارن حول صفر بوده و ساختار غیر عادی در آن مشاهده نمی‌شود بنابراین همگنی واریانس در مدل تایید می‌شود. مقادیر احتمال مربوط به آزمون باکس-جانگ همگی بزرگ‌تر از $0/05$ می‌باشند بنابراین با اطمینان

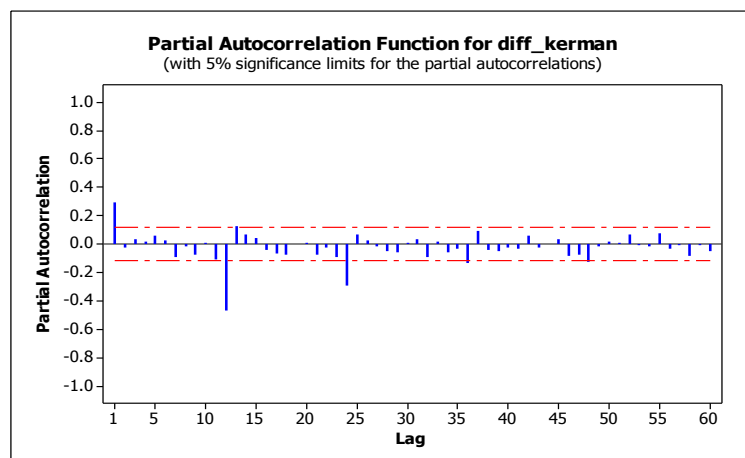
۰/۹۵ استقلال باقیمانده‌ها نیز رد نمی‌شود. با توجه به تایید تمامی فرضیات بنیادی مدل بنابراین به نتایج حاصل می‌توان اطمینان داشته باشیم.



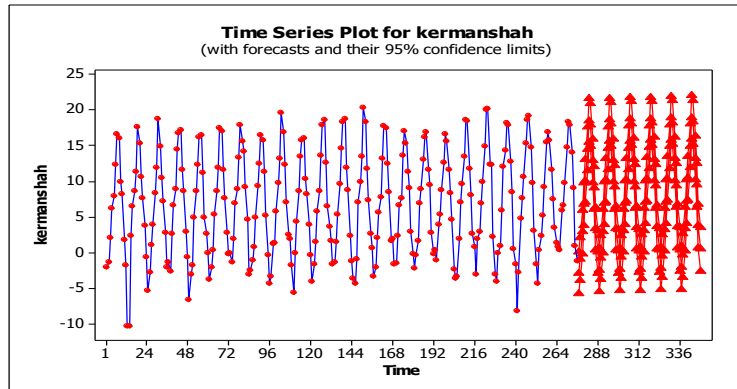
شکل ۵: نمودار سری زمانی کمینه دمایی ایستگاه کرمانشاه



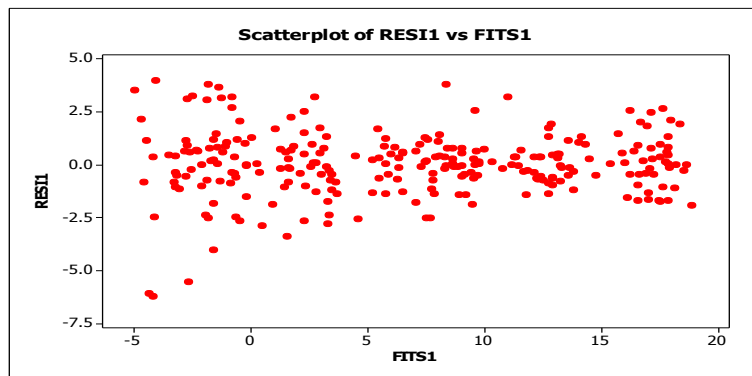
شکل ۶: نمودار خود همبستگی (ACF) ایستگاه کرمانشاه



شکل ۷: نمودار خود همبستگی جزئی (PACF) ایستگاه کرمانشاه



شکل ۸: نمودار سری زمانی پیش‌بینی کمینه دمایی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۶ ایستگاه کرمانشاه



شکل ۹: نمودار بررسی همگنی واریانس در کرمانشاه

جدول ۴- مقادیر پیش‌بینی شده کمینه دمایی با مدل آریمای در ایستگاه کرمانشاه

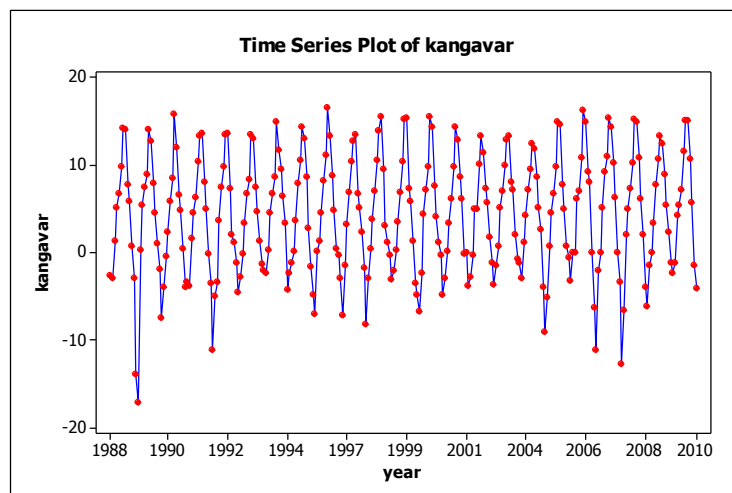
ماه	۲۰۱۱	۲۰۱۲	۲۰۱۳	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶
ژانویه	-۲/۸۷	-۲/۴۴	-۲/۳۷	-۲/۲۹	-۲/۲۱	-۲/۱۳
فوریه	-۰/۹۰	-۰/۷۲	-۰/۶۴	-۰/۵۶	-۰/۴۹	-۰/۴۱
مارس	۲/۸۸	۲/۹۹	۳/۰۶	۳/۱۴	۳/۲۲	۳/۳۰
آوریل	۶/۸۲	۶/۹۱	۶/۹۸	۷/۰۶	۷/۱۴	۷/۲۲
می	۱۰/۰۸	۱۰/۱۶	۱۰/۲۳	۱۰/۳۱	۱۰/۳۹	۱۰/۴۷
ژوئن	۱۴/۵۶	۱۴/۶۳	۱۴/۷۱	۱۴/۷۹	۱۴/۸۷	۱۴/۹۵
ژوئیه	۱۸/۵۷	۱۸/۶۵	۱۸/۷۳	۱۸/۸۱	۱۸/۸۹	۱۸/۹۶
آگوست	۱۹/۹۷	۱۸/۰۴	۱۸/۱۲	۱۸/۲۰	۱۸/۲۸	۱۸/۳۶
سپتامبر	۱۲/۸۹	۱۲/۹۷	۱۳/۰۴	۱۳/۱۲	۱۳/۲۰	۱۳/۲۸
اکتبر	۹/۱۰	۹/۱۸	۹/۲۶	۹/۳۴	۹/۴۲	۹/۴۹
نوامبر	۳/۳۶	۳/۴۴	۳/۵۲	۳/۵۹	۳/۶۷	۳/۷۵
دسامبر	۰/۰۸	۰/۱۶	۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۳۹	۰/۴۷

همچنین با مطالعه نمودار سری زمانی کمینه دمایی شهر کنگاور (شکل ۱۰) ساختار فصلی مشخصی در نمودار مشاهده می شود بنابراین می بایست فرم تفاضل فصلی سری زمانی مورد تحلیل قرار گیرد. بعد از محاسبه تفاضل فصلی، نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) جهت تشخیص مدل رسم (شکل های ۱۱ و ۱۲) می شوند. با توجه به ضرایب معنی دار در دو نمودار مذکور مدل فصلی (۱، ۱، ۳) (۱، ۰، ۱) ARIMA جهت برازش و مدل سازی شناسایی می شود. بعد از برازش مدل و حذف جملات غیر معنی دار مدل نهایی (۱، ۰، ۱) (۰، ۱، ۰) ARIMA تشخیص داده می شود. بر این اساس پیش بینی کمینه دمای سال های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۶ محاسبه و بر روی (شکل ۱۳) ارائه شده است. مدل برازش شده عبارتست از

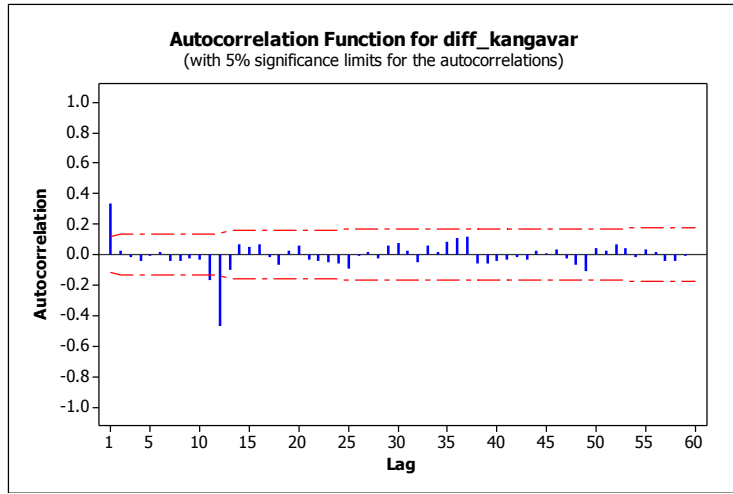
رابطه (۱۲): محاسبه مدل برازش پیش بینی کمینه دمایی ایستگاه کنگاور

$$(X_t - X_{t-12}) = 0.0499 + (1 + 0.3616 B)(1 - 0.9388 B^{12})Z_t$$

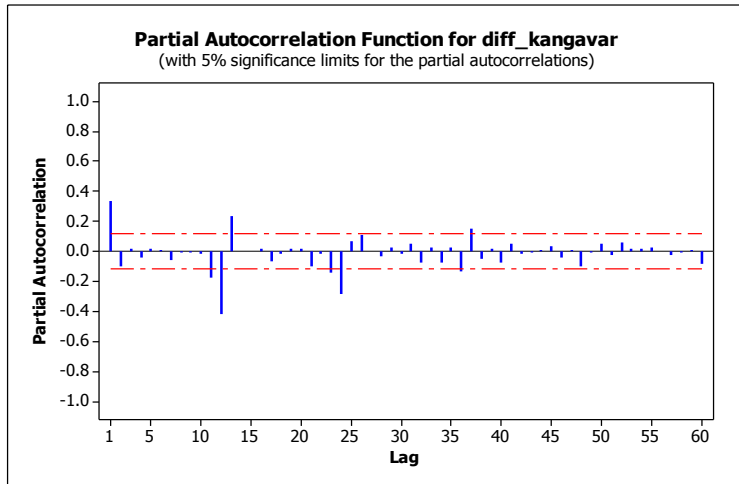
مقدار احتمال مربوط به آزمون کولموگروف اسمیرنوف برابر ۰/۲۰۸ می باشد که از ۰/۰۵ بزرگتر است بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ فرض نرمال بودن باقی مانده های مدل (خطاها) رد نمی شود. نمودار باقی مانده ها در مقابل پیش بینی های مدل (شکل ۱۴) متقارن حول صفر بوده و ساختار غیر عادی در آن مشاهده نمی شود بنابراین همگنی واریانس در مدل تأیید می شود. مقادیر احتمال مربوط به آزمون باکس-جنکیز همگی بزرگتر از ۰/۰۵ می باشند بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ استقلال باقی مانده ها نیز رد نمی شود. با توجه به تأیید تمامی فرضیات بنیادی مدل بنابراین به نتایج حاصل می توان اطمینان داشته باشیم.



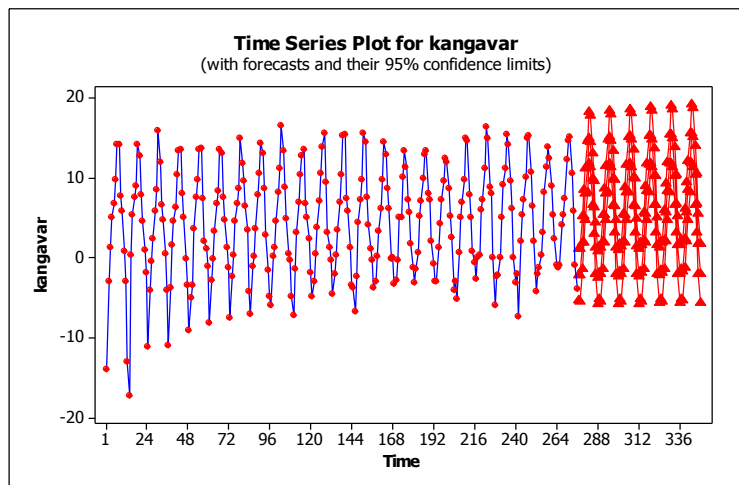
شکل ۱۰: نمودار سری زمانی کمینه دمایی ایستگاه کنگاور



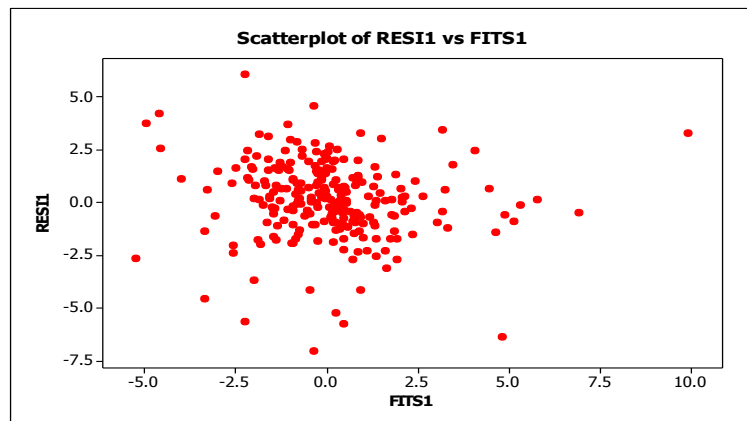
شکل ۱۱: نمودار خود همبستگی (ACF) ایستگاه کنگاور



شکل ۱۲: نمودار خود همبستگی جزئی (PACF) ایستگاه کنگاور



شکل ۱۳: نمودار سری زمانی پیش‌بینی کمینه دمایی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۶ ایستگاه کنگاور



شکل ۱۴: نمودار بررسی همگنی واریانس در کنگاور

جدول ۵- مقادیر پیش‌بینی شده ی کمینه دمایی با مدل آریمای در ایستگاه کنگاور

ماه	۲۰۱۱	۲۰۱۲	۲۰۱۳	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶
ژانویه	-۲/۱۳	-۱/۸۶	-۱/۷۶	-۱/۶۶	-۱/۵۵	-۱/۴۵
فوریه	-۲/۲۰	-۲/۱۰	-۲/۰۰	-۱/۹۰	-۱/۸۰	-۱/۶۹
مارس	۱/۸۸	۱/۹۸	۲/۰۸	۲/۱۹	۲/۲۹	۲/۳۹
آوریل	۵/۱۹	۵/۲۹	۵/۴۰	۵/۵۰	۵/۶۰	۵/۷۰
می	۷/۹۷	۸/۰۷	۸/۱۷	۸/۲۷	۸/۳۸	۸/۴۸
ژوئن	۱۱/۳۸	۱۱/۴۸	۱۱/۵۸	۱۱/۶۸	۱۱/۷۹	۱۱/۸۹
ژوئیه	۱۴/۹۸	۱۵/۰۹	۱۵/۱۹	۱۵/۲۹	۱۵/۳۹	۱۵/۴۹
اگوست	۱۴/۵۱	۱۴/۶۱	۱۴/۷۱	۱۴/۸۲	۱۴/۹۲	۱۵/۰۲
سپتامبر	۹/۸۶	۹/۹۶	۱۰/۰۶	۱۰/۱۶	۱۰/۲۶	۱۰/۳۷
اکتبر	۶/۳۲	۶/۴۳	۶/۵۳	۶/۶۳	۶/۷۳	۶/۸۳
نوامبر	۱/۲۳	۱/۳۳	۱/۴۳	۱/۵۳	۱/۶۴	۱/۷۴
دسامبر	-۲/۴۹	-۲/۳۹	-۲/۲۹	-۲/۱۹	-۲/۰۹	-۱/۹۸

جدول ۶- محاسبه آزمون کولموگروف اسمیرنوف برای دو ایستگاه مورد مطالعه

ایستگاه	مقدار احتمال آزمون کولموگروف اسمیرنوف	درصد اطمینان	فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها
کرمانشاه	۰/۱۱۳	۰/۹۵	تأیید می‌شود
کنگاور	۰/۲۰۸	۰/۹۵	تأیید می‌شود

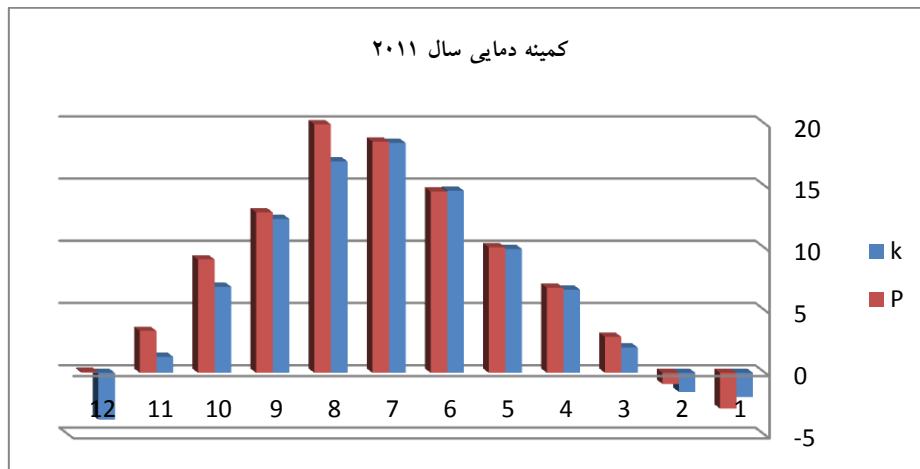
برای صحت‌سنجی آزمون ARIMA، تفاضل داده‌های ثبت شده و پیش‌بینی شده سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ هر دو ایستگاه کرمانشاه و کنگاور را با استفاده از آزمون میانگین مربعات خطا محاسبه نموده و مقادیر به دست آمده در (جدول ۷ و ۸) ارائه گردیده و نمودارهای ۱۵ تا ۱۸ تغییرات داده‌های ثبت شده و پیش‌بینی شده را نشان می‌دهند.

جدول ۷- اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ ایستگاه کرمانشاه

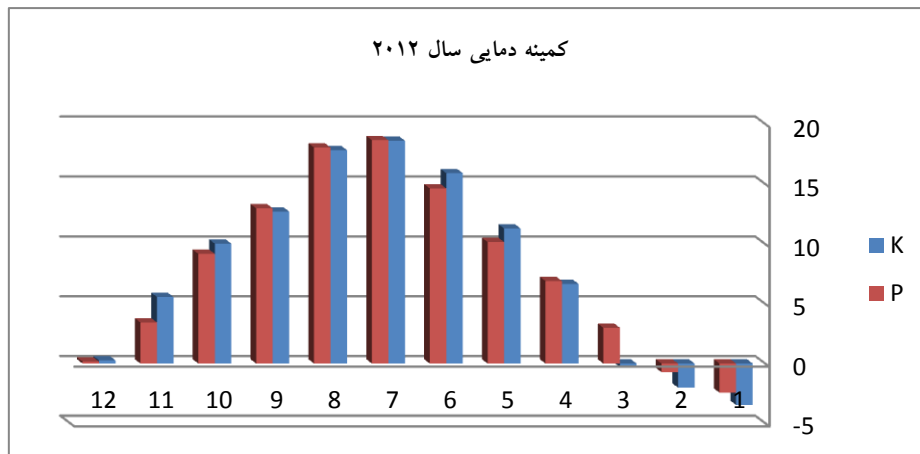
ماه	مقادیر ثبت شده سال ۲۰۱۱	مقادیر پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۱	اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۱	مقادیر ثبت شده سال ۲۰۱۲	مقادیر پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۲	اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۲
ژانویه	-۱/۹۵	-۲/۸۷	۰/۹۲	-۳/۴۷	-۲/۴۴	-۱/۰۳
فوریه	-۱/۵۳	-۰/۹۰	-۰/۶۳	-۲/۰۲	-۰/۷۲	-۱/۳
مارس	۲/۰۳	۲/۸۸	-۰/۸۵	-۰/۲۹	۲/۹۹	-۳/۲۸
آوریل	۶/۶۷	۶/۸۲	-۰/۱۵	۶/۶۷	۶/۹۱	-۰/۲۴
می	۹/۹۴	۱۰/۰۸	-۰/۱۴	۱۱/۲۹	۱۰/۱۶	۱/۱۳
ژوئن	۱۴/۶۳	۱۴/۵۶	۰/۰۷	۱۵/۹۰	۱۴/۶۳	۱/۲۷
ژوئیه	۱۸/۴۷	۱۸/۵۷	-۰/۱	۱۸/۶۰	۱۸/۶۵	-۰/۰۵
اگوست	۱۶/۹۸	۱۹/۹۷	-۲/۹۹	۱۷/۸۱	۱۸/۰۴	-۰/۲۳
سپتامبر	۱۲/۳۶	۱۲/۸۹	-۰/۵۳	۱۲/۷۰	۱۲/۹۷	-۰/۲۷
اکتبر	۶/۹۰	۹/۱۰	-۲/۲	۱۰/۰۳	۹/۱۸	۰/۸۵
نوامبر	۱/۲۹	۳/۳۶	-۲/۰۷	۵/۵۷	۳/۴۴	۲/۱۳
دسامبر	-۳/۷۵	۰/۰۸	-۳/۸۳	۰/۲۶	۰/۱۶	۰/۱

بر اساس جداول و نمودارها در سال ۲۰۱۱ در هر دو ایستگاه مورد مطالعه ماه ژوئن کم‌ترین تفاضل بین داده‌های ثبت شده و پیش‌بینی شده را دارد و ماه دسامبر دارای بیشترین تفاضل است که نشانگر تغییری خارج از روند در ماه دسامبر در هر دو ایستگاه می‌باشد. اما در سال ۲۰۱۲ در هر دو ایستگاه کرمانشاه و کنگاور ماه مارس دارای بیشترین تفاضل بین داده‌های ثبت شده و پیش‌بینی شده می‌باشد که می‌تواند بیانگر یک تغییر روند در ماه مارس در هر دو ایستگاه باشد ولی در سال ۲۰۱۲ در ایستگاه کرمانشاه ماه ژوئیه دارای کم‌ترین تفاضل و در ایستگاه کنگاور ماه اکتبر کم‌ترین تفاضل را دارد.

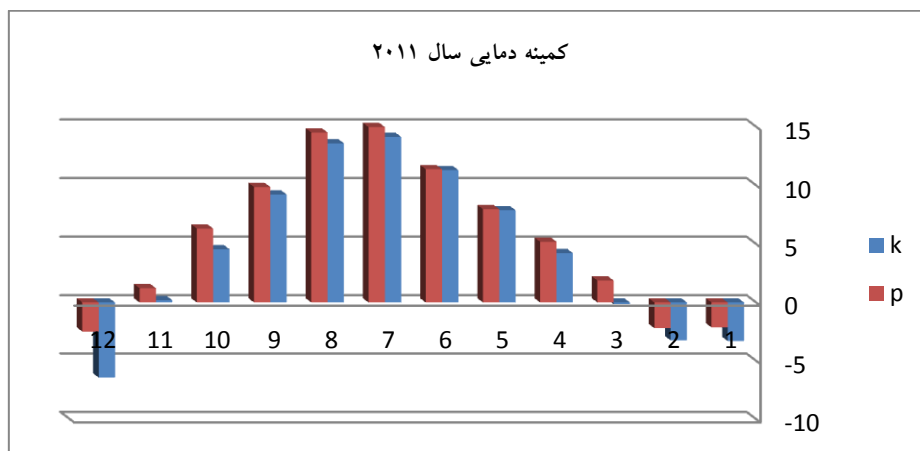
به طور کلی تفاضل داده‌ها ثبت شده و پیش‌بینی شده در هر دو ایستگاه و در هر دو سال ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ بین $-۳/۹۴$ و $+۰/۰۵$ درجه می‌باشد و تقریباً در ۸۰ درصد ماه‌ها تفاضل کم‌تر از ۱ درجه بوده و در اکثر ماه‌ها این تفاضل منفی است، یعنی داده‌های ثبت شده کم‌تر از داده‌های پیش‌بینی شده هستند. در نمودارهای ۱۵ تا ۱۸ مقادیر ثبت شده و P مقادیر پیش‌بینی شده را نمایش می‌دهند.



شکل ۱۵: نمودار اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۱ ایستگاه کرمانشاه



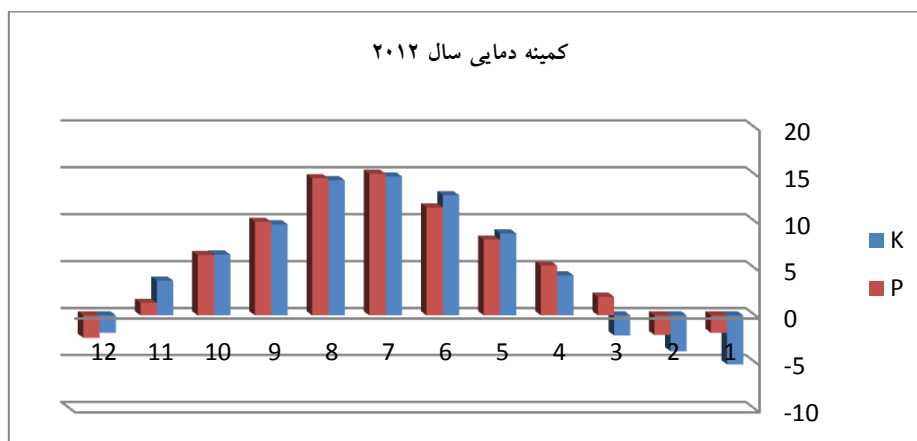
شکل ۱۶: نمودار اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۲ ایستگاه کرمانشاه



شکل ۱۷: نمودار اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۱ ایستگاه کنگاور

جدول ۸- اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ ایستگاه کنگاور

ماه	مقادیر ثبت شده سال ۲۰۱۱	مقادیر پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۱	اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۱	مقادیر ثبت شده سال ۲۰۱۲	مقادیر پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۲	اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۲
ژانویه	-۳/۳	-۲/۱۳	-۱/۱۷	-۵/۲۳	-۱/۸۶	-۳/۳۷
فوریه	-۳/۲۵	-۲/۲۰	-۱/۰۵	-۳/۸۳	-۲/۱۰	-۱/۷۳
مارس	-۰/۱۴	۱/۸۸	-۲/۰۲	-۲/۱۴	۱/۹۸	-۴/۱۲
آوریل	۴/۲۲	۵/۱۹	-۰/۹۷	۴/۲۵	۵/۲۹	-۱/۰۴
می	۷/۸۸	۷/۹۷	-۰/۰۹	۸/۷۳	۸/۰۷	۰/۶۶
ژوئن	۱۱/۳	۱۱/۳۸	-۰/۰۸	۱۲/۸۰	۱۱/۴۸	۱/۳۲
ژوئیه	۱۴/۱۴	۱۴/۹۸	-۰/۸۴	۱۴/۷۹	۱۵/۰۹	-۰/۳
آگوست	۱۳/۵۹	۱۴/۵۱	-۰/۹۲	۱۴/۴۰	۱۴/۶۱	-۰/۲۱
سپتامبر	۹/۲۲	۹/۸۶	-۰/۶۴	۹/۷۰	۹/۹۶	-۰/۲۶
اکتبر	۴/۵۵	۶/۳۲	-۱/۷۷	۶/۴۸	۶/۴۳	۰/۰۵
نوامبر	۰/۲	۱/۲۳	-۱/۰۳	۳/۷۰	۱/۳۳	۲/۳۷
دسامبر	-۶/۴۳	-۲/۴۹	-۳/۹۴	-۱/۸۵	-۲/۳۹	۰/۵۴



شکل ۱۸: نمودار اختلاف مقادیر ثبت شده و پیش‌بینی شده سال ۲۰۱۲ ایستگاه کنگاور

نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از این پژوهش بیانگر این مهم است که مقادیر کمینه دمای سالانه و ماهانه نیمه شرقی استان کرمانشاه با شیب نسبتاً ملایمی در حال افزایش می‌باشد. در روندیابی تغییرات کمینه دمایی در ایستگاه‌های مورد مطالعه، نتایج نمودارهای خطی، یک روند افزایشی کمینه دمایی را نشان می‌دهند اما نوع روند، مدل مشخصی را ارائه نمی‌کند.

نتایج آزمون من کندال نیز نشان داد که روند کمینه دمایی برای داده‌های سالانه با احتمال $0/95$ تأیید می‌شود و بررسی نمودارهای 'iii' بیانگر وجود یک روند افزایشی کمینه دمایی است که از سال‌های قبل این افزایش در نیمه شرقی استان کرمانشاه آغاز گشته و همچنان با یک روند مشخص و ملایم ادامه دارد. نتایج حاصل از تحلیل و مدل‌سازی کمینه دمایی ماهانه دو ایستگاه سینوپتیک مورد مطالعه با استفاده از مدل‌های آماری نشان داد که مدل آریمای فصلی یا الگوی $(1, 1, 0)$ $(0, 0, 1)$ SARIMA با داشتن کم‌ترین مقدار جذر میانگین خطا می‌تواند به عنوان الگوی مناسب برای پیش‌بینی مقادیر آتی دمای ماهانه ایستگاه‌های مورد مطالعه انتخاب شود. بررسی روند داده‌های کمینه دمای ماهانه ایستگاه‌های مورد مطالعه، اثبات می‌کند که الگوهای متناوب و مشخص در روند داده‌ها در مقیاس سالانه مشاهده نشده است اما تغییرات نسبتاً منظم فصلی در سری زمانی مورد مطالعه به دست آمد. ناپایداری سری داده‌های کمینه دمای ماهانه ایستگاه‌های مورد مطالعه، وجود تغییرات فصلی در سری زمانی داده‌ها را نشان می‌دهد و به همین سبب است که مدل آریمای فصلی (SARIMA)، برای داده‌های کمینه دمای ماهانه ایستگاه‌های مورد مطالعه برازش بهتری دارد، نتایج صحت سنجی آزمون ARIMA به طور کلی نشان می‌دهد که داده‌های پیش‌بینی شده بیش‌تر از داده‌های ثبت شده می‌باشد، همچنین در ماه‌های گرم تفاضل بین داده‌های ثبت شده و پیش‌بینی شده کم‌تر از ماه‌های سرد می‌باشد که می‌تواند بیانگر تغییرات خارج از روند داده‌ها یا حاکی از ضعف مدل در پیش‌بینی ماه‌های سرد باشد. این نتیجه با کار سن زکایی (۱۹۸۸) که روش مدل‌سازی آریما را معتبرترین روش برای بررسی تغییرات اقلیمی به‌ویژه دما می‌داند همسو است. خردمندنیا و عساکره (۱۳۸۰) در زمینه برآورد روند دمای جاسک با برازش $(1, 0, 2)$ ARIMA در زمینه پیش‌بینی دمای هوا با سری زمانی تحقیق انجام داده‌اند. محمدی (۱۳۸۷) به بررسی روند تغییرات دما در جنوب شرق ایران پرداخت، و مدل آریمای فصلی (ساریما) را بهترین مدل برازش برای پیش‌بینی و مطالعه تغییرات دمایی می‌داند.

منابع

- امیری، آزیتا (۱۳۸۴)، «بررسی و پیش‌بینی تغییر اقلیم شهر رشت»، *نشریه‌ی خشکی و خشکسالی کشاورزی*، شماره ۱۵، صص ۱۱-۱.
- تابش، مسعود؛ دینی، مهدی؛ خوش خلق، علی جعفر؛ زهرایی، بنفشه (۱۳۸۷)، «برآورد مصرف روزانه آب تهران با استفاده از سری‌های زمانی»، *مجله تحقیقات منابع آب ایران*، شماره ۱۱، صص ۷۶-۶۲.
- جهانبخش، سعید؛ بابا پور باصر، علی‌اکبر (۱۳۸۲)، «بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریما (ARIMA)»، *فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*، شماره ۳، صص ۳۴-۴۶.
- خردمندنیا، محمد؛ عساکره، حسین (۱۳۸۰)، «الگوسازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک»، *سومین سمینار احتمال و فرآیندهای تصادفی*، ۴ شهریور ۱۳۸۲، دانشگاه اصفهان، واحد خوانسار.
- شکیبا، هانیه (۱۳۸۹)، «بررسی و پیش‌بینی کمینه دمایی سالانه و ماهانه با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی، مورد: منطقه کرج»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده جغرافیای و برنامه‌ریزی محیطی، دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- عساکره، حسین؛ غیور، حسنعلی (۱۳۸۲)، «تغییرات دمایی کره زمین طی سده گذشته»، *سومین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم*، ۲۹ مهر تا ۱ آبان ۱۳۸۲، اصفهان.
- فرج‌زاده، منوچهر (۱۳۸۶)، «تکنیک‌های اقلیم‌شناسی»، تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، ۲۸۷ ص.
- فرشادفر، عزت‌الله (۱۳۸۱)، «اصول و روش‌های آماری»، جلد دوم، کرمانشاه، انتشارات طاق بستان، ۷۳۳ ص.
- قائمی، هوشنگ؛ عساکره، حسین (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.
- کوچکی، علیرضا؛ نصیری محلاتی، مهدی؛ غلامعلی کمالی (۱۳۸۶)، «مطالعه‌ی شاخص‌های هواشناسی ایران در شرایط تغییر اقلیم»، *مجله پژوهش‌های زراعی ایران*، شماره ۱، صص ۱۳۴-۱۱۵.
- محمدی، ام‌البنین (۱۳۸۷)، «بررسی روند تغییرات دما در جنوب شرق ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی، دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- دوگلاس. سی. م؛ لینود، ا؛ جانسون، جان؛ گاردینر، اس (۱۳۷۳)، «پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی»، (ترجمه محمد تقی فاطمی قمی)؛ تهران، نشر دانش امروز.

- Anthony, C. A., Juddy, N., (2004), "The influence of Climate Variability and Climate Change on agricultural Production in Nigeria", EMS annual Meeting abstracts, Vol 1. P.449.
- Barry, R. G., (2001), "Synoptic and Dynamic Climatology", London, **Routledge**, P. 620.
- Bloutsos, A. A., (2001), "Arima modeling of mean Temperature at the 1000/500 hpa layer over Europe", [on line]: www.edu.pl/Zinied2w/paper009.Htm1.
- 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.
- Martin, M., (1999), "Analysis and modelling of time series of surface wind speed and direction", **Information Journal of Climatology**, 19: 197-209
- Sen, Z., (1998), "Small Sample Estimation of the Variance of Time Average in Climat TimeSeries", **International Journal of Climatology**, 16: 463- 477.