

مدل سازی و پیش بینی تغییرات بیشینه دمای شیراز برای دوره اقلیمی منتهی به سال ۱۴۰۰ خورشیدی

تقی طاووسی^۱، اکبر زهرایی^۲

۱- دانشیار آب و هواشناسی دانشگاه سیستان و بلوچستان

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد اقلیم شناسی دانشگاه سیستان و بلوچستان

چکیده

هدف اصلی از مدل سازی 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. مهم ترین هدف از تجزیه و تحلیل سری های زمانی یافتن روند تغییرات و پیش بینی آینده آن است. هدف پژوهش حاضر مطالعه و پیش بینی تغییرات بیشینه دمای شیراز برای دوره اقلیمی (۲۰۲۰-۲۰۱۱) با استفاده از مدل های باکس و جنکیز است. در ابتدای پژوهش برای جلوگیری از بایاس بودن مدل و همچنین صحت سنجی نهایی آن ده سال پایانی سری برای پیش بینی و بررسی صحت مدل کنار گذاشته شد. داده های سری مورد آزمون های ایستایی میانگین و واریانس قرار گرفت تا با ایجاد مرتبه در سری، نا ایستایی سری از بین رود. رفتار سالانه سری با استفاده از فیلتر بالا گذر (تفاضل گیری) حذف گردید و نمودارهای ACF و PACF سری تفاضل گیری شده مبنای تشخیص مدل قرار گرفت و روش ARIMA=(3,2,1) انتخاب شد. روش پژوهش انتخاب شده مورد برازش قرار گرفت و سپس مناسب آن از طریق تجزیه و تحلیل باقیمانده ها مورد آزمون قرار گرفت و صحت آن تایید گردید. سرانجام پس از طی مراحل متعدد و برازش جامع تر و با توجه به حداقل میانگین مربعات خطا روش انتخاب شده مورد آزمون پیش بینی قرار گرفت و نمونه اولیه که از سری جهت تست کنار گذاشته شده بود را پیش بینی نمود. همبستگی بین مقادیر واقعی و پیش بینی شده در سطح کامل بود. بنابراین رفتار آینده سری مورد پیش بینی قرار گرفت. بر این اساس، مقادیر بیشینه دمای شیراز برای سال ۲۰۲۰ بین ۲۵/۱ تا ۲۹/۶ و به طور میانگین ۲۷/۴ درجه سلسیوس پیش بینی شده است که نسبت به سال ۲۰۱۱ حدود ۰/۳ درجه افزایش خواهد داشت.

واژگان کلیدی: مدل سازی، پیش بینی، دما، شیراز، ARIMA

مقدمه

و تحلیل سری های زمانی یافتن مدل تغییرات و پیش بینی آینده آن است.

بررسی تغییرات زمانی اقلیم در قالب مدل های متعددی مانند مدل های روند، فصلی، دوره ای و تصادفی انجام می گیرد. بررسی تغییرات زمانی اقلیم در حیطه اقلیم سنجی قرار دارد. اقلیم سنجی بیشتر به معنای سنجش، اندازه گیری، تحلیل و پیش بینی کمی عناصر اقلیمی بکار می رود. آشکار سازی روند عناصر اقلیمی به کمک مطالعه سری زمانی عناصر اقلیمی ممکن است. سری زمانی، توالی اندازه گیری های مقادیر کمی در دوره های زمانی می باشد. دما به عنوان یکی از مهم ترین و تعیین کننده ترین عناصر اقلیمی، شاخص مناسبی برای ردیابی تغییرات اقلیم به شمار می آید. دما در چرخه انرژی، همراه با

در تعریفی کلی، مدل عبارت است از نمادی از واقعیت که مهم ترین ویژگی های دنیای واقعی را به صورت کلی و ساده بیان می دارد. مدل سازی تکنیکی نوین برای توصیف، تاریخ گذاری، بازآفرینی و پیش بینی است که در سطح وسیعی به وسیله اقلیم شناسان به کار گرفته شده است. در این شیوه، رویدادهای اقلیمی در شرایط کنترل شده و دنیای واقعی به اندازه و وضعیت دلخواه به تصویر در می آید. بدین ترتیب، درک پیچیدگی های سیستم اقلیم امکان پذیر می شود. هدف اصلی از مدل سازی 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. مهم ترین هدف از تجزیه

مدل آریما مورد بررسی قرار داد و توانست بارش ماهانه را برای ده سال پیش‌بینی کند. در کشور ایران، ترابی (۱۳۸۰) با استفاده از روش سری‌های زمانی و مدل آریما پنج ایستگاه شاخص را در پنج ناحیه اقلیمی ایران را در فاصله سال‌های ۱۹۵۱ تا سال ۱۹۹۵ مورد مطالعه قرار داده و نتیجه گرفته که مقادیر کمینه و بیشینه دما به جز مناطق نیمه خشک گرم ایران در سایر مناطق تغییر داشته‌اند. طاهری (۱۳۷۷) مدل‌بندی و پیش‌بینی دما و بارندگی یازده ایستگاه هواشناسی ایران را با استفاده از مدل اتورگرسیو میانگین متحرک ضربی تا پایان سال ۲۰۰۰ میلادی انجام داده است. جهانبخش و باباپور (۱۳۸۱) با استفاده از مدل آریما متوسط دمای ماهانه تبریز را برای یک دوره ۴۰ ساله بررسی کردند و بر اساس آن متوسط دمای ماهانه تبریز را تا سال ۲۰۱۰ میلادی پیش‌بینی کردند. جلالی و کارگر (۱۳۹۰) مدل‌سازی دمای سالانه ایستگاه بوشهر را با استفاده از مدل آریما انجام دادند و برای ۲۰ سال آتی با بازه اطمینان ۹۵ درصد تغییرات دما را پیش‌بینی نمودند. هدف پژوهش حاضر مدل‌سازی و پیش‌بینی تغییرات بیشینه دمای شیراز برای دوره اقلیمی آینده (۲۰۲۰-۲۰۱۱) با استفاده از مدل‌های باکس و جنکیز است.

مواد و روش

برای انجام پژوهش حاضر از داده‌های دمای بیشینه ایستگاه شیراز در دوره آماری ۱۹۵۱ تا ۲۰۱۰ استفاده شد بخشی از داده‌ها به عنوان باقیمانده سری برای آزمون نتایج مدل نهایی کنار گذاشته شد که پس از آزمایش مدل و صحت آن در برآورد میزان دما به سری اضافه می‌گردد. از آنجا که تحلیل سری زمانی در این پژوهش مبتنی بر تحلیل سری‌های زمانی گسسته در قلمرو زمان است، بنابراین بایستی داده‌ها در مرحله اول، دارای ویژگی‌های تداوم و غیر تصادفی باشند. بنابراین در ابتدا لازم است که غیر تصادفی بودن داده‌ها بررسی گردد. چنانچه داده‌ها تصادفی باشند باید از فرایند مدل‌سازی صرف نظر کرد. یکی از روش‌های آزمون. غیر تصادفی بودن

چرخه آب اثرهای انکارناپذیری بر فرایندهای انسانی و طبیعی (از جمله تأمین منابع آبی هر ناحیه) دارد و تغییرات آن در برنامه‌ریزی‌های زیست محیطی، اقتصادی و اجتماعی عامل تعیین کننده‌ای به شمار می‌رود. کاربرد وسیع اطلاعات دمایی، باعث شده است که در دهه‌های اخیر، مطالعه نوسان‌ها و تغییرات دما در بلند مدت (روند) و کوتاه مدت (مثل چرخه‌های سالانه) مورد توجه جغرافی‌دانان از جمله اقلیم‌شناسان قرار گیرد.

بیشینه تحقیق

روش سری‌های زمانی به منظور بررسی دما در مطالعات متعددی مورد استفاده قرار گرفته است. تورکش و همکاران^۱ (۱۹۹۶) تغییرپذیری روند میانگین دمای سالانه را در ترکیه مورد مطالعه قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که روند دما در آناتولی شرقی افزایشی و در نواحی ساحلی ترکیه کاهش یافته است. لیت و همکاران^۲ (۱۹۹۶) کاربرد مدل‌های اتورگرسیون را در بررسی تغییرات دما با استفاده از بلندترین سری‌های زمانی مورد بررسی قرار دادند. مطالعه آن‌ها نشان داد که مقادیر تغییرپذیری قابل توجهی در مقیاس‌های سالانه و دهه‌ای وجود دارد. زکابی^۳ (۱۹۹۸) با تأکید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی، اشاره کرده است که به علت وجود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی نظیر دما، روش مدل‌سازی آریما از معتبرترین روش‌های بررسی تغییرات اقلیمی است. مشکاتی (۱۳۷۱) علت استفاده از مدل‌های میانگین متحرک تجمعی خود همبسته را در مطالعه خود، وجود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی با دارا بودن اثر فصل و یا روند عنوان نموده‌اند. میسرا و دیسای^۴ (۲۰۰۵) با استفاده از مدل‌های ARIMA و SARIMA و همچنین با استفاده از شاخص بارش استاندارد شده (SPI) برای پیش‌بینی خشکسالی اقدام نمودند و به این نتیجه رسیدند که این مدل‌ها برازش مناسبی بر مشاهدات را نشان می‌دهند. مومانی و نال^۵ (۲۰۰۹) داده‌های بارش ماهانه ایستگاه فرودگاه عمان را طی دوره ۱۹۹۲ تا ۱۹۹۹ با استفاده از

در سری‌های زمانی ویژگی مهم اینست که معمولاً مشاهدات متوالی مستقل نیستند و دقیقاً این وابستگی بین مشاهدات است که باید بررسی و به مدل در آید. برای بررسی وابستگی از تابع خود همبستگی و تابع خود همبستگی جزئی استفاده می‌گردد.

تابع خود همبستگی در تأخیر K عبارتست از همبستگی بین مشاهداتی که K واحد زمانی با یکدیگر فاصله دارند. تابع خود همبستگی (ACF) که آن را با P_K نشان می‌دهند به شکل زیر می‌باشد:

$$P_K = \frac{\text{cov}(x_t, x_{t+k})}{\text{var } x_t} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)}$$

در این معادله P_K ضریب اتوکواریانس در تأخیر K می‌باشد. اندازه‌های ضریب اتوکواریانس به واحد اندازه‌گیری x_t بستگی دارد. برآورد P_K را که از یک نمونه n تایی بدست می‌آید را با R_K نشان می‌دهند. از ضرایب خود همبستگی نمونه‌ای جهت تشخیص الگوی احتمالی مولد داده‌ها استفاده می‌گردد. نمودار R_K در مقابل تأخیر k را همبستگی نگار می‌نامند. از این نمودار برای تشخیص الگوی احتمالی مولد داده‌ها استفاده می‌گردد.

ضریب خود همبستگی جزئی (PACF) همبستگی بین x_t و x_{t+k} بعد از حذف اثر متغیرهای / است. تابع خود همبستگی را با / نشان می‌دهند. از این تابع در تشخیص الگوی احتمالی مولد داده‌ها استفاده می‌گردد. تابع خود همبستگی جزئی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Phi_{kk} = \frac{\text{cov}(x_t - \hat{x}_t, x_{t+k} - \hat{x}_{t+k})}{\sqrt{\text{var}(x_t - \hat{x}_t)} \sqrt{\text{var}(x_{t+k} - \hat{x}_{t+k})}}$$

علاوه بر تداوم، غیر تصادفی بودن و ایستایی، یک سری باید فاقد هرگونه روند باشد. برای حذف روند موجود در داده‌ها باید از فیلترهای بالا گذر (High Pass) استفاده نمود. تفاضل‌گیری نیز جزو این فیلترها محسوب می‌گردد. این فیلترها، فرکانس‌های بالا را عبور می‌دهند و فرکانس‌های پایین (رفتار بلند مدت یا روند) را حذف می‌کنند. تفاضلی کردن سری که به معنی حذف روند می‌باشد با استفاده از عملگر

یک سری زمانی استفاده از آزمون RunTest است. چنانچه مقدار P حاصل از این آزمون کمتر از 0.05 باشد، تصادفی بودن سری رد می‌شود. غیر تصادفی بودن سری بدین معنی است که می‌توان به سری یک مدل برازش داد و رفتار آینده آن را پیش‌بینی نمود. اولین گام در تحلیل سری‌های زمانی بررسی تداوم در سری زمانی است. به بیان دیگر سری زمانی باید دارای تداوم باشد. دومین و مهم‌ترین گام، ایستایی سری زمانی است. یک سری زمانی، هنگامی ایستا و مانا است که قوانین احتمالی حاکم بر فرایند با زمان تغییر نکند و فرایند در تعادل آماری باقی بماند. بنابراین به طور کلی، سری زمانی باید دارای ایستایی کواریانس باشد. چنانچه سری در واریانس نایستا باشد راه حل مناسب برای ایستا نمودن آن استفاده از تبدیلات باکس - کاکس است و چنانچه در میانگین نایستا باشد، از تفاضلی کردن سری استفاده می‌گردد. تفاضلی کردن سری زمانی با استفاده از عملگر پس‌رو انجام می‌گیرد. عملگر مزبور روی شاخص زمانی عمل کرده و آن را به اندازه یک واحد زمانی به عقب می‌برد. در عمل با یک یا دو بار تفاضلی کردن می‌تواند سری نایستا را به سری ایستا تبدیل نمود. تفاضلی کردن بر اساس عملگر پس‌رو به شکل زیر می‌باشد:

$$\nabla x_t = x_t - x_{t-1} = x_t - B(x_t) = (1 - B)x_t$$

بنابراین می‌توان عملگر تفاضلی کردن ∇ را به صورت زیر

نوشت:

$$\nabla^d = (1 - B)^d$$

اگر به مرور زمان تغییرپذیری یک سری زمانی افزایش

یابد بدین معنی است که سری مزبور نسبت به واریانس نایستا می‌باشد. بنابراین می‌باید از تبدیلات مناسب اقدام به ایستا نمودن واریانس نمود. چنانچه یک سری زمانی هم در واریانس و هم در میانگین نایستا باشد، ابتدا باید واریانس آن ایستا گردد (شهابفر، ۱۳۸۰). به طور کلی برای تبدیل واریانس، از تبدیل توانی باکس و کاکس استفاده می‌گردد.

$$T(x_t) = x_t^{(\lambda)} = \frac{x_t^{(\lambda)} - 1}{\lambda}$$

پس‌رو انجام می‌گردد. ایستائی میانگین که قبلاً شرح داده شد، به معنی عدم وجود روند در سری است.

مدل‌های باکس - جنکینز، مدل‌های سری زمانی هستند که از فیلتر خطی ناشی می‌گردند. مدل‌های باکس-جنکینز دو شکل کلی دارند که عبارتند از: آرما $ARIMA(p,d,q)$ و آریمای ضرب‌پذیر $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)S$ مرتبه AR و q مرتبه MA و d مرتبه تفاضل‌گیری می‌باشد. P و q پارامترهای اتورگراسیو و میانگین متحرک غیر فصلی هستند. d نیز مرتبه تفاضل‌گیری غیر فصلی است که در ایستا نمودن سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند. شکل یک آریمای غیر فصلی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$ARIMA(p, d, q): \phi(B)(1 - B)^d Z_t = \phi(B) \epsilon_t$$

پس از شناسایی مدل آزمایشی، باید فراسنج‌های مدل را برآورد نمود. الگوسازی سری زمانی یک روش تکراری است که با شناخت الگو و برآورد فراسنج‌ها شروع می‌شود. در این مرحله فراسنج‌های الگوی برازش داده شده، برآورد می‌گردد. پس از تشخیص مدل و برآورد فراسنج‌های آن، باید رسایی مدل را نیز آزمون کرد. بررسی مناسبت مدل باید چنان باشد که مدل را به مخاطره بیندازد. در بررسی مناسبت مدل از دو روش تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش داده شده و تجزیه و تحلیل مدل‌هایی که پارامتر بیشتری دارند استفاده می‌گردد که هر دو مکمل یکدیگرند. بنابراین بعد از برازش هر گونه الگو به سری زمانی، توصیه می‌شود امتحان باقیمانده‌ها که تفاضل بین مشاهدات و مقادیر برازش داده شده است، اجرا

گردد. بر این اساس مدلی مناسب تلقی می‌گردد که شرط‌های ذیل برای آن برقرار باشد:

۱- نرمال بودن مانده‌ها (باقیمانده‌ها) ۲- همگنی در واریانس مدل ۳- استقلال در مانده‌ها

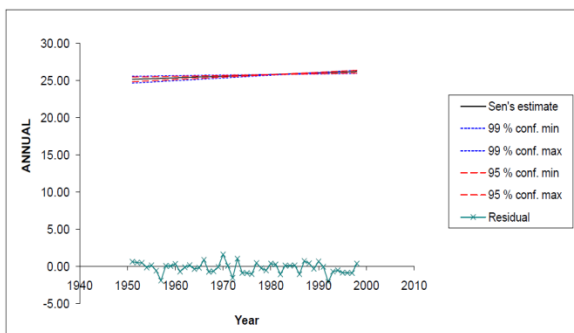
بر پایه نتایج این تحلیل‌ها چنانچه مدل پیشنهادی نامناسب باشد، باید مدل دیگری را در نظر گرفت. اما چنانچه بعد از مراحل فوق به دو یا چند مدل مناسب دست یافتیم و تحلیل باقیمانده‌ها برای تشخیص اینکه کدام مدل بهتر است، کافی نبود، در آن صورت به روش‌های دیگر از جمله معیار اطلاعاتی آکائیک نیاز می‌شود.

یافته‌های پژوهش

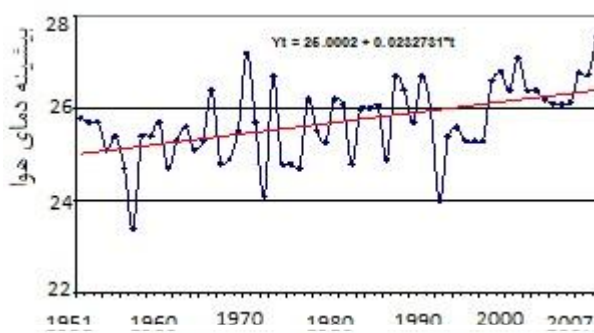
در ابتدا با استفاده از آزمون Run Test تصادفی یا غیر تصادفی بودن سری آزمون گردید که طبق نتایج سری جزو سری‌های غیر تصادفی مشخص گردید. در مرحله بعد جهت تعیین روند یا عدم آن در سری داده‌ها از آماره‌های نا پارامتری من کندال و سنس استیمیتور استفاده گردید تا علاوه بر مشخص نمودن وجود روند میزان مقادیر Z و کران‌های بالا و پایین شیب روند برای سری بدست آید. نتایج محاسبات آماره‌های نا پارامتری در جدول ۱ آماده است. طبق هر دو آماره بکار گرفته و کران‌های بالا و پایین سری داده‌های سالانه در سطح اطمینان ۹۹ درصد دارای روند و جهت آن برای سری افزایشی می‌باشد. جهت‌گیری کران‌های بالا و پایین در شکل شماره ۱ نیز موید این مطلب است. پس از تعیین میزان روند نمودار سری زمانی برای سری رسم گردید تا ایستایی یا نایستا بودن سری مشاهده گردد.

جدول شماره ۱- تحلیل روند بیشینه دمای شیراز بر اساس آماره‌های ناپارامتریک

Time series	Test Z	Signific	Q	Qmin99	Qmax99	Qmin95	Qmax95	B
ANNUAL	3.78	***	0.022	0.008	0.037	0.011	0.032	25.17



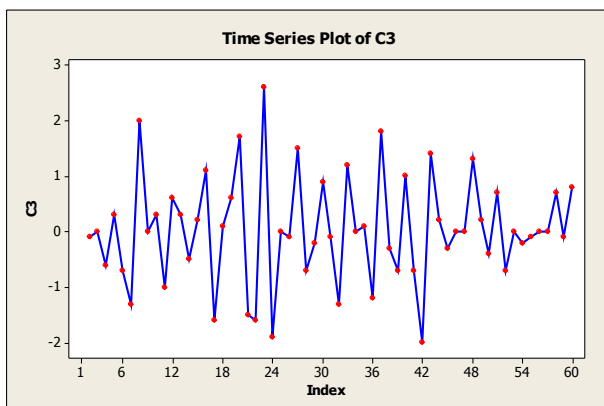
شکل شماره ۲- منحنی تغییرات پیشینه دما و خط برازش یافته بر آن



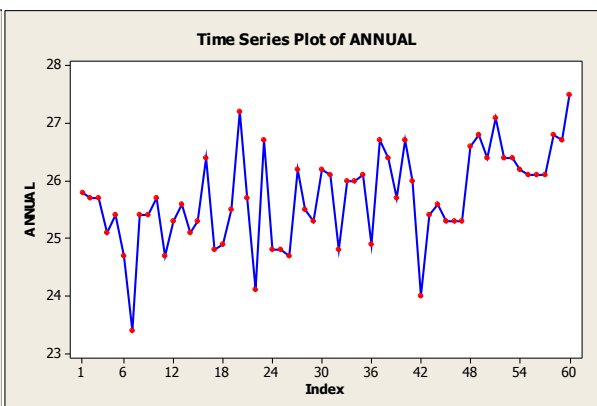
شکل شماره ۱- نمودار شیب روند سالانه پیشینه دما بر اساس آماره ناپارامتریک سنس

حذف روند سالانه از سری زمانی گردیده است (شکل ۳). پس از حذف روند سالانه، نمودارهای ACF و PACF برای سری تفاضل گیری شده ترسیم شد تا از طریق آن‌ها به تشخیص مدل اولیه سری زمانی پرداخته شود (شکل ۴ و ۵).

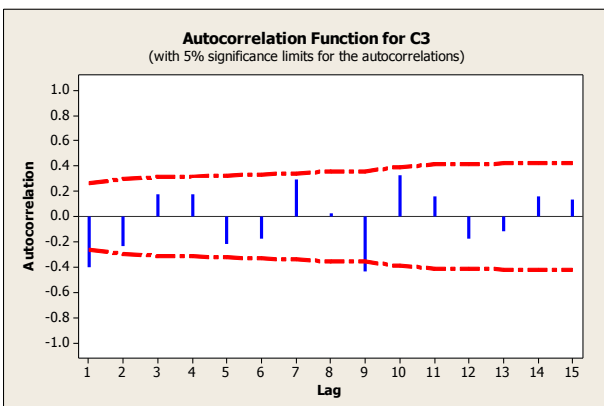
نمودار سری زمانی نیز نا ایستا بودن سری را تایید می‌کند. برای ایستایی واریانس علاوه بر نمودار سری زمانی از آزمون Bartlett's استفاده گردیده است. در گام بعد باید روند سالانه از سری زمانی حذف گردد. تفاضل گیری مرتبه یک سبب



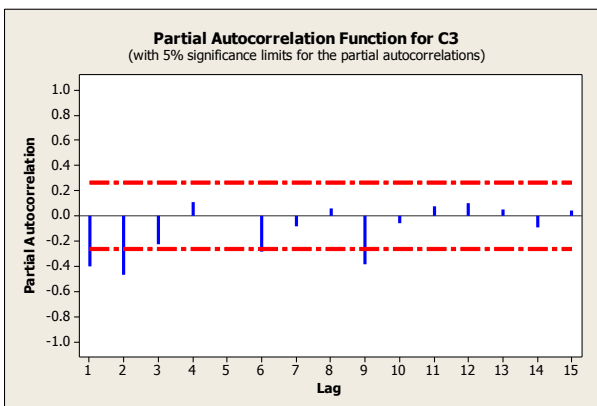
شکل شماره ۴- نمودار سری تفاضل گیری شده با مرتبه یک



شکل شماره ۳- نمودار سری زمانی پیشینه دمای ایستگاه شیراز



شکل شماره ۶- نمودار ACF سری زمانی تفاضل گیری شده



شکل شماره ۵- نمودار PACF سری زمانی تفاضل گیری شده

جدول ۲ مشاهده می‌گردد میزان p -value در همه فراسنج‌های مدل کمتر از ۰/۰۵ است.

جدول شماره ۲- فراسنج‌های مدل (3,1,2)

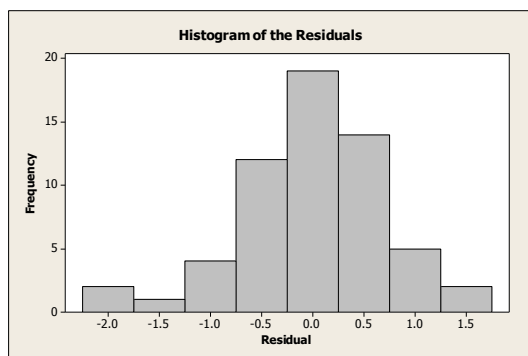
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	-0.9143	0.1683	-5.43	0.000
AR 2	-1.1690	0.0868	-13.47	0.000
AR 3	-0.5058	0.1455	-3.48	0.001
MA 1	-0.3253	0.1465	-2.22	0.031
MA 2	-0.7448	0.1269	-5.87	0.000
Constant	0.1007	0.2026	0.50	0.621

در مرحله بعد باید به بررسی مناسبت مدل برازش داده شده و برازش جامع آن پرداخت. برای این کار همان‌طور که ذکر گردید از دو روش مکمل یکدیگر استفاده می‌گردد. در این پژوهش از تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل که رایج‌تر است، استفاده می‌گردد. این تجزیه و تحلیل به کمک نمودارهای مربوط به باقیمانده‌ها و همچنین آزمون پرت مونتو انجام می‌گیرد. برای بررسی فرض نرمال بودن باقیمانده‌های مدل نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌ها (شکل ۷) و نمودار هیستوگرام باقیمانده‌ها (شکل ۸) ترسیم گردید. در نمودار احتمال نرمال، نقاط در امتداد خط قطری گسترده شده‌اند که تطابق این دو بیانگر توزیع نرمال است. نمودار هیستوگرام نیز با توزیع ستونی مقادیر توزیع نرمال داده‌ها را نشان می‌دهد.

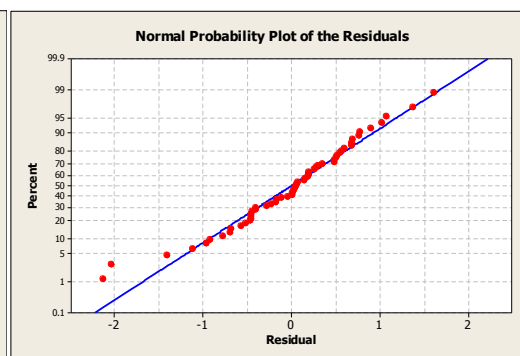
از نمودار ACF مرتبه q و از نمودار PACF مرتبه p تعیین می‌شوند. D نیز مرتبه تفاضل‌گیری است. حال که مؤلفه‌های مورد نیاز برای مدل استخراج گردید مدل ARIMA به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$ARIMA(p,d,q)=(3,1,2)$$

در مرحله بعد مدل بدست آمده را برای سری باید برازش دهیم ولی ابتدا در مورد وجود یا عدم وجود روند قطعی در مدل تصمیم‌گیری کرد. برای این کار ابتدا مدل را با جمله ثابت برازش می‌دهیم و سپس با توجه به آماره t و p -value در مورد حضور یا عدم حضور جمله ثابت در مدل تصمیم می‌گیریم. با توجه به جدول ۲ و فراسنج‌های مدل برازش شده به سری زمانی، مشاهده می‌گردد که آماره t کمتر از ۲ بوده و نیازی به لحاظ کردن جمله ثابت در مدل نیست. مقدار p -value نیز بیش از ۰/۰۵ است. بنابراین فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و به معنی عدم وجود روند قطعی در مدل می‌باشد. در گام بعد بر روی فراسنج‌های مدل قضاوت می‌شود. در این گام چنانچه مقدار p -value در هر یک از اجزای مدل برازش داده شده بیش از ۰/۰۵ باشد باید یک مرتبه از آن را کاهش داد و دوباره مدل را با مرتبه‌های جدید برازش داد. همان‌طور که در



شکل شماره ۸- نمودار هیستوگرام باقیمانده‌های مدل برازش شده



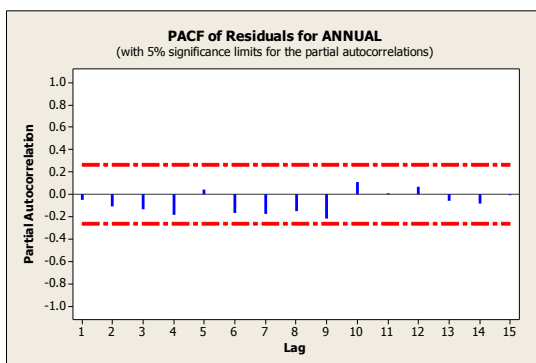
شکل شماره ۷- نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌های مدل برازش شده

این خود به معنی نا همبسته بودن و تصادفی بودن باقیمانده‌هاست (شکل‌های ۹ و ۱۰). اگر مدل برازش داده شده مناسب باشد، انتظار می‌رود نمودار باقیمانده‌ها در برابر زمان در اطراف سطح

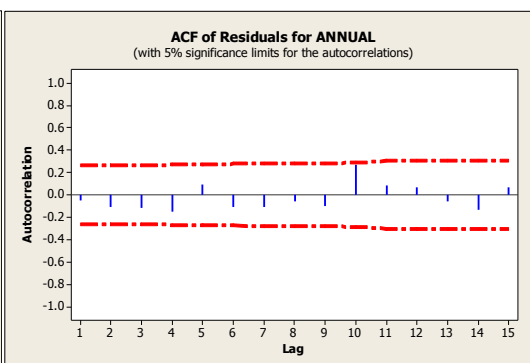
برای بررسی فرض استقلال باقیمانده‌ها نیز نمودار ACF و PACF باقیمانده‌ها ترسیم گردید. با نگاهی به نمودارها مشاهده می‌گردد که هیچ یک از خود همبستگی‌ها معنی‌دار نیستند که

برازش داده شده را تایید نمود. با توجه به نمودارهای ترسیم شده در مدل صحت مدل برازش داده شده تایید می‌گردد.

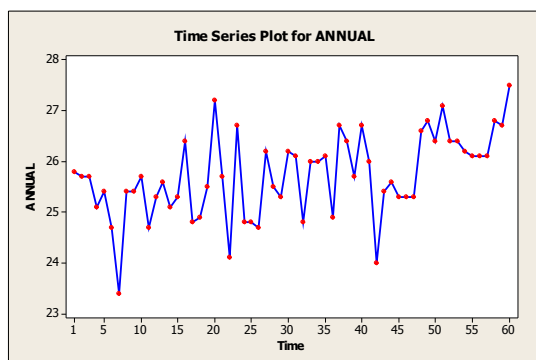
افقی صفر پراکندگی مستطیلی بدون روندی را نشان دهد. چنانچه رفتار این نمودار شبیه رفتار یک فرایند تصادفی محض با میانگین صفر و واریانس ثابت باشد، آنگاه می‌توان مدل



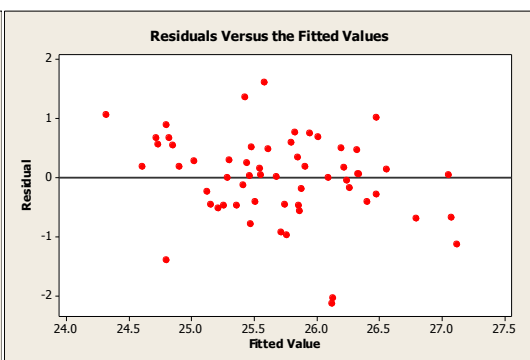
شکل شماره ۱۰- نمودار P ACF باقیمانده‌ها سری پیشینه دمای شیراز



شکل شماره ۹- نمودار ACF باقیمانده‌ها سری پیشینه دمای شیراز



شکل شماره ۱۲- نمودار باقیمانده‌ها در طول زمان



شکل شماره ۱۱- نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش شده

برازش جامع‌تر مدل نهایی نیز توسط قسمت کنار گذاشته سری که ده سال آخر بود صورت می‌گیرد. ابتدا برای ده سال پایانی سری مقادیر دما پیش‌بینی گردید و سپس به مقایسه مقادیر واقعی کنار گذاشته شده و مقادیر پیش‌بینی شده اقدام می‌گردد. نتایج حاصله از صحت مدل برازش داده شده در مرحله نهایی توسط باقیمانده سری در جدول‌های شماره ۴ و ۵ آمده است. در گام نهایی قسمت کنار گذاشته سری به سری اضافه گردیده و پیش‌بینی برای دوره آینده که در پژوهش حاضر از سال ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ می‌باشد اقدام گردید. نتایج پیش‌بینی نهایی مدل در جدول شماره ۶ آمده است.

روش دیگر و رسمی‌تر برای بررسی مناسبیت مدل که بر مبنای خود همبستگی‌های باقیمانده‌ها است آزمون پرت-مانتو می‌باشد که نتایج محاسبات در جدول ۳ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد مقدار p -value برای تمامی تأخیرها بیش از ۰/۰۵ است.

جدول شماره ۳- نتایج مربوط به آزمون پرت-مانتو

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12.7	28.8	42.1	50.3
DF	6	18	30	42
p- Value	0.059	0.051	0.070	0.177

جدول شماره ۴- همبستگی پیرسن بین نمونه واقعی و نمونه پیش‌بینی شده از طریق مدل برازش داده شده

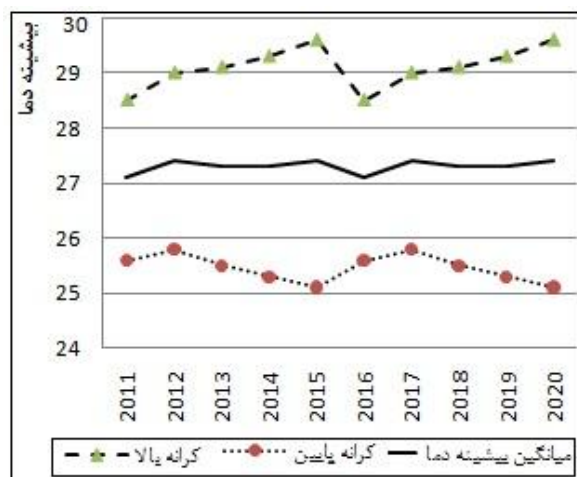
Correlations			
		test	actual
test	Pearson Correlation	1	.906
	Sig. (2-tailed)		.002
	N	10	10
actual	Pearson Correlation	.906	1
	Sig. (2-tailed)	.002	
	N	10	10

جدول شماره ۵- مقادیر کنار گذاشته شده سری و مقادیر پیش‌بینی شده

سال	واقعی	پیش‌بینی شده
2001	26.1	25.9
2002	26.4	26.0
2003	26.4	26.1
2004	26.2	26.1
2005	26.1	26.1
2006	26.1	25.9
2007	26.1	26.0
2008	26.8	26.1
2009	26.7	26.1
2010	27.5	26.1

جدول شماره ۶- پیش‌بینی مقادیر بیشینه دما برای شیراز تا سال ۲۰۲۰

سال	مقدار پیش‌بینی	کران پایین	کران بالا
2011	27.1	25.6	28.5
2012	27.4	25.8	29.0
2013	27.3	25.5	29.1
2014	27.3	25.3	29.3
2015	27.4	25.1	29.6
2016	27.1	25.6	28.5
2017	27.4	25.8	29.0
2018	27.3	25.5	29.1
2019	27.3	25.3	29.3
2020	27.4	25.1	29.6



شکل شماره ۱۳- سری پیش‌بینی شده بیشینه دما به همراه کران‌های اطمینان

نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر برای مدل‌سازی و پیش‌بینی سری سالانه بیشینه دمای شیراز از فرایند مدل‌سازی باکس و جنکینز استفاده شد. در ابتدای پژوهش برای جلوگیری از بایاس بودن مدل و همچنین صحت‌سنجی نهایی آن ده سال پایانی سری برای پیش‌بینی و بررسی صحت مدل کنار گذاشته شد. داده‌های سری مورد آزمون‌های ایستایی میانگین و واریانس قرار گرفت تا با ایجاد مرتبه در سری، نا ایستایی سری از بین رود. رفتار سالانه

سری با استفاده از فیلتر بالا گذر (تفاضل‌گیری) حذف گردید و نمودارهای ACF و PACF سری تفاضل‌گیری شده مبنای تشخیص مدل قرار گرفت و مدل $ARIMA(p,d,q)=(3,1,2)$ انتخاب شد. مدل انتخاب شده مورد برازش قرار گرفت و در نهایت مناسبیت آن از طریق تجزیه و تحلیل باقیمانده‌ها مورد آزمون قرار گرفت و صحت آن تایید گردید. در نهایت پس از طی مراحل متعدد و برازش جامع‌تر مدل با توجه به حداقل میانگین مربعات خطا مدل فوق مورد آزمون پیش‌بینی قرار

۹- طاهری، م، ۱۳۷۷، مدل‌بندی میزان دما و بارش در ۱۱ ایستگاه هواشناسی ایران و پیش‌بینی تا پایان سال ۲۰۰۰، معاونت آموزشی و پژوهشی سازمان هواشناسی کشور، تهران.

۱۰- عساکره، ح، ۱۳۸۶، تغییر اقلیم، انتشارات دانشگاه زنجان، چاپ اول.

۱۱- عساکره، ح، ۱۳۸۸، الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۲۴، صص ۲۴-۳.

۱۲- فرج زاده، م، ۱۳۸۶، تکنیک‌های اقلیم‌شناسی، انتشارات سمت.

۱۳- نظری پور، ح، دانشمند، ح، ۱۳۸۹، الگوسازی و پیش‌بینی تبخیر ماهانه ایستگاه زهک با استفاده از مدل‌های باکس-جنکینز، اولین کنفرانس بین‌المللی مدل‌سازی گیاه، خاک و آب، کرمان.

14- Leite, S. M. 1996. "The autoregressive model of climatological time series: International Journal of Climatology 16(10): 1165-1173.

15-Leite, S. Mand, J, P, Peixoto (1996): The autoregressive Model of Climatological Time Series An Application to the Longest Time Series IH Portugal, International Journal of Climatology, Vol166 PP.1165-1173.

16- Mishra. A. K, Desai. V. R, (2005), "Drought forecasting using stochastic models", Stoch. Environ. Res. Risk Assess. 19, 326 339.

17- Momani. M Naill. P. E (2009), Time Series Analysis Model for Rainfall Data in Jordan: Case Study for Using Time Series Analysis, American Journal of Environmental Sciences, 5, 599-604.

18- Prasad, K. D. and Singh, S. V. 1998. "Forecasting the spatial variability of the Indian monsoon.

19- S. Soltani, R. Modarees, S. S. Eslamian (2007) the use of time series modeling for the Determination of rainfall climate of Iran. Int.J.Climatol.27: 819-829.

20-longest time series in portugal", International Journal of Climatology 16, 1165-1173.

گرفت و نمونه اولیه که از سری جهت تست کنار گذاشته شده بود را پیش‌بینی نمود. همبستگی بین مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده در سطح کامل بود. بنابراین رفتار آینده سری مورد پیش‌بینی قرار گرفت. بر این اساس، مقادیر بیشینه دمای شیراز برای سال ۲۰۲۰ بین ۲۵/۱ تا ۲۹/۶ و به طور میانگین ۲۷/۴ درجه سلسیوس پیش‌بینی شده است که نسبت به سال ۲۰۱۱ حدود ۰/۳ درجه افزایش خواهد داشت (جدول ۶).

منابع

۱- مشکاتی، محمدرضا (مترجم) (۱۳۷۱)، تحلیل سری زمانی، پیش‌بینی و کنترل، نوشته:، چاپ اول، انتشارات باکس، جی.ای.پی و جی‌ام جنکینز، دانشگاه شهید بهشتی تهران.

۲- بزرگ‌نیا، ا، ۱۳۸۱، سری‌های زمانی، انتشارات دانشگاه پیام نور.

۳- بزرگ‌نیا، ا، ۱۳۶۶، تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی و پیش‌بینی، انتشارات آستان قدس رضوی.

۴- ترابی، س، ۱۳۸۰، بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران، پایان‌نامه دکتری جغرافیای طبیعی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه تبریز.

۵- جلالی، م و کارگر، ح، ۱۳۹۰، تحلیل و مدل‌سازی آماری دمای ایستگاه بوشهر (۱۹۵۱-۲۰۰۵)، فصلنامه فضای جغرافیایی، شماره ۳۳، صص ۱۷۳-۱۴۹.

۶- جهانبخش اصل، س و باباپور باصری، ع، ۱۳۸۲، بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریم، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۱۸، صص ۴۶-۳۴.

۷- خرمی، م و بزرگ‌نیا، ا، ۱۳۸۶، تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی با Minitab14، انتشارات سخن گستر مشهد.

۸- شهابفر، ع، ۱۳۸۰، ارزیابی و روش‌های نیکوئی برازش توابع توزیع‌های آماری و استفاده از سری‌های زمانی جهت پیش‌بینی بارندگی سالانه مشهد، مجموعه مقالات اولین کنفرانس ملی بررسی راهکارهای مقابله با بحران آب، دانشگاه زابل.

22-Turkes, M.M.S.U.tku (1996), Observed Change Temperature In Turkey. International Journal of Climatology, Vol.16. PP463-477.

21-Zekai, Sen (1998): Small Sample Estimation of the Variance of Time Average in Climate Time Series, International Journal of Climatology, Vol18, PP1725-1732.