

استفاده از تحلیل سری زمانی برای پیش بینی تغییرات دمای شهر تبریز

علی اصغر میرزایی

دانشجوی دکتری آبیاری و زهکشی، A_mirzaie62@yahoo.com

داود فتحی

دانشجوی دکتری آبیاری و زهکشی و کارشناس شرکت خدمات مهندسی آب و خاک کشور، Fathi305@gmail.com

چکیده

تحقیق حاضر با هدف پیش بینی مقادیر آبی دمای ماهانه ایستگاه تبریز با استفاده از مدل های سری زمانی صورت گرفت. مدل آماری برتر، مدل " آریمای فصلی ضربی " $(0,1,2)_{12} \times ARIMA(2,0,2)$ انتخاب شد. در این مطالعه از داده های ایستگاه سینوپتیک تبریز که به صورت ماهانه برداشت شده اند استفاده شد. برای شناسایی مولفه های موجود در سری زمانی و مشخص کردن ضرایب مدل، توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی محاسبه و نمودار همبستگی نگار ترسیم شد. سپس با توجه به مولفه های شناسایی شده، جهت ایستادن سری زمانی، برخی از مولفه ها با استفاده از روش های تفاضلی ساده و فصلی حذف گردید. در ادامه بر اساس نوسانات موجود در همبستگی نگار داده های ایستگاه شده، ضرایب مورد نیاز برای مدل انتخابی تعیین گردید. جهت صحت سنجی مدل به دست آمده با استفاده از روش های آماری و آزمون باقی مانده ها، از بین پنج مدل برتر، مدلی که کمترین مقادیر $RMSE, MAE, MAPE, ME, AIC$ را داشت به عنوان مدل برتر انتخاب و پیش بینی بر اساس این مدل صورت گرفت. در این تحقیق از آزمون پایداری واریانس و آزمون کفایت داده ها نیز استفاده شد. نتایج نشان داد با ادامه روند کنونی، متوسط دمای سالانه تا سال ۱۴۲۵ حدود ۳/۲ درجه سانتیگراد افزایش دما نسبت به سال ۱۳۸۷ خواهد داشت. همچنین بررسی شاخص فصلی نشان از افزایش متوسط دمای ماهانه طی دوره آماری ۱۴۲۵-۱۳۸۸ دارد.

واژه های کلیدی: مدل باکس جنکینز - شاخص فصلی - دما - پیش بینی - ایستگاه سینوپتیک تبریز

مقدمه

افزایش دمای کره زمین سبب تغییرات ژرف و وسیعی در اقلیمهای سطح زمین گردیده و باعث بروز تغییراتی در زمان و مکان بارش می شود که خسارات بسیاری را بر انسان بویژه در دهه اخیر وارد آورده است. با توجه به اینکه مقادیر عناصر اقلیمی ساعت به ساعت و روز به روز تغییر می کند باید بر این ایده تأکید شود که اقلیم یک منطقه دارای نوسان و تغییرمی باشد. همچنین آنچه در تغییر کلی الگوی اقلیمی سیاره زمین اهمیت دارد، الگوی جغرافیایی تغییر دما می باشد. با وجود آنکه علل واقعی تغییرپذیری اقلیمی بطور کامل شناخته نشده است، لیکن فرضیه هایی به عنوان عوامل موثر در تغییرات اقلیم مطرح شده اند که نتایج تمام این فرضیه ها، تغییر پارامتری درجه حرارت و بارش است. پدیده افزایش دما در بعضی از ایستگاههای هواشناسی ایران نیز مشاهده شده که نشانه گرایش به سمت اقلیم خشک می باشد. ایده استفاده از آمار بلند مدت عوامل هیدرولوژیکی نسبت به زمان به منظور بررسی و مطالعه آینده این عوامل، موضوع بحث سری های زمانی در علم آمار می باشد. تحلیل سری زمانی به طور نظری و عملی از سال های ۱۹۷۰ به بعد برای پیش بینی و کنترل به سرعت توسعه پیدا کرده است. به همین منظور و با توجه به مطالب عنوان شده، تغییرات دمای ماهانه ایستگاه شیراز با استفاده از سری از زمانی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. مدل شبیه سازی خواص مکانی و زمانی یک سیستم و یا بخش هایی از آن به صورت فیزیکی و یا ریاضی است. مدل های ریاضی به دو گروه مدل های علت و معلولی و احتمالاتی تقسیم می شود. مدل های احتمالاتی یا مدل های آماری از وابستگی ریاضی مابین مولفه های یک یا چند سری زمانی بهره می جویند و با توجه به ماهیت این مولفه ها می توان یک مدل آماری که توصیف کننده این رابطه باشد، بنا نمود سپس می توان از این مدل جهت پیش بینی متغیر غیر مستقل استفاده کرد. لذا با توجه به ماهیت این نوسانات در یک سری زمانی که حاصل وابستگی ریاضی بین مولفه های سری زمانی می باشد، می توان با شناخت این ارتباطات معنی دار، آنها را مجزا و در قالب مولفه های یک سری زمانی نام گذاری کرد. اصطلاحاً به این مولفه ها، مولفه های تعیینی یا مدل پذیر گفته می شود. سامانی (۲۰۰۱) با به کارگیری توابع خودهمبستگی و چگالی طیفی به مدل سازی استوکستیک و پیش بینی آینده دبی چند رودخانه در استان فارس پرداخت. مشکانی (۱۹۹۷) به بررسی و پیش بینی خشک سالی در غرب ایران با استفاده از مدل های ترکیبی ضریبی فصلی (SARIMA) ^۱ پرداخت. آن (۲۰۰۰) با استفاده از مدل های (ARIMA) به پیش بینی نوسانات سطح ایستایی پرداخت. این محقق با توجه به داده ها از روش های تفاضل گیری درجه دوم برای حذف روند موجود استفاده کرد. بریگت (۲۰۰۳) با استفاده از آنالیز طیفی، توابع فاز و دامنه در بخش های مختلف آبخوان میزان هدایت هیدرولیکی عمودی آبخوان را بدست آورد. رئیسی (۱۳۷۶) با استفاده از روش های استوکستیک به مطالعه تغییرات آب و هوای جنوب ایران پرداخت. صدقی (۱۳۷۹) با استفاده از سری های زمانی طویل مدت دبی رودخانه کارون، آینده تغییرات این رودخانه را پیش بینی کرد. جلالی (۱۳۸۱) برای ارائه سیستم های پشتیبان تصمیم گیری بهره برداری از مخازن از مدل های سری زمانی برای پیش بینی جریان های ماهیانه ورودی به سد جیرفت استفاده کرد و یک مدل تک متغیره آماری برای دبی ورودی سد واسنجی نمود.

مواد و روشها

باکس و جنکینز نوع خاصی از این مدل ها را که به نام مدلای فصلی ضریبی پذیر $ARIMA(p,q)(P,Q)$ می باشد ارائه دادند که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفت. در این مدل به ترتیب ضرایب p, q مرتبه غیرفصلی و P, Q مرتبه فصلی فرآیندهای اتورگرسیو و میانگین متحرک می باشند. هرگاه میانگین، واریانس و خصوصیات آماری یک سری زمانی در طول زمان ثابت باشد سری زمانی، سری ایستا نام دارد. فرم عمومی ذکر شده در مورد سری های ایستا می باشد، لذا در صورتی که سری زمانی فاقد میانگین و واریانس ثابتی باشد، سری زمانی نایستا^۲ است. مهمترین عوامل ایجاد نایستایی در یک سری زمانی، مولفه هایی چون روند و تناوب می باشند. در مدل های باکس جنکینز با ضرایب تفاضلی برای حل این مشکل و ایستا کردن سری زمانی دو ضریب تفاضلی به فرم عمومی مدل $ARIMA$ اضافه شده که به اختصار به صورت

^۱ - Seasonal Auto Regressive Integrated Moving Average

^۲ - Stationary Time Series

^۳ - Nonstationary Time Series

$ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$ نشان داده می شود. در این معادله d, D به ترتیب درجه تفاضل گیری ساده و فصلی می باشد که اغلب این ضرایب از یک تجاوز نمی کند. مبانی اساسی مدل سازی تقریباً در تمامی روش های ریاضی و آماری یکسان می باشد و اساساً شامل: تشخیص پارامترهای مدل ، برازش مدل ، صحت سنجی است که در نهایت صلاحیت مدل برای پیش بینی یک متغیر آب و هوایی ارزیابی می شود. مدل عمومی باکس و جنکینز به صورت زیر نوشته می شود:

$$(1) \phi_p(B)\phi_p(B^s)\nabla_s^D\nabla^d X_t = \theta_0 + \theta_q(B)\theta_q(B^s)Z_t$$

که به مدل "آریمای فصلی ضربی باکس و جنکینز" مشهور است و در آن:

$$1 - \phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \quad 1$$

$$1 - \phi_p(B^s) = (1 - \phi_{1,s} B^s - \dots - \phi_{p,s} B^{Ps}) \quad 2$$

$$1 - \theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \quad 3$$

$$1 - \theta_q(B^s) = (1 - \theta_{1,s} B^s - \dots - \theta_{q,s} B^{Qs}) \quad 4$$

$$5 - \theta_0 = \mu \phi_p(B)\phi_p(B^s) \quad 5$$

شده.

$$6 - Z_t, Z_{t-1}, \dots \quad 6$$

$$7 - \theta_{1,s}, \theta_{2,s}, \dots, \theta_{q,s}, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q, \phi_{1,s}, \phi_{2,s}, \dots, \phi_{p,s}, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \delta \quad 7$$

نمونه برآورد گردند.

$$8 - B^k X_t = X_{t-k} \quad 8$$

عملگر پس رو که به شکل $B^k X_t = X_{t-k}$ تعریف می شود.

$$9 - \nabla = 1 - B \quad 9$$

عملگر غیر فصلی نامیده می شود و به شکل $\nabla = 1 - B$ تعریف می شود.

$$10 - \nabla_s = 1 - B^s \quad 10$$

عملگر فصلی نامیده می شود و به شکل $\nabla_s = 1 - B^s$ تعریف می شود.

در مراحل اولیه تجزیه و تحلیل داده ها ، حذف داده های پرت ، آزمون نرمال بودن سری زمانی ، تشخیص وابستگی مولفه های سری و تعیین ضرایب مدل در قلمرو زمان از توابع $(ACF)^4$ و $(PACF)^5$ ، حذف روند و تناوب از سری زمانی ، تعیین شاخص فصلی ، آزمون کفایت طول داده ها ، تبدیل نایستائی به سری ایستا ، برآورد ضرایب مدل بطوریکه نهایتاً مدلی که کمترین مقادیر $RMSE, MAE, MAPE, ME, AIC$ را داشت ، انتخاب گردید. تشخیص درستی مدل (صحت سنجی) مدل انتخاب شده و بالاخره پیش بینی توسط مدل مناسب برای ایستگاه شیراز انجام شد. برای این منظور مقادیر پیش بینی شده دما براساس مدل مزبور با مقادیر واقعی متوسط دمای ماهانه اندازه گیری شده در ایستگاه شیراز از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ مقایسه گردید. مقادیر پیش بینی شده براساس مدل انتخابی از فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۸۷ انجام گرفت. کلیه محاسبات حسب مورد توسط نرم افزارهای آماری $SPSS, Statgraphic$ انجام پذیرفت.

نتایج و بحث

محاسبه شاخص فصلی از روش ضربی^۶ (افزایشی) وبا استفاده از نرم افزار $Statgraphic$ انجام گرفتدر (جدول ۱). بررسی ها نشان داد که افزایش دما از بهمن ماه شروع شده و تا تیرماه ادامه پیدا می کند و کاهش دما از مردادماه شروع شده و تا دی ماه ادامه می یابد. بیشترین شاخص فصلی دما ، مربوط به تیرماه با ۱۶۳ درصد می باشد، بنابراین گرمترین ماه سال طی دوره آماری ۴۸ ساله ، تیرماه با ۲۹ درجه سانتیگراد ($29^\circ C = 17/8 \times 1/63$) و سردترین ماه سال با شاخص فصلی ۳۷/۵۵ درصد، دی ماه بادمای ۶/۷ درجه سانتیگراد ($6/7^\circ C = 17/8 \times 37/55$) خواهد بود. در نتیجه نمودار شاخص فصلی

⁴ - Auto Correlation Function

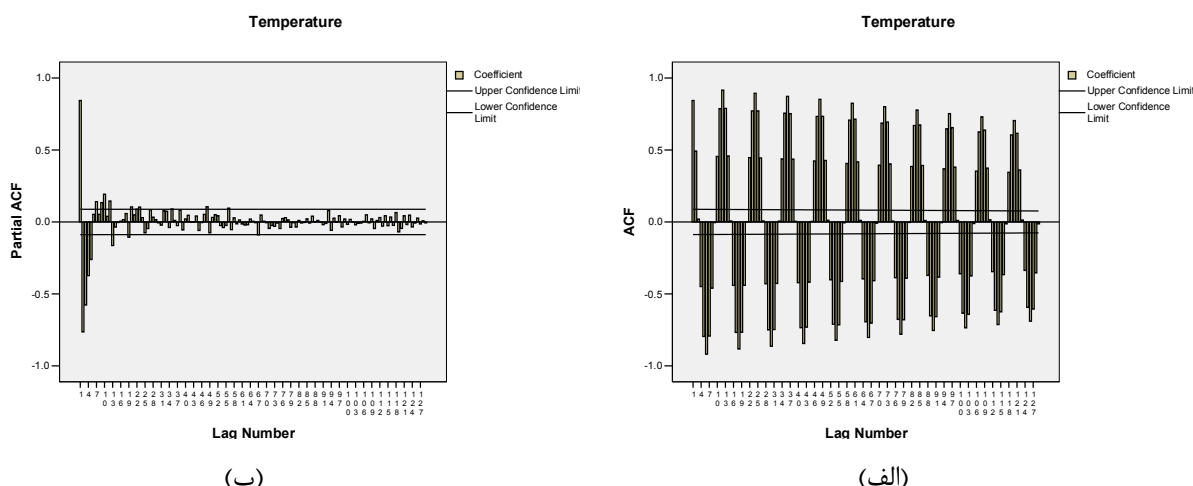
⁵ - Partial Auto Correlation Function

⁶ - Multiplicative

جدول (۱) - شاخص فصلی دمای ایستگاه تبریز در ماههای مختلف (۱۳۸۷-۱۳۴۰)

ماه	شاخص فصلی (%)	ماه	شاخص فصلی (%)
۱	۸۳/۳۱	۷	۱۱۱/۰۱
۲	۱۱۵/۹۵	۸	۸۲/۲۴
۳	۱۴۳/۷۳	۹	۵۲/۶۸
۴	۱۶۳/۰	۱۰	۳۷/۵۵
۵	۱۶۱/۹۶	۱۱	۴۱/۳۷
۶	۱۴۴/۶۹	۱۲	۶۲/۶۱

دما طی دوره آماری مورد نظر دارای یک مقدار حداکثر و یک مقدار حداقل بوده به نحوی که شاخص مربوط به سایر ماههای سال بین این دو مقدار در حال نوسان می باشد لذا سری زمانی مربوط به متوسط دمای ماهانه از سال ۱۳۴۲ تا ۱۳۸۷ علاوه بر روند کلی، دارای نوسان فصلی با دوره ۱۲ ماه نیز می باشد. مطالعه درجه حرارت نشان داد که متوسط دمای هوای ماهانه در ایستگاه تبریز دارای روند و تناوب ۱۲ ماهه است، چون سری مذکور دارای روند و تناوب است لذا یک سری نایستا است که بایستی به سری ایستا تبدیل شود. به منظور حذف روند و تناوب از نرم افزار *Statgraphic* استفاده شد. محاسبه و رسم توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی نشان داد که تابع خودهمبستگی به صورت موجی میرا میل به کاهش دارد و تابع خودهمبستگی جزئی پس از تاخیر یک به صورت نامنظم تغییر پیدا می کند (شکل ۱).



شکل (۱) - الف - تغییرات توابع *ACF* و ب - *PACF* سری زمانی متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز (۱۳۸۲-۱۳۴۰)

تغییرات *ACF*, *PACF* نشان می دهد مدل فصلی ضربی بهترین مدل برای برازش بر این سری زمانی است. نتایج بررسیها نشان می دهد بهترین مدل برازش یافته بر سری زمانی متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز از سال ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۲، مدل $(1, 1, 2)_{12} \times (2, 0, 2)_{ARIMA}$ می باشد (جدول ۲). پس از برآورد ضرایب مدل، درستی یا نادرستی مدل انتخاب شده مورد بررسی قرار گرفت. بررسی تابع *ACF* باقیمانده ها نیز نشان داد که مدل انتخاب شده مناسبترین مدل برازش یافته بر سری زمانی مذکور است زیرا باقیمانده ها در کمترین تاخیر، خط اطمینان را قطع می کنند. تجزیه و تحلیل فوق نشان می دهد واریانس سری تصادفی محض برابر $\sigma^2 = 2/840.53$ می باشد. در نتیجه فرآیند تصادفی محض به صورت زیر معرفی می گردد:

$$Z_t = Wn(\mu, \sigma^2) = Wn(0, 2/840.53) \quad (2)$$

جدول (۲) - معیارهای مقایسه برای مدل های مختلف سری زمانی متوسط دمای ماهانه تبریز

مدل فصلی ضربی	RMSE	MAE	MAPE	ME	AIC
$(1, 1, 2)_{12} \times (2, 0, 2)_{ARIMA}$	۱/۶۷۳۲	۱/۰۹۷۷	۸/۷۱۲۳	-۰/۰۰۹۵	۱/۰۵۶۶

$(2,0,0) \times (0,1,1)_{12}$	1/7015	1/1067	8/8604	-0/0014	1/0786
$(1,0,2) \times (0,1,1)_{12}$	1/6986	1/1112	8/8784	-0/0028	1/789
$(2,0,0) \times (0,1,2)_{12}$	1/6991	1/0979	8/8661	-0/0044	1/0795
$(1,0,2) \times (0,1,2)_{12}$	1/7028	1/1088	8/8618	-0/0023	1/0801

در مدل $(ARIMA(p,d,q) \times (P,D,Q)_s)$ مقادیر $p=2, d=0, q=2, P=0, D=1, Q=2, s=12$ مرتبه های مدل را مشخص می کنند و ضرایب مدل برابر است با:

$$AR(1) = \phi_1 = 1/67828, AR(2) = \phi_2 = -0/719567$$

$$MA(1) = \theta_1 = 1/18195, MA(2) = \theta_2 = -0/209764$$

$$SMA(1) = \theta_{1,12} = 0/859941, SMA(2) = \theta_{2,12} = 0/100252$$

چون مرتبه های d, P صفر هستند لذا ضریبی برای این مرتبه ها محاسبه نمی شود. در نهایت، مدل فصلی ضریبی زیر ارائه می گردد:

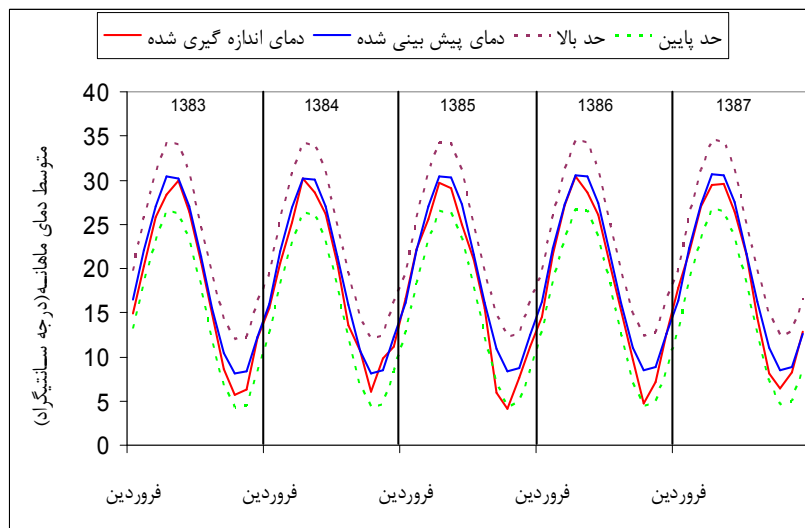
$$ARIMA(p,d,q) \times (P,D,Q)_s \phi_p(B) \phi_q(B^s) \nabla_s^D \nabla^d X_t = \theta_0 + \theta_q(B) \theta_Q(B^s) Z_t \quad (3)$$

$$ARIMA(2,0,2) \times (0,1,2)_{12} \phi_2(B) \phi_0(B^{12}) \nabla_{12}^1 \nabla^0 X_t = \theta_0 + \theta_2(B) \theta_2(B^{12}) Z_t \quad (4)$$

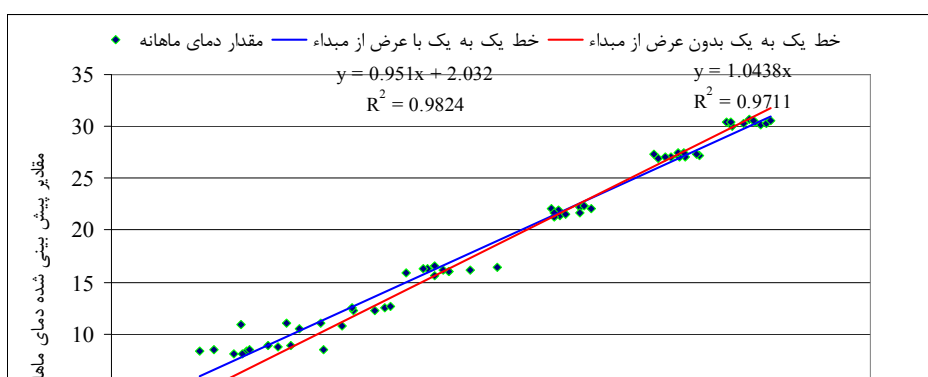
بطوریکه

$$(\Delta) Z_t = Wn(\mu, \sigma^2) = Wn(0, 2/84053)$$

تغییرات متوسط دمای ماهانه اندازه گیری شده و متوسط دمای ماهانه پیش بینی شده همراه با حد بالا و حد پایین در سطح اعتماد ۹۵٪ در شکل (۲) نشان داده شده است. همچنین خط یک به یک نشان داد در صورتیکه عرض از مبدا صفر باشد، آنگاه ضریب زاویه خط برابر با ۱/۰۴۳۸ شده و اگر عرض از مبدا صفر نباشد آنگاه ضریب زاویه برابر با ۰/۹۵۱ است که تفاوت چندانی با عدد یک ندارد (شکل ۳).

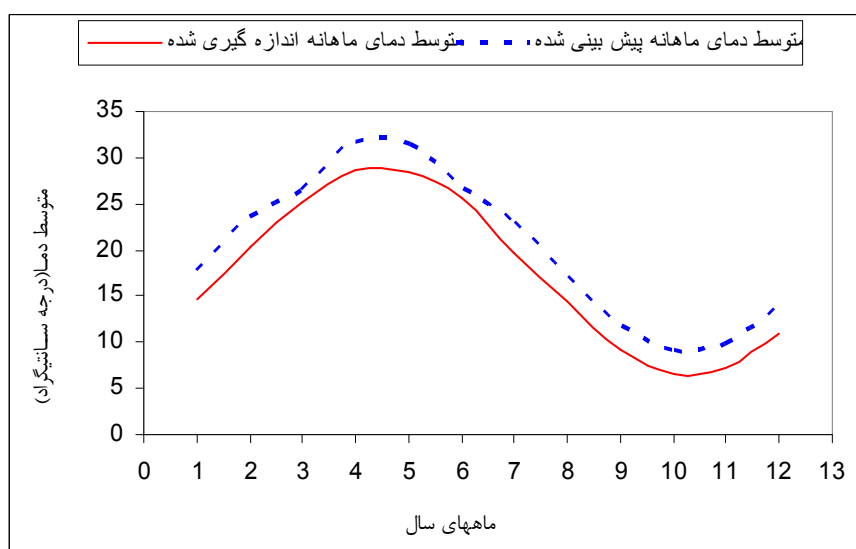


شکل (۲) - مقایسه متوسط دمای ماهانه اندازه گیری شده و مقادیر متوسط دمای ماهانه پیش بینی شده با استفاده از مدل فصلی ضریبی



پیش بینی دما

مقادیر آتی متوسط دمای ماهانه حداکثر تا تقدم زمانی ۵۱۶ با استفاده از نرم افزار Statgraphics تا افق سال ۱۴۲۵ هجری شمسی محاسبه گردید. نتایج نشان داد متوسط دمای سالانه ایستگاه تبریز بین ۱۸ تا ۲۵/۵ درجه سانتیگراد متغیر خواهد بود. هرچند حد پایین متوسط دمای سالانه پیش بینی شده، ۰/۸ درجه سانتیگراد کاهش دما را نشان می دهد اما حد بالای دمای پیش بینی شده ۴/۹ درجه سانتیگراد افزایش دما را در پی خواهد داشت. دمای متوسط سالانه پیش بینی شده برای سال ۱۴۲۵ در سطح اعتماد ۹۵٪ برابر با ۲۱/۸ درجه سانتیگراد می باشد. این مقدار مؤید افزایش دما نسبت به سال ۱۳۸۷ با متوسط دمای سالانه ۱۸/۶ به میزان ۳/۲ درجه سانتیگراد است. پس از محاسبه شاخص فصلی برای دوره آماری ۱۳۸۸-۱۴۲۵ ملاحظه گردید تیرماه دارای بیشترین شاخص فصلی و دی ماه دارای کمترین شاخص فصلی است که با شاخص فصلی مربوط به دمای اندازه گیری شده دوره آماری ۱۳۸۷-۱۳۴۰ در یک زمان (ماه) صورت پذیرفته است. در نتیجه تیرماه گرمترین ماه سال و دی ماه سردترین ماه سال در دوره آماری ۱۳۸۸-۱۴۲۵ خواهد بود (جدول ۳ و شکل ۴).



شکل ۴ - مقایسه روند تغییرات متوسط دمای ماهانه پیش بینی شده (۱۳۸۸-۱۴۲۵) و متوسط دمای ماهانه اندازه گیری شده (۱۳۸۷-۱۳۴۰) ایستگاه مقایسه متوسط دمای ماهانه پیش بینی شده و متوسط دمای ماهانه اندازه گیری شده نشان داد برای تمام ماهها افزایش متوسط دما صورت پذیرفته است. براین اساس دمای تیرماه به عنوان گرمترین ماه سال برابر ۳۱/۴ درجه سانتیگراد و دمای دی ماه به عنوان سردترین ماه سال برابر ۹/۲ درجه سانتیگراد برآورد گردید (جدول ۴).

ماه	شاخص فصلی دمای پیش بینی شده(./) درسال ۱۳۸۸-۱۴۲۵	شاخص فصلی دمای اندازه گیری شده(./) درسال ۱۳۸۷-۱۳۴۰
۱	85/87	31/83
۲	114/46	115/95
۳	138/72	143/73
۴	155/26	163/0
۵	154/25	161/96
۶	139/19	144/69
۷	111/44	111/01
۸	83/91	82/24
۹	57/64	52/68
۱۰	44/44	37/55
۱۱	48/07	41.27
۱۲	66/74	62/61

جدول (۴) - مقایسه متوسط دمای ماهانه پیش بینی شده و اندازه گیری شده ایستگاه تبریز(سانتیگراد)

ماه	متوسط دمای ماهانه پیش بینی شده	متوسط دمای ماهانه اندازه گیری شده	میزان افزایش دما
۱	17/7	۱۴/۷	3/0
۲	23/6	۲۰/۴	3/2
۳	26/5	۲۵/۳	1/3
۴	۳۱/۸	۲۸/۶	۳/۲
۵	۳۱/۴	۲۸/۵	۲/۹
۶	26/6	۲۵/۵	1/1
۷	23/0	۱۹/۷	3/3
۸	17/1	۱۴/۵	2/6
۹	11/9	۹/۳	2/7
۱۰	9/2	۶/۶	2/6
۱۱	9/9	۷/۳	2/7
۱۲	13/7	۱۱	2/7

نتیجه گیری و پیشنهادات

مدل های آماری از جمله مدل های باکس جنکینز ابزار مناسبی برای بررسی و پیش بینی سری های مختلف زمانی همانند سری زمانی داده های دما می باشد. براساس بررسی انجام شده آزمون باقی مانده ها نباید به تنهایی (در مورد انتخاب مدل نهایی) مورد استفاده قرار گیرد. لذا می بایست صحت مدل در توانایی پیش بینی داده های واقعی (صحت سنجی مدل) نیز مورد آزمون قرار گیرد. مدل های سری زمانی در مورد داده هایی که نوسان کمتری دارند، نسبت به داده هایی که دارای نوسانات شدید هستند، قابلیت بهتری داشته و کامل تر می توانند خصوصیات سری زمانی مربوط را تشریح نمایند. تغییرات متوسط دمای ماهانه از جمله سری هایی هستند که نوسانات شدید نداشته لذا مدل های سری زمانی می تواند به خوبی مقادیر آتی این عوامل را پیش بینی نماید.

منابع

۱. جلالین، ۱۳۸۱. پیش بینی جریان ورودی به مخزن سد جیرفت با استفاده از تئوری سری های زمانی. ششمین سمینار بین المللی مهندسی رودخانه، دانشگاه شهید چمران اهواز.
۲. صدقیح، ۱۳۷۹. پیش بینی تغییرات طول مدت دبی رودخانه کارون با استفاده از سری های زمانی. دومین کنفرانس ملی بررسی راهکارهای مبارزه با کم آبی، کرمان.

۳. طباطبایی ع و حسینی م، ۱۳۸۲. بررسی تغییر اقلیم در شهر سمنان بر اساس پارامترهای بارش ماهیانه و متوسط دمای ماهیانه، سومین کنفرانس منطقه ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم اصفهان.
۴. رئیسی ع، ۱۳۸۱. استفاده از روش های استوکستیک در مطالعه تغییرات آب و هوای جنوب ایران. دومین کنفرانس منطقه ای تغییر اقلیم، سازمان هواشناسی.
۵. عسکری ا، ۱۳۷۱. تغییر اقلیم، مجله نیوار، شماره ۱۳.
۶. کارآموز م و عراقی نژاد ش، ۱۳۸۴. هیدرولوژی پیشرفته، چاپ اول، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر، تهران.
۷. کرسیک ن، ۱۳۸۱. مدل سازی آب های زیرزمینی و حل مسائل هیدرولوژی، ترجمه دکتر منوچهر چیت سازان-حیدرعلی کشکولی. انتشارات دانشگاه شهید چمران اهواز.
۸. مردانه م، ۱۳۸۸. پیش بینی تغییرات عوامل آب و هوایی و اثر آنها بر نوسان سفره آب زیرزمینی دشت شیراز. پایان نامه کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب، دانشکده کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز.
۹. مشکانی م، ۱۳۷۱. تحلیل سری های زمانی: پیش بینی و کنترل، مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
۱۰. مؤمنی م، ۱۳۸۲. تغییر اقلیم و تاثیر آن بر ناپایداری اکولوژیکی در ایران.
۱۱. نصیری محلاتی م، ۱۳۸۳. مطالعه شاخص های هواشناسی ایران در شرایط تغییر اقلیم.

12. Ahn, H. 2000. Modeling of groundwater heads based on second order difference time series modeling. J. Hydrology. 234: 82-94.
13. Bars, L., Rodriguez-Itrub, I. 1985. Random Functions and Hydrology. Addition-Wesley. Publishing Company, Massachusetts. BO. 145-170.
14. Brigitte, E.J., Hendry M.J. 2003. Application of Harmonic Analysis of water level to determine vertical Hydraulic conductivities. Ground water. 41: 514-522.
15. Chatfield, C. 1989. The analysis of time series: An introduction, Chapman and Hall, London.
16. Lowery, W.P. 1971. Compendium of Lecture Notes in Climatology for Class limatology. WMO.
17. Meshkani, M.R. 1997. Forecasting Drought in western provinces of Iran: A time series approach. Proceeding of the 8th international conference on rainwater catchment systems. April 25-29. Tehran. Iran.
18. Salas, D.J. 1997. Applied modeling of hydrological time series. Water resources publication. 94-110.
19. Samani, N., Raeissi, E., and Soltani, A.R. 1994. Modeling the stochastic behavior of the Fars river J. sciences, IRI. 5: 49-58.
20. Weis, R.F. 1981. The temporal and spatial distribution of tropospheric nitrous oxide. J, Geophysics. Res. 86: 7185-7195.
21. Yevjevich, V. 1982. Stochastic processes in hydrology. Water Resource Publication Fort Collins Colorado.