

ارزیابی مدل‌های سری زمانی به منظور برآورد متوسط دمای ماهانه در ایستگاه‌های سینوپتیک قدیمی ایران طی دوره آماری ۱۹۷۷-۲۰۰۵

صفر معروفی^{۱*}، صبا سقائی^۲، فرناز ارشادفتح^۳ و بهناز ختار^۴

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۷/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۱۹

^۱ - استاد گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا همدان

^{۲-۳-۴} - دانشجویان کارشناسی ارشد آبیاری و زهکشی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا همدان

*مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: smarofi@yahoo.com

چکیده

با توجه به تأثیر دما در شرایط اقلیمی هر منطقه و اهمیت پیش‌بینی آن در برنامه‌ریزی‌های محیطی، استفاده از روش‌های آماری به منظور مطالعه تغییرات و پیش‌بینی دما، کاربرد وسیعی پیدا کرده است. روش‌های آماری ابزارهایی کارآمد و مفید برای درک و ارزیابی رفتار اقلیم به‌شمار می‌روند. از الگوهای آماری پرکاربرد در این زمینه، می‌توان به الگوهای خانواده آریما اشاره نمود. در این الگوی آماری مقادیر براساس رفتارهای گذشته مدل‌سازی شده و سپس پیش‌بینی می‌شوند. در پژوهش حاضر، با استفاده از مدل‌های خانواده آریما، ابتدا با بررسی وجود یا عدم وجود روند و ارزیابی توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) در دوره آماری (۱۹۷۷-۲۰۰۵)، مدل‌های سری زمانی مختلف به داده‌های میانگین دمای ماهانه در ایستگاه‌های سینوپتیک ایران برازش داده شد. سپس با استفاده از معیار آکائیک و بیزی شوارز بهترین مدل از میان مدل‌های به‌کار گرفته شده برای هر ایستگاه انتخاب گردید. نتایج این مطالعه بیانگر قابلیت مدل‌های غیر فصلی آریما برای تعیین روند پارامتر دما در گستره ایران می‌باشد. به کمک الگوهای آماری بدست آمده برای هر ایستگاه می‌توان پارامتر دما را در مقیاس ماهانه در دوره‌های آتی پیش‌بینی نمود.

واژه‌های کلیدی: آریما، ایران، دما، سری زمانی

Evaluating Time Series Models to Estimate Monthly Temperature of Iran's Old Synoptic Stations During 1977-2005

S Marofi ^{*1}, S Saghaei ², F Ershadfath ³ and B Khatar ⁴

Received: 15 October 2013, Accepted: 8 February 2014

¹- Prof., Dept. of Water Eng., Faculty of Agric., Bu-Ali Sina University, Iran

²⁻³⁻⁴ M.Sc. Students, Dept. of Water Eng., Faculty of Agric., Bu-Ali Sina University, Iran

* Corresponding Author Email: smarofi@yahoo.com

Abstract

Noting the temperature effect on climate of any region and its importance in environmental planning, using statistical methods to study and predict the changes of temperature has a wide application. Statistical methods are considered as useful and efficient tools to evaluate and understand the climate's behaviors. The ARIMA family models can be mentioned as a group of the widely used statistical models, which are capable of modeling and forecasting the climatic data, based on their past behaviors. In the present study, initially different time series' models were fitted to the monthly temperature data of Iran considering the existence and lack of trend and evaluating the autocorrelation and partial autocorrelation functions for the period 1977-2005. Then the optimum model was selected using the AIC and SBC criteria for each station. The results showed that annual time series' models can be used for simulating and predicting the monthly temperature parameter.

Keywords: ARIMA, Iran, Temperature, Time series

مقدمه

صورت آهنگ گرم شدن ایران چهار برابر سرعت گرمایش جهانی بوده است (مسعودیان ۱۳۸۷). مدل‌سازی سری زمانی ابزار قدرتمندی در خصوص طراحی، مدیریت و تصمیم‌گیری در منابع آب و بررسی نوسانات اقلیمی می‌باشد. مدل‌های سری زمانی به‌منظور تولید داده و پیش‌بینی داده‌های هیدرولوژیکی به‌صورت گسترده مورد استفاده قرار گرفته‌اند؛ در این رابطه می‌توان به استفاده از مدل‌های خانواده آریمای در بررسی و پیش‌بینی نوسانات آب

دما یکی از عمده‌ترین و اساسی‌ترین عناصر اقلیمی است که به‌علت اهمیت آن از دیرباز مورد توجه اقلیم‌شناسان بوده است. تغییرات دمایی از اواخر قرن ۱۹ و آغاز قرن ۲۰ یکی دیگر از دلایل عمده توجه به این عنصر اقلیمی به‌شمار می‌رود (بی‌نام ۲۰۰۱). بررسی‌ها نشان داده که دمای شبانه‌روزی ایران نسبت به پنجاه سال گذشته یک درجه سانتی‌گراد گرم‌تر شده این در حالی است که افزایش دمای جهانی حدود ۰/۵ درجه سانتی‌گراد در هر صد سال برآورد شده است. در این

تبخیر را برای ایستگاه اصفهان تعیین و با برازش مدل-های سری زمانی مناسب، داده‌ها را در ماه‌های آینده پیش‌بینی و با روند داده‌ها در گذشته مقایسه نمودند.

زکایی (۱۹۹۸) با تأکید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی، بیان نمودند که به دلیل وجود خودهمبستگی در داده‌های اقلیمی نظیر دما روش مدل-سازی ARIMA از معتبرترین روش‌های مورد بررسی تغییرات اقلیمی است. میسرا و دیسای (۲۰۰۵) با استفاده از مدل‌های ARIMA و SARIMA و همچنین با استفاده از شاخص SPI به پیش‌بینی خشکسالی در حوضه آبریز رودخانه کانزاباتی در هند اقدام نمودند و به این نتیجه رسیدند که مدل‌های سری زمانی برازش مناسبی بر مشاهدات را نشان می‌دهند. مارنگو و کامارگو (۲۰۰۸) پس از بررسی سری‌های زمانی دماهای حداکثر و حداقل طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۶۰ در جنوب برزیل دریافتند که روند دمای حداقل در ایستگاه-های جنوب برزیل روند افزایشی معنی‌دار داشته، این در حالی است که روند دمای حداکثر دارای شیب ملایم افزایشی معنی‌دار می‌باشد. مطالعات دیگری نیز به-منظور بررسی روند دما با استفاده از سری‌های زمانی در نقاط مختلف جهان انجام شده است که تمامی این مطالعات به مناسب بودن روش‌های سری زمانی در بررسی‌های روند دمای هوا تأکید داشته‌اند؛ از جمله این مطالعات می‌توان به پژوهش‌های کارل و همکاران (۱۹۸۸) و دگانتانو (۱۹۹۶) در امریکا، استبان و رودریگو (۱۹۹۵)، سرا و همکاران (۲۰۰۱)، دل ریو و همکاران (۲۰۰۷) در اسپانیا، و بیگ و گلوویکی (۲۰۰۲) در لهستان، برونٹی و همکاران (۲۰۰۰) در ایتالیا، سو و همکاران (۲۰۰۶) در چین، گادگیل و دورد (۲۰۰۵) و دورد و گادگیل (۲۰۰۹) در هند اشاره نمود.

با توجه به اهمیت پارامتر دمای هوا در مطالعات اقلیمی و همچنین تأثیر انکارناپذیر این پارامتر بر فعالیت‌های انسانی و فرآیندهای طبیعی از جمله تأمین منابع آبی هر ناحیه، هدف این مطالعه بررسی روند تغییرات دمایی خصوصاً در گستره ایران که دارای یک اقلیم خشک و نیمه خشک می‌باشد، در نظر گرفته شده است. از این رو در پژوهش حاضر سعی شده است تا

زیرزمینی شیراز (افلاطونی و مردانه ۲۰۱۱) اشاره نمود. برآورد داده‌های مفقود شده و تطویل داده‌های هیدرولوژیکی نیز از دیگر کاربردهای روش‌های سری-زمانی می‌باشد (سالاس ۱۹۹۳). از جمله مدل‌های سری زمانی می‌توان به زنجیره مارکف، الگوسازی در خانواده آریمای و آرما اشاره نمود (بروکول و دیویس ۲۰۰۲). در مواقعی که طول سری‌ها کوتاه باشد و از نظر صرف زمان و هزینه محدودیت وجود داشته باشد، استفاده از مدل‌های خانواده آریمای ارجح است. مهمترین ویژگی این مدل این است که در آن به پارامترهای زیادی برای توصیف سری زمانی نیاز نیست (موندال و واسیمی ۲۰۰۶). مبانی نظری الگوهای خانواده آریمای، اولین بار به وسیله باکس و جنکینز (۱۹۷۶) مطرح گردید. بختیاری (۱۳۸۴) در پژوهشی با استفاده از آمار

۲۹ سالانه دما و بارندگی و با کاربرد روش‌های سری زمانی، روند زمانی دما و بارندگی شهر کرمان را بررسی نمود. نتایج این مطالعه حاکی از آن بود که بارندگی در فصل پاییز دارای روند افزایشی و در سه فصل دیگر روند کاهشی دارد. عساکره (۱۳۸۸) در پژوهشی در دوره آماری ۲۰۰۵-۱۹۵۱، مدل‌های مختلف سری زمانی ARIMA را به داده‌های سالانه دما در ایستگاه تبریز به منظور بررسی دمای سالانه هوا برازش داد؛ نتایج نشان داد که مدل $ARIMA(0,1,2)$ بهترین مدل سری زمانی برآورد دمای سالیانه تبریز در دوره آماری مورد مطالعه می‌باشد. در نهایت، بر اساس مدل برازش یافته، دمای ۲۰ سال آینده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای شهر تبریز پیش‌بینی شد. جلالی و کارگر (۱۳۹۰) در پژوهشی رفتارهای بلندمدت و دوره‌ای نوسانات دمای شهر بوشهر را طی دوره آماری (۲۰۰۵-۱۹۵۱) مورد ارزیابی و بررسی قرار دادند و از میان مدل‌های برازش داده شده الگوی $(1,1,0)$ ARIMA را به عنوان مدل مناسب انتخاب نمودند و بر اساس مدل بهینه پیش‌بینی دما برای ۲۰ سال آینده با بازه اطمینان ۹۵ درصد صورت گرفت.

دودانگه و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از آزمون تحلیل روند من‌کنندال، روند عمومی پارامترهای ساعات آفتابی، دمای هوا، سرعت باد، درصد رطوبت نسبی و

داده‌های مورد استفاده

به منظور ارزیابی عملکرد سری‌های زمانی پارامتر دمای هوای ماهانه در گستره ایران، از اطلاعات دما در دوره آماری ۲۹ ساله (۲۰۰۵-۱۹۷۷) ثبت شده در ایستگاه‌های سینوپتیک کشور استفاده گردیده است. برای ارزیابی سری‌های زمانی به دوره آماری بلند مدت نیاز می‌باشد از سوی دیگر طولانی در نظر گرفتن دوره آماری سبب گردید که تعداد زیادی از ایستگاه‌های سینوپتیک و اقلیم شناسی کشور در این پژوهش حضور نداشته باشند. با توجه به آنچه ذکر گردید تعداد ۴۰ ایستگاه سینوپتیک در گستره ایران انتخاب گردید. موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه در شکل ۱ ارائه شده است. خلاءهای آماری موجود در بین داده‌های دمای ماهانه ایستگاه‌ها با توجه به روند زمانی موجود در سری داده‌ها و با استفاده از روش همبستگی بین ایستگاه‌ها توسط نرم‌افزار SPSS-16 بازسازی گردید. کلیه تجزیه و تحلیل‌های آماری مربوط به برازش بهترین مدل سری زمانی در نرم‌افزار Minitab-14 و در سطح اطمینان ۹۵ درصد انجام گرفت.

مدل‌های سری زمانی به منظور پیش‌بینی دما در ایستگاه‌های سینوپتیک ایران مورد ارزیابی قرار گرفته و مناسب‌ترین مدل، با توجه به شرایط اقلیمی هر ایستگاه انتخاب گردد. پیش آگاهی از دمای ماهانه در ایستگاه‌های مورد مطالعه می‌تواند مدیریت صحیح منابع آب را نیز در بخش‌های مختلف بهبود بخشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

کشور ایران در محدوده ۲۵/۰۵ تا ۳۹/۷۸ درجه عرض شمالی و ۴۴/۰۵ تا ۶۳/۳ درجه طول شرقی واقع شده است. ارتفاع متوسط ایران از سطح دریا در حدود ۱۲۰۰ متر می‌باشد. متوسط دمای سالانه در حدود ۱۸ درجه سانتی‌گراد می‌باشد. پست‌ترین نقطه داخلی کشور با ارتفاع ۵۶ متر در دشت لوت و بلندترین آن قله دماوند با ارتفاع ۵۶۱۰ متر در میان رشته کوه‌های البرز قرار دارد. میانگین بارش سالانه کشور در حدود ۲۵۴ میلی‌متر می‌باشد. از نظر خصوصیات زمین‌شناسی، سرزمین ایران فلات نسبتاً مرتفعی است که در بخش میانی کمربند چین خورده آلپ- هیمالیا قرار دارد.



شکل ۱- موقعیت منطقه و ایستگاه‌های مورد مطالعه.

سری‌های زمانی

در یک تقسیم‌بندی کلی سری‌های زمانی به دو رده فصلی و غیرفصلی تقسیم می‌شوند. منظور از سری‌های زمانی فصلی آن است که روند تغییرات پارامتر به صورت تناوبی تکرار می‌شود. هر یک از

رده‌های فوق خود به دو گروه ایستا و نایستا نیز تقسیم می‌شوند:
الف) مدل‌های غیر فصلی ایستا که شامل:
۱) مدل تصادفی خودهمبسته $AR(p)$ (که اساس آن بر پایه زنجیره مارکوف بنا شده است)،

کوواریانس نیز خواهد بود. بطوری‌که در بخش قبل نشان دادیم، تابع الگوی آریمای به زمان وابسته است. برای فرآیند نایستای همگن، می‌توان از تفاضلی کردن، جهت رسیدن به فرآیند ایستا استفاده نمود. یعنی گرچه سری اولیه Z_t نایستاست، ولی سری تفاضلی شده‌ی آن $W_t = (1-B)Z_t$ ایستاست، که آن را با یک فرآیند ARMA، می‌توان نشان داد.

$$\phi(B)W_t = \theta(B)a_t \quad [۲]$$

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) \quad [۳]$$

$$\theta(B) = 1 - (\theta_1 B + \dots + \theta_q B^q) \quad [۴]$$

سری‌های زمانی زیادی هستند که ایستا در میانگین ولی نایستا در واریانس هستند. برای حل این مشکل می‌توان از تبدیل توانی باکس و کاکس (۱۹۶۴) به‌منظور بر طرف کردن نایستایی در واریانس استفاده نمود.

تابع خودهمبستگی (ACF)^۲

روش برای بیان وابستگی زمان در ساختار یک سری زمانی می‌باشد. رابطه تابع خودهمبستگی (ACF) با تاخیر k به صورت رابطه زیر می‌باشد:

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{\text{Var}(Z_t)} \times \sqrt{\text{Var}(Z_{t+k})}} \quad [۵]$$

که در آن ρ_k : مقدار ضریب خودهمبستگی سری زمانی با تاخیر k .

Z_t و Z_{t+k} : به ترتیب مقادیر متغیرها با داده‌های سری زمانی در مرحله زمانی t و مرحله با تاخیر زمانی k می‌باشد.

تابع خودهمبستگی جزئی (PACF)^۳

همبستگی بین Z_t و Z_{t+k} بعد از این که وابستگی خطی مشترک متغیرهای Z_{t+1} و Z_{t+2} و ... و Z_{t+k-1} را حذف نماییم، منظور از این همبستگی، همبستگی شرطی زیر است، و معمولاً در تحلیل سری‌های زمانی، خودهمبستگی جزئی نامیده می‌شود.

$$\text{Corr}(Z_t, Z_{t+k}) \mid (Z_{t+1}, \dots, Z_{t+k-1}) \quad [۶]$$

(۲) مدل میانگین متحرک $MA(q)$ (بعد از تأخیر q قطع می‌شود. یعنی تابع خودهمبستگی آن برای مقادیر بزرگتر از q صفر خواهد بود).

(۳) مدل خودهمبسته-میانگین متحرک: $ARMA(p, q)$ (هرگاه دو مدل قبلی در یکدیگر ادغام شوند، مدل $ARMA$ با مرتبه‌های q و p تصادفی مربوط به زمان-های قبل از t برآورد می‌شود).

(ب) مدل غیر فصلی نایستا: مدل خودهمبسته-میانگین متحرک تلفیق شده: $ARIMA(p, d, q)$.

از آنجایی‌که برای استفاده از مدل‌های فوق باید فرآیند ایستایی برقرار باشد، بنابراین باکس^۱ و همکاران (۱۹۹۴) در شرایط نایستایی، مدل $ARIMA$ را با در نظر گرفتن مرتبه تفاضلی d ارائه نمودند. عدد d تعداد دفعاتی را که برای رساندن سری زمانی به نوعی تعادل آماری لازم است، نشان می‌دهد. همچنین p مرتبه ارتباط سری زمانی با گذشته خود و q مرتبه ارتباط سری با عوامل موثر ساخت آن را نشان می‌دهد (جهانبخش و باباپورباصر ۱۳۸۰).

بطور کلی سری تفاضلی شده $Z_t(1-B)^d$ از یک فرآیند ایستای $ARMA(p, q)$ پیروی می‌کند.

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t \quad [۱]$$

در رابطه ۱، $\phi_p(B)$ عملگر AR ، $\theta_q(B)$ عملگر MA ، θ_0 پارامتر روند قطعی و a_t که به جای Z_t به کار میرود نمادی است که باکس و همکاران (۱۹۹۴) برای یک فرآیند تصادفی محض با میانگین صفر به کار برده است. اگر $d=0$ ، فرآیند اولیه ایستاست. الگوی نایستای همگن حاصل در رابطه ۱ را یک الگوی اتورگرسیون تلفیق شده با میانگین متحرک از مرتبه (p, d, q) می‌نامند که به صورت $ARIMA(p, d, q)$ نشان داده می‌شود.

واریانس و اتوکوواریانس الگوهای آریمای

فرآیندی که ایستا در میانگین است، الزاماً ایستا در واریانس و اتوکوواریانس نیست. با وجود این، یک فرآیند نایستا در میانگین، نایستا در واریانس و

^۲ Auto Correlation Function

^۳ Partial Auto Correlation Function

^۱ Box

در رابطه ۹ منظور از O و S به ترتیب میانگین مقادیر مشاهده شده و شبیه سازی شده دمای ماهانه ایستگاه-ها و n تعداد داده‌ها می‌باشد.

۴) بررسی صحت مدل مناسب گزینش شده: بررسی میزان مناسبت مدل باید به گونه‌ای باشد که نسبت به انحرافات که احتمالاً رخ خواهند داد، حساس باشد. به منظور بررسی مناسبت مدل از روش تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش شده استفاده می‌گردد. تجزیه و تحلیل باقیمانده‌ها به کمک نمودارهای مربوط به باقیمانده‌ها و آزمون پرت-مانتو (باکس و جنکینز ۱۹۷۶) انجام می‌شود. به منظور تجزیه و تحلیل باقیمانده‌ها مراحل زیر صورت می‌گیرد:

الف) فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها: به منظور بررسی این فرض، نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌ها و هیستوگرام باقیمانده‌ها رسم می‌شود.

ب) بررسی فرض استقلال باقیمانده‌ها: بدین منظور، نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) بررسی می‌گردد.

ج) بررسی فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها: بررسی این فرض به کمک نمودار باقیمانده‌ها در برابر مقادیر برازش داده شده صورت می‌گیرد. لازم به ذکر است فرضیات فوق برای تمامی ایستگاه‌ها بررسی گردید و باقیمانده‌ها نرمال، مستقل از هم و دارای واریانس ثابت بودند.

د) رسم نمودار باقیمانده‌ها در برابر زمان: اگر مدل مناسب باشد، انتظار می‌رود این نمودار در اطراف سطح افقی صفر پراکندگی مستطیلی بدون روند را نشان دهد.

ر) آزمون پورت-مانتو: این آزمون بر مبنای خودهمبستگی‌های باقیمانده‌ها می‌باشد.

۵) پیش‌بینی: با استفاده از تبدیل باکس-کاکس، مقادیر سری داده‌های پیش‌بینی شده دمای ایستگاه‌ها تصحیح شدند. با توجه به معیارهای SBC و AIC بهترین مدل، مدلی است که دارای کمترین مقدار SBC و AIC باشد.

نتایج و بحث

که در آن Z_t : مقدار میانگین مربوط به متغیرها است. جهت تشخیص یک مدل آزمایشی باید حداقل ۵۰ مشاهده از سری مورد نظر در اختیار داشته باشیم (خرمی و بزرگ نیا ۱۳۸۶).

مراحل تشخیص مدل

۱) اولین گام در مدل‌سازی یک سری زمانی رسم نمودار داده‌ها بر حسب زمان می‌باشد. ناپایداری در واریانس، فصلی بودن یا نبودن و شناسایی داده‌های پرت^۱ را می‌توان از روی نمودار سری زمانی شناسایی کرد. همچنین صحت داده‌های پرت استفاده از روش باکس پلات در نرم‌افزار مینی‌تب نیز بررسی گردید. در پژوهش حاضر پس از حذف داده‌های پرت، مقادیر مفقود از طریق روابط رگرسیونی بین ایستگاه‌ها بازسازی گردیدند:

۲) روش مهم در تشخیص مدل، رسم نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) می‌باشد،

۳) گزینش بهترین الگو با استفاده از معیارهای زیر:

الف) معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC): اگر برای یک مجموعه داده چند مدل قابل قبول باشد، معمولاً ملاک انتخاب مدل بهتر بر مبنای آماره‌های خلاصه شده‌ای است که از باقی‌مانده‌های مدل‌های برازش شده محاسبه می‌شوند. فرمول ریاضی AIC به صورت زیر می‌باشد (آکائیک ۱۹۷۴).

[۷]

$$AIC = n \ln(MSE) + 2(p+q)$$

ب) معیار کوشی شوارز (SBC) که از فرمول ۸ قابل محاسبه می‌باشد.

[۸]

$$SBC = n \ln(MSE) + (p+q) \ln(n)$$

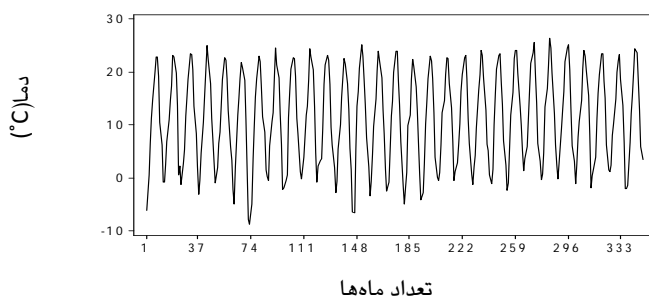
در روابط بالا MSE: میانگین مربعات خطا می‌باشد که از رابطه ۹ محاسبه می‌شود.

$$MSE = \left(\sum_{i=1}^n (O_i - S_i)^2 \right) / n \quad [۹]$$

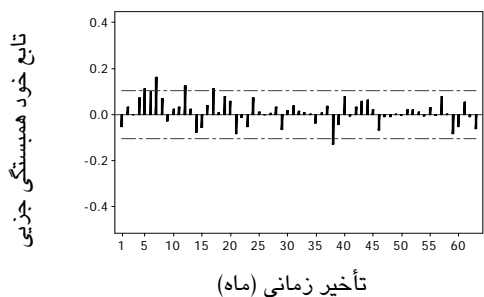
^۱ Outlier Data

روش مهم در تشخیص مدل، رسم نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) می‌باشد. شکل‌های ۳ و ۴ نمودارهای ACF و PACF سری زمانی ایستگاه ارومیه می‌باشد (در سطح اطمینان ۹۵ درصد). در این نمودارها مقادیر مدل‌سازی شده (با توجه به نتایج جدول ۱ برای تمامی ایستگاه‌ها) با مقادیر واقعی مقایسه گردیدند. نتایج مربوط به برآزش بهترین مدل برای هر یک از ایستگاه‌ها در جدول ۱ ارائه شده است. از ۴۰ ایستگاه سینوپتیک مورد مطالعه در ۱۵ ایستگاه مدل ARIMA(3,0,3) و در ۱۷ ایستگاه مدل ARIMA(2,0,2) بهترین مدل تشخیص داده شد.

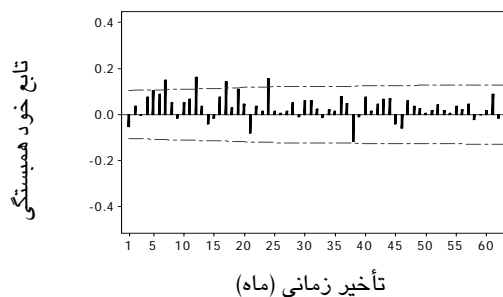
بررسی نمودارهای سری زمانی دمای ماهیانه کلیه ایستگاه‌های سینوپتیک مورد بررسی در دوره آماری (۱۹۷۷-۲۰۰۵)، نشان داد که روند داده‌های دما در کلیه ایستگاه‌ها فصلی نیست، به همین دلیل از مدل غیر فصلی آریما به منظور مدل‌سازی سری زمانی دمای ماهانه استفاده گردید. با توجه به آنکه مدل‌های احتمال سری زمانی برای سری‌های ایستا در میانگین و واریانس تعریف شده‌اند، لازم است که ابتدا ایستایی سری را بررسی شود. پس از بررسی نمودارهای سری زمانی ایستگاه‌های مورد مطالعه، نتایج نشان داد که سری‌های زمانی مورد بررسی ایستا می‌باشند. در شکل ۲ برای نمونه، نمودار سری زمانی ایستگاه ارومیه که ایستا در میانگین و واریانس می‌باشد، ارائه شده است.



شکل ۲- نمودار سری زمانی ایستگاه ارومیه.



شکل ۴- نمودار PACF ایستگاه ارومیه.



شکل ۳- نمودار ACF ایستگاه ارومیه.

جدول ۱- مدل‌های مختلف ARIMA برای پیش‌بینی دمای ایستگاه‌های منتخب ایران در دوره آماری (۱۹۷۷-۲۰۰۵).

ایستگاه	ARIMA	SBS	AIC
آبادان	ARIMA(2,0,2)	۱۴۱۸/۲۹	۱۴۰۲/۸۸
آباده	ARIMA(2,0,2)	۱۲۲۰/۱۵	۱۲۰۴/۷۴
اراک	ARIMA(3,0,2)	۱۳۱۷/۳۲	۱۲۹۸/۰۶

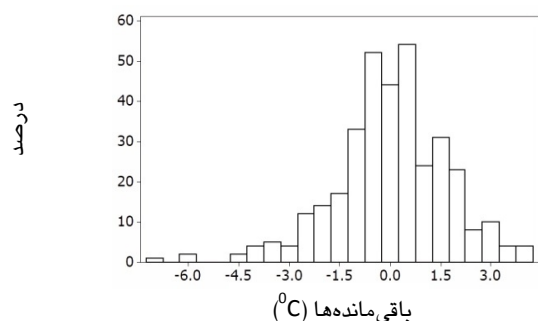
۱۲۲۹/۳۷	۱۲۴۴/۷۸	ARIMA(2,0,2)	اردبیل
۱۱۹/۵۰	۱۱۴۲/۶۱	ARIMA(3,0,3)	ارومیه
۱۲۲۴/۴۵	۱۲۴۷/۵۶	ARIMA(3,0,3)	اصفهان
۱۳۹۷/۱۵	۱۴۱۲/۵۶	ARIMA(2,0,2)	ایرانشهر
۱۲۱۹/۵۹	۱۲۳۵/۰۱	ARIMA(2,0,2)	بایلسر
۱۱۹۶/۰۷	۱۲۱۱/۴۸	ARIMA(2,0,2)	بجنورد
۵۶۸/۴۴	۲۲۱۵/۳۳	ARIMA(2,0,2)	بم
۱۳۱۶/۴۶	۱۳۳۹/۵۷	ARIMA(3,0,3)	بندرلنگه
۱۳۵۸/۱۳	۱۳۹۶/۶۸	ARIMA(2,0,1)	بندرعباس
۱۳۹۲/۹۰	۱۴۰۸/۳۱	ARIMA(2,0,2)	بوشهر
۱۳۸۹/۸۸	۱۴۰۵/۲۹	ARIMA(2,0,2)	بیرجند
۱۲۱۵/۱۱	۱۲۳۸/۲۲	ARIMA(3,0,3)	تبریز
۱۱۹۱/۷۸	۱۲۲۴/۸۷	ARIMA(3,0,3)	تربت حیدریه
۱۳۱۱/۶۵	۱۳۳۴/۷۷	ARIMA(3,0,3)	تهران
۱۳۷۷/۱۰	۱۳۸۸/۶۵	ARIMA(2,0,1)	چابهار
۱۳۳۱/۳۵	۱۳۴۶/۷۶	ARIMA(2,0,2)	خرم آباد
۲۷۹۶/۹۶	۱۲۶۵/۴۶	ARIMA(3,0,3)	خوی
۱۳۰۴/۹۹	۱۳۲۰/۴۰	ARIMA(2,0,2)	دزفول
۱۲۹۶/۵۹	۱۳۱۹/۷۱	ARIMA(3,0,3)	دوشان تپه
۱۲۱۴/۸۵	۱۲۳۰/۲۶	ARIMA(2,0,2)	رشت
۱۲۹۰/۹۵	۱۳۰۶/۳۶	ARIMA(2,0,2)	زاهدان
۱۱۹۰/۷۹	۱۲۱۳/۹۰	ARIMA(3,0,3)	زنجان
۱۳۱۱/۰۹	۱۳۲۶/۵۰	ARIMA(2,0,2)	سبزوار
۱۲۱۱/۸۰	۱۲۳۴/۹۱	ARIMA(3,0,3)	سقز
۱۳۰۸/۷۸	۱۳۳۱/۸۹	ARIMA(3,0,3)	سمنان
۱۱۹۰/۲۶	۱۲۲۱/۰۸	ARIMA(4,0,4)	سنندج
۱۲۶۴/۸۹	۱۲۸۰/۳۰	ARIMA(2,0,2)	شاهرود
۱۱۹۱/۱۷	۱۲۰۶/۵۸	ARIMA(2,0,2)	شرق اصفهان
۱۱۱۱/۱۹	۱۱۳۴/۳۰	ARIMA(3,0,3)	شهرکرد
۱۲۰۶/۲۹	۱۲۲۰/۴۰	ARIMA(2,0,2)	شیراز
۱۲۲۵/۸۰	۱۲۴۵/۰۶	ARIMA(3,0,2)	فسا
۱۵۱۸/۵۵	۱۵۲۲/۴۰	ARIMA(1,1,0)	کرمان
۳۸۶۴/۶۶	۳۸۸۰/۰۵	ARIMA(2,1,2)	کرمانشاه
۱۲۷۷/۱۶	۱۳۰۰/۲۷	ARIMA(3,0,3)	گرگان
۱۲۶۰/۲۱	۱۲۷۵/۶۲	ARIMA(2,0,2)	مشهد
۱۳۲۳/۵۱	۱۳۴۶/۶۲	ARIMA(3,0,3)	یزد
۱۱۴۰/۵۴	۱۱۶۳/۷۶	ARIMA(3,0,3)	همدان

آن (p و q) مقادیر پائین‌تری نسبت به بقیه داشته باشد (کارآموز و عراقی نژاد ۱۳۸۴).

جهت بررسی مناسبیت مدل، از روش تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش شده (به کمک

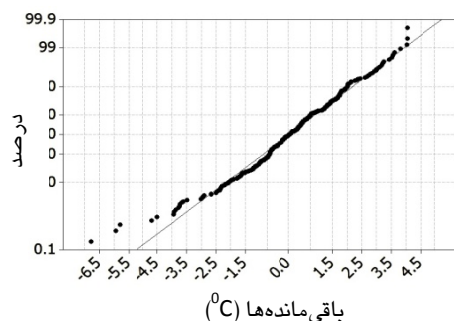
با توجه به معیارهای SBC و AIC بهترین مدل، مدلی است که دارای کمترین مقدار SBC و AIC باشد و در صورتیکه بین چندین مدل، این معیار مشابه باشد، طبق اصل امساک مدلی مناسب‌تر است که پارامترهای

همانطور که در شکل ۷ مشخص است پراکنش مستطیلی شکل نقاط، دلالت بر پذیرش فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها دارد. آزمون‌های فرض فوق برای تمامی ایستگاه‌ها بررسی که باقیمانده‌ها نرمال، مستقل و دارای واریانس ثابت بودند. به منظور بررسی عملکرد مدل طبق آزمون باقیمانده‌ها و با توجه به شکل‌های (۸ و ۹)، مقدار مانده‌های سری زمانی دمای ماهانه ناچیز بوده و تطبیق مناسب داده‌های اندازه‌گیری شده و پیش-بینی شده توسط مدل را نشان می‌دهد.

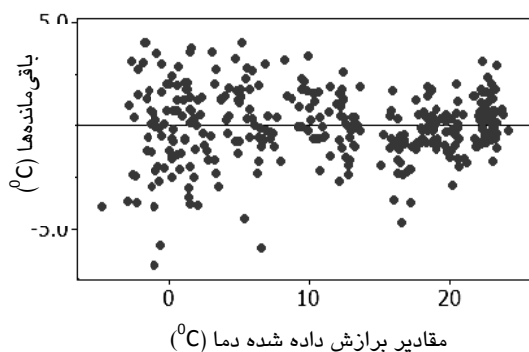


شکل ۶- نمودار هیستوگرام باقیمانده‌ها ایستگاه ارومیه.

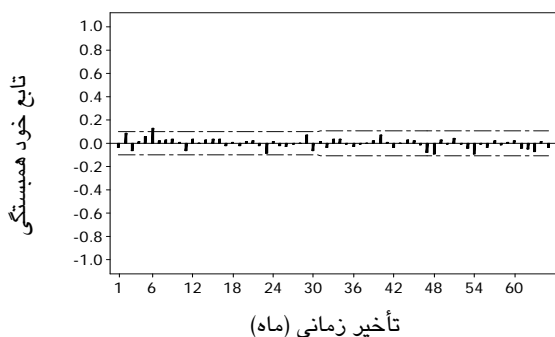
نمودارهای مربوط به باقیمانده‌ها) استفاده شد. بدین منظور، نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌ها و هیستوگرام باقیمانده‌ها رسم شد. شکل ۵ نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌ها و شکل ۶ نمودار هیستوگرام برای ایستگاه سینوپتیک ارومیه به عنوان نمونه آورده شده است. با توجه به این شکل، فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها تأیید می‌شود (در سطح احتمال ۹۵ درصد). در شکل ۷ نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش شده ایستگاه ارومیه آورده شده است.



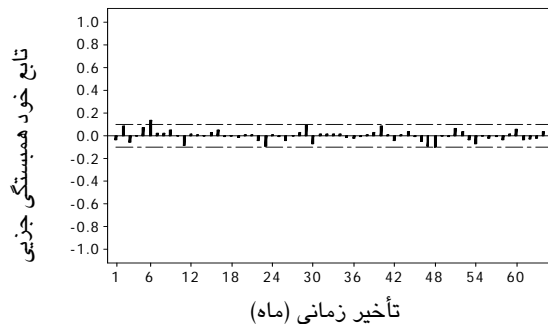
شکل ۵- نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌ها ایستگاه ارومیه.



شکل ۷- نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش شده ایستگاه ارومیه.



شکل ۱۰- نمودار ACF باقیمانده‌های



شکل ۹- نمودار PACF باقیمانده‌های

دمای ایستگاه ارومیه.

دمای ایستگاه ارومیه.

نتیجه‌گیری کلی

با توجه به وجود خلاهای آماری در بین داده‌های دمای اندازه‌گیری شده در ایستگاه‌های مختلف و نداشتن یک سری زمانی منسجم از داده‌ها، ناچار به استفاده از مدل‌سازی در ارائه یک روند مناسب و نزدیک به داده‌های اندازه‌گیری شده می‌باشیم. در این پژوهش به منظور یافتن روند بین داده‌های دمای ماهانه ایستگاه‌های سینوپتیک در گستره ایران، از مدل‌های سری زمانی استفاده گردید. در این بین روش آریمای با توجه به معیارهای خطاسنجی آکائیک و بیزی شوارز از دقت مناسبی در پیش‌بینی دما برخوردار بود. زکایی (۱۹۹۸) با تأکید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی، بیان نمودند که به دلیل وجود خودهمبستگی در داده‌های اقلیمی نظیر دما روش مدل‌سازی آریمای معتبرترین روش‌های مورد بررسی تغییرات اقلیمی است. تفاوت برخی از مدل‌های سری زمانی به دست آمده در برخی از ایستگاه‌های سینوپتیک در مطالعات گذشته با پژوهش حاضر می‌تواند به دلیل طول دوره آماری باشد. به طور مثال جهانبخش و باباپور باصر (۱۳۸۰) در پژوهش خود متوسط دمای ماهانه ایستگاه

تبریز را برای یک دوره آماری ۴۰ ساله (۱۹۵۹-۱۹۹۸) مورد بررسی قرار دادند که در دوره آماری مذکور مناسب بودن مدل فصلی-ضربی $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)$ را نتیجه گرفتند؛ در واقع این پژوهشگران در پژوهش خود نشان دادند که در طول این دوره از زمان پارامتر دمای هوای ماهانه ایستگاه تبریز، دارای تغییرات زمانی درون فصلی و بین فصلی می‌باشد؛ این در حالی است که در پژوهش حاضر برای ایستگاه تبریز در دوره آماری (۱۹۷۷-۲۰۰۵) مدل غیر فصلی $ARIMA(3,0,3)$ که دارای تغییرات بین دوره‌ای نمی‌باشد، مناسب تشخیص داده شد.

نتایج این پژوهش با نتایج جلالی و خنجر (۱۳۸۸)، عساکره (۱۳۸۸)، جلالی و کارگر (۱۳۹۰) که مدل‌سازی سری‌های زمانی دمای ماهانه برخی از ایستگاه‌های سینوپتیک ایران را بررسی نموده‌اند، مطابقت دارد. تحقیقات مذکور بر کارایی مدل $ARIMA$ تأکید داشته‌اند که نتایج به دست آمده در راستای نتایج پژوهش حاضر می‌باشد.

منابع مورد استفاده

- بختیاری ب، ۱۳۸۴. نگرش تحلیلی بر تغییر اقلیم بارندگی در دمای شهر کرمان. سومین کنفرانس تغییر اقلیم، ۲۱ و ۲۲ اردیبهشت. دانشگاه اصفهان.
- جلالی ع و خنجر س، ۱۳۸۸. بررسی نوسانات دمایی با استفاده از سری‌های زمانی و توزیع احتمالاتی. مجله پژوهشی فضای جغرافیایی، سال ۹، شماره ۲۷. صفحه‌های ۱۱۵ تا ۱۳۲.
- جلالی م کارگر ح، ۱۳۹۰. تحلیل مدل‌سازی آماری دمای ایستگاه بوشهر ۲۰۰۵-۱۹۵۱. فصلنامه علمی پژوهشی فضای جغرافیایی، سال ۱۱، شماره ۳۳. صفحه‌های ۱۴۹ تا ۱۷۳.
- جهانبخش س و باباپور باصر ع، ۱۳۸۰. بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریمای فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۵۷۸. صفحه‌های ۳۶ تا ۴۶.

- خرمی م و بزرگ نیا، ۱۳۸۶. تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی با نرم افزار MINITAB14 انتشارات سخن گستر. ۱۵۱ صفحه.
- دودانگه ا، عابدی کوپائی ج و گوهری ع ر، ۱۳۹۱. کاربرد مدل‌های سری زمانی به منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، علوم آب و خاک. سال شانزدهم. شماره ۵۹. صفحه‌های ۵۹ تا ۷۴.
- عساکره ح، ۱۳۸۸. الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۹۲. صفحه‌های ۳ تا ۲۴.
- کارآموز م. عراقی نژاد ش، ۱۳۸۴. هیدرولوژی پیشرفته. انتشارات دانشگاه امیر کبیر. ۱۳۲ صفحه.
- مسعودیان س ا و کاویانی م ر، ۱۳۸۷. اقلیم‌شناسی ایران. انتشارات دانشگاه اصفهان. ۲۶۵ صفحه.
- Aflatooni M and Mardaneh M, 2011. Time series analysis of ground water table fluctuations due to temperature and rainfall change in Shiraz plain International Journal of Water Resources and Environmental Engineering. 3(9):176-188.
- Akaike H, 1974. A looks at the statistical model identification. IEEE Trans Automatic Control AC. 19:716-732.
- Anonymous, 2001. The Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, USA 881pp.
- Box G and Cox D. R, 1964. An analysis of transformations, Journal Roy. Stat. 26: 211- 252.
- Box G, Jenkins G, 1976. Time Series Analysis: Forecasting and Control, Holden-Day, Sun Francisco. 575 pp.
- Box G, Jenkins G and Reinsel G, 1994. Time Series Analysis: Forecasting and Control, Third Edition, Holden-Day, Sun Francisco.
- Brockwell P, and Davis R, 2002. Introduction to Time Series and Forecasting. Springer, New York.
- Brunetti M, Buffoni L, Maugeri M and Nanni T, 2000. Trends in minimum and maximum daily temperatures in Italy from 1865 to 1996. Theoretical and Applied Climatology 66: 49-60.
- De Gaetano A, 1996. Recent trends in the maximum and minimum temperature due to greenhouse gases. Journal of Geophysical Research 95: 16617-16632.
- Del Rio S, Fraile R, Herrero L and Penas A, 2007. Analysis of recent trends in mean maximum and minimum temperatures in a region of the NW of Spain (Castilla y Leon). Theoretical and Applied Climatology 90: 1-12.
- Dhorde A and Gadgil AS, 2009. Long-term temperature trends at four largest cities of India during the twentieth century. Journal of Indian Geophysical Union 13 (2): 85-97.
- Esteban-Parra MJ and Rodrigo FS, 1995. Temperature trends and change points in the northern Spanish Plateau during the last 100 years. International Journal of Climatology 15: 1031-1042.
- Gadgil A. and Dhorde A, 2005. Temperature trends in twentieth century at Pune, India. Atmospheric Environment 35:6550-6556.
- Karl TR, Diaz, HF and Kukla G, 1988. its detection and effect in the United States climate record. Journal of Climate. 1: 1099-1123.
- Marengo JA and Camargo CC, 2008. Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960-2002. International Journal of Climatology 28: 893- 904.
- Mishra AK and Desai VR, 2005. Drought forecasting using stochastic models. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment. 19: 326-339.
- Mondal M and Wasimi S, 2006. Generating and forecasting monthly flows of the Ganges River with PAR model. Journal of Hydrology 323(1-4): 41-56.
- Salas J.D, 1993. Analysis and Modeling of hydrological Time Series, New York 72 PP.
- Serra C, Burgueno A and Lana X, 2001. Analysis of maximum and minimum daily temperatures recorded at Fabra observatory (Barcelona, NE Spain) in the period 1917-1998. International Journal of Climatology 21: 617-636.
- Su BD, Jiang T and Jin WB, 2006. Recent trends in observed temperature and precipitation extremes in the Yangtze River basin, China. Theoretical and Applied Climatology 83: 139-151.
- Wibig J and Glowicki B, 2002. Trends of minimum and maximum temperature in Poland. Climate Research 20: 123-133.
- Zekai S, 1998. Small sample Estimation of the variance of time average in climate time Series. International journal of Climatology 16: 463-477.