

پیش بینی و بررسی متوسط دمای ماهانه با استفاده از مدل‌های سری زمانی

عبدالرسول زارعی^۱، محمد مهدی مقیمی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۸/۱۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۰۳

چکیده

دما یکی از مهم‌ترین پارامترهای هواشناسی است که در بسیاری از مطالعات مورد استفاده قرار می‌گیرد. این پارامتر در بررسی‌های تغییر اقلیم و کشاورزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، بطوری که افزایش درجه حرارت یکی از مسائل مهم زیست‌محیطی بشر به حساب می‌آید. بنابراین بررسی و پیش‌بینی تغییرات آن در دوره دراز مدت می‌تواند بر مدیریت صحیح منابع آب و خاک و تامین نیاز آبی گیاهان موثر باشد. در این مطالعه با استفاده از داده‌های ۴۷ ساله (۱۹۶۷-۲۰۱۴) ایستگاه فسا و همچنین مدل ARAR اقدام به پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه برای ۶ سال آینده (تا سال ۲۰۲۰) در نرم‌افزار ITSM گردید. بر اساس نتایج بدست آمده بهترین مدل فیت شده بر داده‌ها مدل $AR(26,1)$ بر گرفته از روش Burg با شاخص آکاییکی برابر با ۲۶۰۹/۹۱ بود. بر اساس این مدل ضرایب $Z(t-1)$ در تاخیرهای ۲۱، ۲۲ و ۲۳ معنی‌دار نیستند که در مدل صفر در نظر گرفته شدند. با توجه به P-value آزمون Turning points در تاخیرهای مختلف که بزرگ‌تر از ۰/۰۵ بود می‌توان قابل اطمینان بودن پیش‌بینی انجام شده را استنباط نمود.

واژه‌های کلیدی: ایستگاه فسا، پیش بینی دما، تغییرات دما، سری زمانی .

^۱ . استادیار، گروه مرتع و آبخیزداری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فسا، شهر فسا، ایران. ۰۹۱۷۹۳۱۵۲۵۷. Ar_Zareiee@fasau.ac.ir

^۲ Ar_Zareiee@Yahoo.com (مسئول مکاتبه)

^۲ . استادیار، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فسا، شهر فسا، ایران. ۰۹۱۷۳۳۲۳۲۲۴. Moghimi@fasau.ac.ir

مقدمه

در عصر کنونی محدودیت منابع آبی جهت تأمین آب مورد نیاز کشاورزی و غیر کشاورزی موجب بروز مشکلات عمده‌ای شده است. دما به عنوان یکی از مهمترین عوامل موثر بر منابع آب محسوب می‌شود. بنابراین بررسی و پیش بینی دما در هر منطقه و آبخیز می‌تواند در استفاده بهینه از منابع آب، کاهش تبخیر و تعرق و غیره دارای اهمیت باشد. سری زمانی به مجموعه‌ای از دیده بانی‌ها با مقادیر ثابت شده از یک متغیر گفته می‌شود که بر حسب زمان مرتب شده باشد. هدف از سری زمانی، تعیین قانونمندی و شناسایی رفتار آن جهت پیش بینی در آینده است. سری‌های زمانی به لحاظ نوع متغیرها می‌توانند به دو صورت پیوسته و گسسته باشند (Salas, 1996; Bowerman et al., 1979; Box et al., 1994).

در رابطه با سری زمانی مطالعات مختلفی در سطح جهان ارائه شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به تحقیقات Hansen and Jones et al., 1986 ، Bloomfield and Nychka, 1992 ، Lebedeff, 1988 و Folland, 1990 اشاره نمود. Noakes et al, 1985 قدرت پیش بینی کوتاه مدت الگوهای SARIMA، ARIMA و الگوهای خود همبسته دوره‌ای (PAR) را بر روی سری ۳۰ ماهه جریان مقایسه کردند و نشان دادند که الگوهای خود همبسته دوره‌ای دقیق‌ترین پیش بینی را دارند.

در کشور ایران به لحاظ سابقه کوتاه در بهره‌گیری از روش‌های اندازه‌گیری مستقیم داده‌های جوی، از این روش‌ها کمتر استفاده شده است (خردمندنی و عساکره، ۱۳۸۰). در این رابطه می‌توان به کارهای جمشیدی (۱۳۸۶) در الگوسازی دما بارش تهران، مالکی (۱۳۶۸) در الگوسازی دما و بارش غرب کشور و رسولی (۱۳۸۱) در پیش بینی دمای ماهانه شهر تبریز اشاره نمود. خردمندنی و عساکره در سال ۱۳۸۰ برای

پیش‌بینی درجه حرارت متوسط ماهانه منطقه جاسک از الگوسازی SARIMA استفاده نمودند.

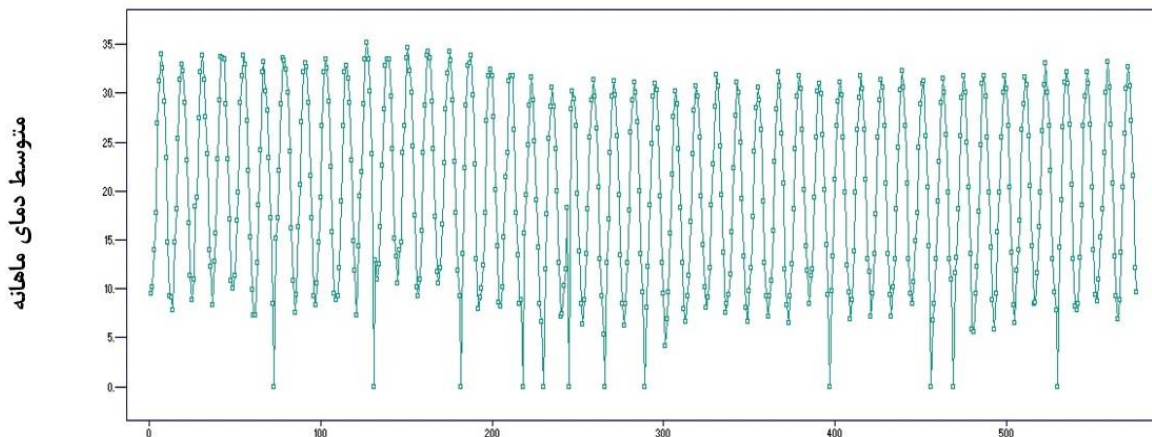
کمالی و همکاران (۱۳۸۵) از طریق الگوسازی سری زمانی به روش باکس و جنکینس جریان ماهانه ورودی به سد شهید عباسپور را پیش بینی نمودند. جهان‌دیده و شیروانی (۱۳۹۰) جهت پیش بینی خشکسالی در استان فارس الگوی ARIMA را برای سری‌های زمانی شاخص SPI دوازده ماهه مناسب تشخیص دادند. میرموسوی و همکاران (۱۳۹۳) به تحلیل الگوهای سری زمانی بارش در ایستگاه هواشناسی خوی پرداختند. نتایج بررسی آنها نشان داد کهاز میان سه الگوی برازش داده شده، الگوی (۱، ۱، ۰) ARIMA، الگوی برتری برای بارش سالانه می‌باشد که بر اساس آن تا سال ۲۰۱۵ میلادی با اطمینان ۹۵ درصد، بارش خوی پیش‌بینی شد.

با توجه به موارد فوق هدف تحقیق حاضر را می‌توان بررسی و تعیین بهترین مدل سری زمانی قابل برازش بر داده‌های متوسط ماهانه دما در ایستگاه فسا و به دنبال آن پیش بینی دما در این ایستگاه به کمک مدل ARAR بیان نمود.

مواد و روش‌ها

ایستگاه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه در این پژوهش، ایستگاه سینوپتیک فسا با عرض جغرافیایی ۲۸ درجه و ۵۸ دقیقه شمالی و طول جغرافیایی ۵۳ درجه و ۴۱ دقیقه شرقی می‌باشد. متوسط بارندگی سالانه این ایستگاه ۲۸۸/۹ میلی‌متر و متوسط دمای سالانه آن ۲۰/۱ درجه سانتی‌گراد می‌باشد. این ایستگاه دارای ارتفاع ۱۲۸۸/۲ متر از سطح دریا می‌باشد. بر اساس شاخص دمارتن اقلیم این ایستگاه نیمه خشک است. در این مطالعه از آمار دمای ماهانه این ایستگاه به مدت ۴۷ سال (از سال ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۴) که از سازمان هواشناسی کشور تهیه شد استفاده گردید (شکل ۱).



ماه های سال (از ژانویه ۱۹۶۷ تا دسامبر ۲۰۱۴)

شکل (۱): دمای ماهانه (سانتی‌گراد) ایستگاه فسا

داده‌ها برازش می‌دهیم، شیب این خط برابر با مؤلفه روند می‌باشد. بدیهی است در صورتی که شیب این خط صفر باشد و خط افقی باشد، داده‌ها فاقد مؤلفه روند بوده و ایستا می‌باشند. در این راستا به کمک نرم افزار ITSM اقدام به اعمال یک بار Difference بر داده‌ها شد. سپس با توجه به ماهانه بودن داده‌ها اقدام به حذف اثر تناوب گردید. به این ترتیب داده‌ها به صورت سری خوش فرم درآمده و آماده استفاده جهت مدل سازی و همچنین پیش بینی داده‌ها شدند.

شناسایی نوع و مرتبه مدل

برای تعیین و شناسایی نوع و مرتبه مدل از توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی و به ترتیب نمودارهای ACF و PACF استفاده شد. تابع خود همبستگی (ACF) با تأخیر k به عنوان تابعی برای بیان وابستگی زمانی در ساختار یک سری زمانی به شرح زیر می‌باشد:

$$\rho_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (z_i - \bar{z})(z_{i+k} - \bar{z})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2} \quad (2)$$

که در آن ρ_k مقدار تابع خودهمبستگی سری زمانی با تأخیر k ، z_i و z_{i+k} مقادیر متغیرها یا داده‌های سری زمانی در مرحله زمانی i و مرحله

روش کار

کنترل کیفی داده‌ها

به منظور کنترل کیفی داده‌ها اقدام به بررسی نرمال بودن داده‌ها، همگنی داده‌ها، تصادفی بودن داده‌ها و همچنین بررسی وجود داده‌ها پرت شد.

مانا کردن داده‌ها و تبدیل سری آن‌ها به

سری خوش فرم

در تحقیق حاضر نامانایی در واریانس داده‌ها را با استفاده از تبدیل توانی باکس-کاکس (معادله ۱) و نامانایی در میانگین داده‌ها با استفاده از تفاضلی کردن داده‌ها برطرف شد. جهت انجام موارد مذکور از نرم افزار ITSM استفاده شد.

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

که در آن Z_i مقدار اولیه در زمان i ، λ پارامتر تبدیل و Z_i^λ مقدار تبدیل یافته می‌باشد.

در مرحله بعد اقدام به تعیین مؤلفه روند در سری زمانی و همچنین حذف آن در جهت ایستا کردن داده‌ها شد. جهت تعیین مؤلفه روند، یک خط را بر

است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می‌کند.

ج. مدل ARMA

(Auto Regressive-Moving Average) این مدل از ترکیب نمودن مدل‌های AR با مرتبه P و مدل MA با مرتبه q ایجاد می‌شود و به صورت مدل ARMA با مرتبه (p, q) ارائه می‌گردد. ساختار کلی این مدل عبارت است از:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (6)$$

که در آن θ_1, θ_2 و θ_p ضرایب و پارامترهای مدل MA، ϕ_1, ϕ_2 و ϕ_p ضرایب و پارامترهای مدل AR و a_t مقدار تصادفی و مستقل از زمان باقیمانده است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می‌کند.

انتخاب مدل مناسب بر اساس آزمون

AICC و انجام پیش بینی

در این مرحله بر اساس شاخص آکائیکی (AICC) در مدل‌های مختلف، بهترین مدل با حداکثر برازش بر روی داده‌ها انتخاب و مدل سری زمانی بر آن فیت شد. لازم به ذکر است هرچه مقدار شاخص آکائیکی کمتر باشد مدل برازش بیشتری دارد. سپس با استفاده از مدل ARAR اقدام به پیش بینی داده‌های دما ماهانه برای ۷۲ ماه آینده در ایستگاه مورد بررسی شد.

نتایج

در تحقیق حاضر به منظور حذف نامانایی در واریانس داده‌ها از تبدیل توانی باکس-کاکس استفاده شده که شکل کلی سری داده‌ها پس از اعمال تبدیل توانی در شکل ۲ ارائه شده است. در مرحله بعد به منظور حذف روند در داده‌ها از عملگر تفاضلی استفاده شد و به اندازه k برابر با ۱ بار از داده‌ها نابلا گرفته شد. در انتها به منظور خوش فرم کردن سری داده‌ها اقدام

تاخیر زمانی k و Z مقدار میانگین مربوط به متغیرها می‌باشد.

روش دیگر برای عنوان نمودن وابستگی زمانی در ساختار یک سری زمانی، تعریف تابع خودهمبستگی جزئی است. اگر ϕ_k تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی با تأخیر k باشد رابطه تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) عبارت است از:

$$\phi_k(K) = \frac{\rho_k - \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i(k-i)\rho_{k-i}}{1 - \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i(k-i)\rho_i} \quad (3)$$

که در آن ϕ_k مقدار تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی با تأخیر k می‌باشد.

بررسی نوع مدل‌ها

به طور کلی ۳ مدل با مرتبه‌های مختلف می‌توانند بر داده‌ها برازش داده شوند که در آزمون‌های انتخاب مدل مورد بررسی قرار گرفتند:

الف. مدل (Auto Regressive) AR: این مدل بر روی جملات خود رگرسیون گیری را اعمال می‌کند، البته این رگرسیون‌گیری روی مقادیر گذشته Z_t انجام می‌گیرد. ساختار اصلی آن مدل با مرتبه P عبارت است از:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (4)$$

که در آن θ_1, θ_2 و θ_p ضرایب و پارامترهای مدل AR و a_t مقدار تصادفی و مستقل از زمان باقیمانده است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می‌کند.

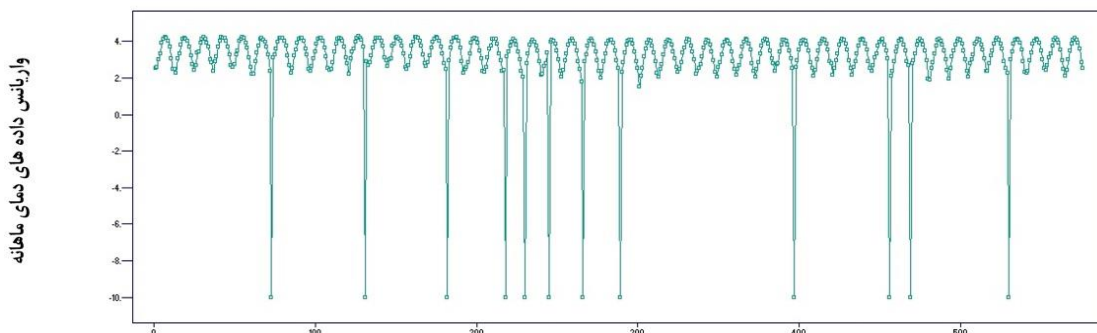
ب. مدل (Moving Average) MA: ساختار اصلی این مدل با مرتبه q عبارت است از:

$$Z_t = \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q} + a_t \quad (5)$$

که در آن θ_1, θ_2 و θ_p ضرایب و پارامترهای مدل MA و a_t مقدار تصادفی و مستقل از زمان باقیمانده

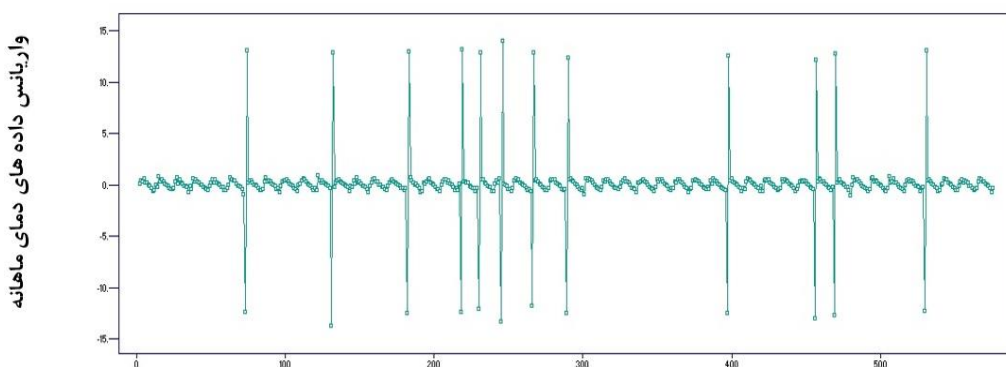
سری داده‌ها پس از حذف تناوب و تبدیل سری به سری خوش فرم در شکل ۳ ارائه شده است.

به حذف تناوب در داده‌ها شد، داده‌های مورد بررسی به دلیل ماهانه بودن دارای تناوب ۱۲ بودند. شکل



ماه‌های سال (از ژانویه ۱۹۶۷ تا دسامبر ۲۰۱۴)

شکل (۲): سری داده‌های دمای ماهانه (سانتی‌گراد) پس از تبدیل توانی باکس - کاکس

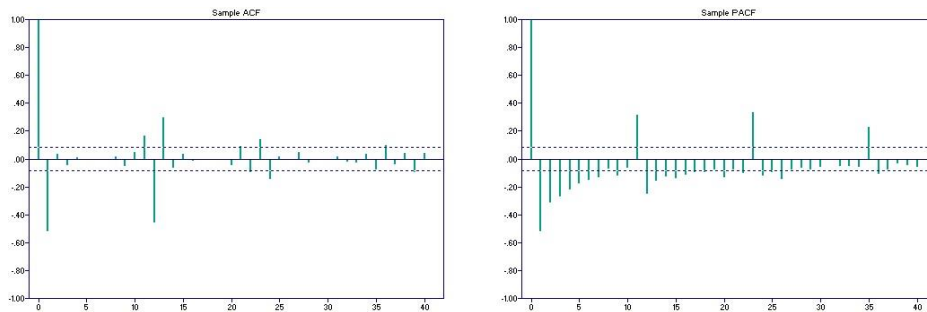


ماه‌های سال (از ژانویه ۱۹۶۷ تا دسامبر ۲۰۱۴)

شکل (۳): سری داده‌های دما (سانتی‌گراد) پس از حذف تناوب

استفاده شد. به طوری که مقدار مناسب p برابر با ۲۶ و مقدار مناسب q برابر با ۱ تعیین شد (شکل ۴).

در ادامه به منظور مشخص نمودن مرتبه p و q در مدل‌های AR، MA، و ARMA از نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF)



شکل(۴): نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) در سری داده‌ها

شاخص آکائیکی بود و به عنوان بهترین مدل انتخاب شد (جدول ۱).

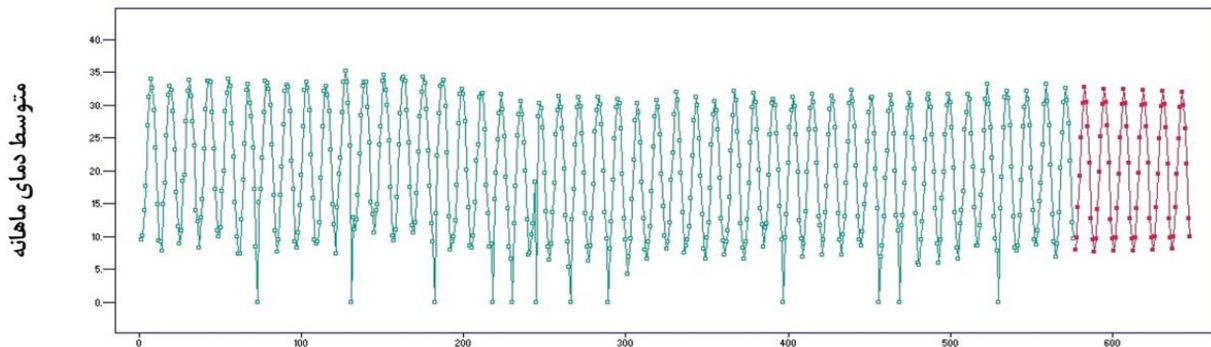
در مرحله بعد اقدام به برازش مدل‌های مختلف بر روی داده‌ها شد و از بین مدل‌های مورد بررسی مدل AR(26,1) بر مبنای روش Burg دارای کمترین مقدار

جدول(۱): مدل‌های مختلف فیت شده بر سری داده‌ها

نام مدل	روش	مدل فیت شده	شاخص آکائیکی
MA (1,1)	Hannan-Rissanen	$X(t) = Z(t) - .9991 Z(t-1)$	2408.8
MA (1,1)	Innovations	$X(t) = Z(t) - .9414 Z(t-1)$	2428.3
AR(26,1)	Yule-Walker	$X(t) = -.9357 X(t-1) - .8547 X(t-2) - .7939 X(t-3) - .7407 X(t-4) - .6765 X(t-5) - .6242 X(t-6) - .5544 X(t-7) - .4914 X(t-8) - .4635 X(t-9) - .4022 X(t-10) - .3927 X(t-11) - .9415 X(t-12) - .7675 X(t-13) - .6482 X(t-14) - .4978 X(t-15) - .4035 X(t-16) - .3239 X(t-17) - .2419 X(t-18) - .1689 X(t-19) - .1045 X(t-20) - .3400 X(t-24) - .2427 X(t-25) - .1597 X(t-26) + Z(t)$	2264.9
AR(26,1)	Burg	$X(t) = -.9357 X(t-1) - .8547 X(t-2) - .7939 X(t-3) - .7408 X(t-4) - .6766 X(t-5) - .6243 X(t-6) - .5545 X(t-7) - .4916 X(t-8) - .4636 X(t-9) - .4022 X(t-10) - .3927 X(t-11) - .9416 X(t-12) - .7675 X(t-13) - .6482 X(t-14) - .4978 X(t-15) - .4035 X(t-16) - .3239 X(t-17) - .2419 X(t-18) - .1689 X(t-19) - .1045 X(t-20) - .3400 X(t-24) - .2427 X(t-25) - .1597 X(t-26) + Z(t)$	2214.5
ARIMA(26,1,1)	Hannan-Rissanen	$X(t) = -.02487 X(t-1) - .01658 X(t-2) - .06077 X(t-3) - .001142 X(t-4) + .002097 X(t-5) - .007277 X(t-6) + .0004479 X(t-7) - .01173 X(t-8) - .06705 X(t-9) + .005185 X(t-10) - .03753 X(t-11) - .6402 X(t-12) + .03766 X(t-13) - .01803 X(t-14) - .03412 X(t-15) + .01147 X(t-16) - .001987 X(t-17) - .003624 X(t-18) + .001159 X(t-19) - .01261 X(t-20) - .4088 X(t-24) + .008711 X(t-25) - .01440 X(t-26) + Z(t) - 1.000 Z(t-1)$	2232.0

ژانویه ۲۰۱۵ تا دسامبر ۲۰۲۰) در ایستگاه مورد بررسی شد (شکل ۵ و جدول ۲).

پس از این مرحله اقدام به برازش دادن مدل بر داده‌های مورد بررسی شد و در نهایت با استفاده از روش ARAR اقدام به پیش بینی دما برای ماه (از



ماه های سال (پیش بینی از از ژانویه ۲۰۱۵ تا دسامبر ۲۰۲۰)
 شکل (۵): پیش بینی دمای ماهانه (سانتی گراد) در ایستگاه مورد بررسی

جدول (۲): مقادیر پیش بینی شده متوسط دمای ماهانه در ایستگاه مورد بررسی

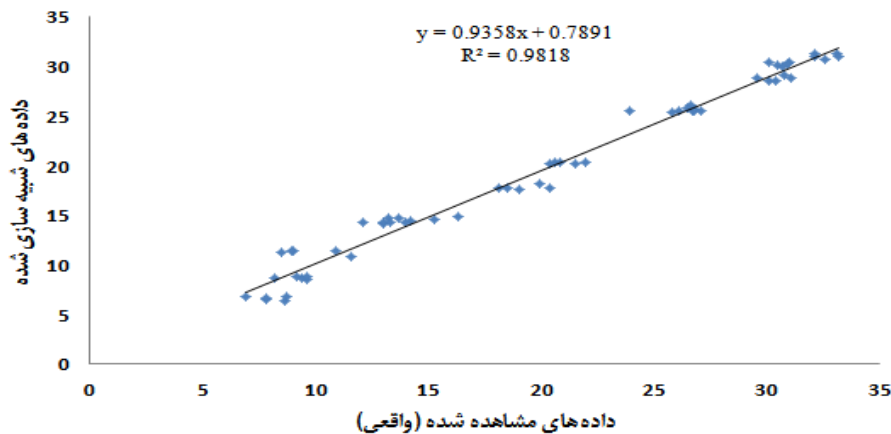
ماه	سال					
	۲۰۱۵	۲۰۱۶	۲۰۱۷	۲۰۱۸	۲۰۱۹	۲۰۲۰
Jan	۷/۸۷	۷/۵۷	۷/۸۳	۷/۸۵	۷/۷۹	۸/۰۴
Feb	۹/۸۳	۹/۵۵	۹/۷۷	۹/۷۸	۹/۸۸	۹/۹۳
Mar	۱۴/۳۹	۱۴/۱۵	۱۴/۲۹	۱۴/۲۸	۱۴/۳۳	۱۴/۳۵
Apr	۱۹/۱۵	۱۹/۷۷	۱۹/۴۲	۱۹/۵۷	۱۹/۴۷	۱۹/۴۹
May	۲۴/۹۷	۲۵/۱۷	۲۵/۰۲	۲۴/۹۷	۲۴/۹۰	۲۴/۸۳
Jun	۳۰/۲۷	۳۰/۰۹	۳۰/۰۳	۲۹/۸۸	۲۹/۷۹	۲۹/۶۶
Jul	۳۲/۷۶	۳۲/۴۶	۳۲/۴۰	۳۲/۲۳	۳۲/۱۱	۳۱/۹۷
Aug	۳۰/۴۶	۳۰/۳۹	۳۰/۲۵	۳۰/۱۴	۳۰/۰۲	۲۹/۹۱
Sep	۲۶/۷۸	۲۶/۸۳	۲۶/۶۷	۲۶/۶۳	۲۶/۵۲	۲۶/۴۵
Oct	۲۱/۱۰	۲۱/۲۴	۲۱/۱۳	۲۱/۱۳	۲۱/۰۸	۲۱/۰۵
Nov	۱۲/۷۵	۱۲/۵۰	۱۲/۶۹	۱۲/۶۶	۱۲/۷۴	۱۲/۷۷
Dec	۹/۴۸	۹/۶۶	۹/۶۷	۹/۷۸	۹/۸۳	۹/۹۱

به دست آمده در این مدل برابر صفر شد که خود مبین قابل اطمینان بودن مدل می باشد. (۳) استفاده از Residual PACF و ACFResidual در مدل پیش بینی داده ها است که با توجه به اینکه در هر دو مورد تعداد Lag های خارج از محدوده صفر کمتر از ۵ درصد کل تعداد Lag Time ها می باشد که این موضوع نشان دهنده این است که مدل سری زمانی فیت شده و همچنین پیش بینی انجام شده قابل اطمینان می باشد. (۴) مدل سازی داده های متوسط دمای ماهانه از ژانویه ۲۰۱۰ تا دسامبر ۲۰۱۴ و مقایسه آن با داده های واقعی مشاهده شده، که

سرانجام به منظور بررسی میزان قابلیت اطمینان به مدل پیش بینی داده ها از چهار آزمون استفاده شد که عبارتند از: (۱) تصادفی بودن داده ها بعد از فیت کردن مدل و پیش بینی آن ها بر اساس روش Turning points ، به طوری که بر این اساس با توجه به اینکه p-value این روش معادل ۰/۵۴ بدست آمد و در سطح ۰/۰۵ معنی دار بود پس داده ها تصادفی می باشند که مبین قابل اطمینان بودن مدل می باشد. (۲) استفاده از مرتبه white noise (مقدار تصادفی و مستقل از زمان باقیمانده است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می کند) مدل می باشد که مرتبه

مشاهده شده برابر با ۹۹/۰۸ درصد می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد (شکل ۶).

نتیجه این بررسی نشان داده که ضریب همبستگی (R) بین داده‌های شبیه سازی شده و داده‌های



شکل (۶): ضریب همبستگی بین داده‌های واقعی و شبیه سازی شده متوسط دمای ماهانه از ژانویه ۲۰۱۰ تا دسامبر ۲۰۱۴

بینی دما در نرم‌افزار ITSM گردید. بر اساس نتایج بدست آمده از نمودارهای خود همبستگی و خود همبستگی جزئی بهترین مدل فیت شده بر داده‌ها مدل $AR(26,1)$ بر گرفته از روش Burge بود. در نهایت با استفاده از روش ARAR اقدام به پیش‌بینی بارندگی برای ۷۲ ماه (از ژانویه ۲۰۱۵ تا دسامبر ۲۰۲۰) در ایستگاه مورد بررسی شد. با توجه به تصادفی بودن داده‌ها، صفر بودن مرتبه white noise و همچنین با توجه به اینکه تعداد Lag Time های خارج از محدوده صفر بر اساس Residual ACF و Residual PACF در مدل پیش‌بینی داده‌ها، کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد پس مدل پیش‌بینی قابل اطمینان برآورد شد. خورشید دوست و همکاران (۱۳۸۸) اقدام به مدل‌سازی و پیش‌بینی دمای هوا در منطقه کرانگین اصفهان با استفاده از مدل‌های سری زمانی نمودند، نتایج بررسی آن‌ها نشان داد که از میان روش‌های مذکور فقط مدل سری زمانی هالت - وینترز بهترین کارایی را دارد. ویسی پور و همکاران (۱۳۸۹) اقدام به مدل‌سازی و پیش‌بینی بارش و دمای هوا در

بحث و نتیجه گیری

تحلیل پدیده‌های تصادفی در قلمرو علم آمار و احتمال از زیر مجموعه‌های علم هیدرولوژی و هواشناسی قرار می‌گیرد. به دلیل اینکه فرآیندهای مربوط به هواشناسی تصادفی هستند بنابراین آمار و احتمال اساس تجزیه و تحلیل پدیده‌های مذکور می‌باشد. بر این اساس سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند. سری زمانی به طور ساده عبارت از یک متغیر وابسته به زمان می‌باشد. با توجه به ماهیت اتفاقی و غیرقطعی مسائل اقلیمی و هواشناسی، استفاده از مدل‌های اتفاقی و سری‌های زمانی به عنوان یکی از روش‌های توصیه شده در پیش‌بینی‌های می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. طبیعی است وجود داده‌های آماری مناسب در منطقه مورد مطالعه به عنوان ورودی مدل‌ها در پردازش مسائل و دریافت خروجی‌ها قابل اعتماد، امری بسیار مهم و تاثیر گذار می‌باشند. در بررسی حاضر با استفاده از داده‌های ۴۷ ساله (۱۹۶۷-۲۰۱۴) ایستگاه فسا و همچنین مدل‌های سری زمانی اقدام به مدل‌سازی و پیش

تشکر و قدردانی

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سازمان هواشناسی کشور به دلیل در اختیار قرار دادن آمار و اطلاعات اقلیمی تشکر و قدردانی نمایند.

منطقه کرمانشاه با استفاده از مدل های سری زمانی ARIMA نمودند، نتایج بررسی آنها نشان داد که دمای حداکثر در سال های آینده در حال افزایش و بارش روند کاهشی خواهد داشت.

منابع

- جمشیدی، و. ۱۳۸۶. آنالیز دما و بارندگی شهر تهران با استفاده از سری زمانی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.
- جهانپسیده، م. و، ا. شیروانی. ۱۳۹۰. پیش بینی خشکسالی بر پایه نمایه بارش استاندارد شده با استفاده از مدل های سری های زمانی در استان فارس، مجله پژوهش آب ایران، ۱۳۹۰، شماره ۹، ص ۱۹-۲۸.
- خردمندنی، م. و ح، عساکره. ۱۳۸۰. الگوسازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک، سمینار احتمال و فرآیندهای تصادفی، شماره ۳، اصفهان، ص ۱۲۱-۱۳۲.
- خورشیددوست، ع. م. ر، صنیعی. ی، قویدل رحیمی. ۱۳۸۸. پیش بینی دماهای کرانگین اصفهان با استفاده از روش سری های زمانی، نشریه فضای جغرافیایی، دوره ۹، شماره ۲۶، ص ۳۱-۴۸.
- مالکی، م. ۱۳۶۸. بررسی و مدل سازی دما در شرق کشور. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، ص ۱۸۴.
- میرموسوی، ح. م، جلالی. ه، آبختی گروسی. ن، خائفی. ۱۳۹۳. تحلیل الگوهای سری زمانی بارش در ایستگاه هواشناسی خوی، نشریه فضای جغرافیایی، دوره ۱۴، شماره ۴۷، ص ۱-۱۷.
- ویسی پور، ح. ج، معصوم پور سماکوش. ب، صحنه. ی، یوسفی. ۱۳۸۹. تحلیل پیش بینی روند بارش و دما با استفاده از مدل های سری زمانی (ARIMA) نمونه موردی: شهرستان کرمانشاه، نشریه جغرافیا، دوره ۴، شماره ۱۲، ص ۶۳-۷۷.
- Bloomfield, P and D, Nychka. 1992. Climate spectra and detecting climate change, Climatic Change, Vol. 21(3): 275-287. (In Persian)
- Bowerman, B, L and R, T, Connel. 1979. Time Series and Forecasting, PWS publisher.
- Folland, C, K. 1990. Observed climatic variation and change, Climate change, Cambridge University Press: 195-238.
- Hansen, J and S, Lebedeff. 1988. Global surface air temperatures: Update through 1987. Geophysical Research Letters, Vol. 15(4): 323-326.
- Kamali, A., Mahmoudian Shushtari, M and I, N, Kamali. 2006. The forecast monthly input Abbaspour reservoir using time series Box-Jenkins. 7th International Seminar on River Engineering, January, Ahvaz, Iran.
- Jones, D., Raper, B., Bradley, S., Diaz, F., Kelly, P and T, Wigley. 1986. Northern hemisphere surface air temperature variations, Journal of Climate and Applied Meteorology, Vol. 25(2): 161-179.
- Noakes, D.J., Mcleod, A.I., and W, Hipel. 1985. Forecasting Monthly River flow time series. International Journal of Forecasting, Vol. 1(2): 179-190.
- Rasuli, A, A. 2002. Modeling of climate parameters in north-west country, Forecasting monthly temperature of Tabriz city (Iran) by ARIMA model, Journal of Sociology Science, (8): 211-221.
- Salas. 1996. Applied Time Series in Hydrology, Mc Grew Hill.

Prediction and evaluation of average monthly temperature using time series models

Abdol Rasoul Zarei¹, Mohammad Mehdi Moghimi²

Abstract

Temperature is one of the most important climate parameters that used in many studies. This parameter is very important in assessment of climate changes and agricultural science, so that the temperature rise is one of the important environmental challenges for humans. Therefore its evaluation and prediction in long term can be effective in correct management of water and soil resources and preparation of plant water requirement. In this research were used Time series models, ARAR model and ITSM software to Prediction and evaluation of monthly temperature in Fasa Station (47 years from 1967 to 2014). In this research average monthly temperature in Fasa Station predicted for 6 next years (from 2015 to 2020). Result showed that based on the autocorrelation and partial autocorrelation diagrams, the AR Burg (26, 1) model with AICC index equivalent 2609.91 was the best fitted to the considered data set. According to results coefficient of model ($Z(t-1)$) is insignificant at 21, 22 and 23 lags therefore this coefficient set zero. The P-value of the turning points test statistic for different lags is greater than the significance level of 5%, which indicates that the residuals are uncorrelated, therefore can be said predicted data are thrust.

Key words: Time series, Temperature prediction, Temperature changes, Fasa Station.

¹ Assistant Professor, Department of Range and Watershed Management, Fasa University. Iran. Email: Ar_Zareiee@Fasau.ac.ir.

² Department of water engineering, College of Agriculture, Fasa University, Fasa, Iran
Email: Moghimi@Fasau.ac.ir