

H. Asakere, Ph.D

E.mail: asakereh@znu.ac.ir

دکتر حسین عساکره، دانشگاه زنجان

شماره مقاله: ۷۵۶

شماره صفحه پیاپی ۱۵۶۰۱-۱۵۶۲۲

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز

چکیده

روش‌های آماری ابزارهایی کارآ و مفید برای درک و ارزیابی رفتار اقلیم به شمار می‌آیند. یکی از کاربردهای آمار در اقلیم‌شناسی، مدل‌سازی رفتار عناصر اقلیمی است. از الگوهای آماری پرکاربرد، الگوهای خانواده ARIMA است. در این خانواده، از الگوهای آماری مقادیر براساس رفتارهای گذشته‌شان مدل‌سازی شده، آینده‌نگری می‌شوند. در این تحقیق، ضمن معرفی گام به گام روش‌های برازش یک مدل ARIMA، متوسط دمای سالانه هوا در شهر تبریز برای دوره آماری سال‌های ۲۰۰۵ - ۱۹۵۱ (۵۵ سال) بررسی شد. براساس روش‌های معمول الگوسازی در خانواده الگوهای ARIMA یک مدل $ARIMA(0,1,2)_{con}$ به عنوان الگوی نهایی تعیین شد. در این مدل وجود درجه تفاضلی ۱ بیانگر روند حول یک خط است. این روند از وجود جمله ثابت در مدل (Con) قابل استنباط است. میزان این روند براساس مدل $ARIMA(0,1,2)_{con}$ حدود ۰/۰۳۳ درجه سلسیوس در سال است. همچنین مرتبه ۲ برای میانگین متحرک، گویای این است که دمای هر سال، تابعی از مؤلفه‌های تصادفی یک تا دو سال گذشته است. در نهایت، براساس مدل برازش یافته، دمای ۲۰ سال آینده و نیز فاصله اطمینان ۹۵ درصد آن برای شهر تبریز پیش‌بینی شد.

واژه‌های کلیدی: مدل‌سازی، مدل آریمما، فرآیند تصادفی، دمای سالانه، تبریز

مقدمه

در تعریفی کلی، مدل عبارت است از نمادی از واقعیت که مهمترین ویژگی‌های دنیای واقعی را به صورت کلی و ساده بیان می‌دارد. مدل سازی تکنیکی نوین برای توصیف، تاریخ گذاری، بازآفرینی و پیش‌بینی است که در سطح وسیعی به وسیله اقلیم‌شناسان 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 می‌آید. بدین ترتیب، درک پیچیدگی‌های سیستم اقلیم امکانپذیر می‌شود (عساکره، ۱۳۸۶، الف، ۱۰۲). بنابراین، یکی از اهداف اقلیم‌شناسانی که به ساخت و تکامل بخشیدن به مدل‌های اقلیمی دست برده‌اند، آن بوده است که بر پایه اصول فیزیکی، رفتار دستگاه اقلیم را شبیه‌سازی کنند (غیور و مسعودیان، ۱۳۷۵، ۳۹-۵۰). اقلیم‌شناسان برای ساخت مدل‌های اقلیمی از علوم مختلف بهره گرفته‌اند. در این میان، مدل‌های اقلیمی که بر پایه اصول آماری - احتمالی بنا گذاشته شده‌اند، از اهمیتی ویژه و کاربرد پرشماری برخوردارند. در این گونه مدل‌ها، ارزش‌های عددی یک دسته از پدیده‌های مورد نظر و ویژگی‌های اصلی آنها، با نشانه‌ها و نیز روابط بین این پدیده‌ها به روابط بین نشانه‌ها مانند می‌شود. در این نوع مدل سازی یک استراتژی سه مرحله‌ای شامل تشخیص (شناسایی)، برآزش و آزمون صحت مدل و پیش‌بینی با حدود اعتماد مشخص در نظر گرفته می‌شود (عساکره، ۱۳۸۶، الف، ۱۰۲-۱۰۴). در این تحقیق، تلاش بر این است که دمای سالانه تبریز به وسیله یکی از مدل‌های آماری موسوم به مدل‌های ARIMA مدل سازی شود.

۱- مبانی نظری

برخی رویدادهای اقلیمی درمشاهده‌های پیاپی و تحت شرایط مشخص و طبعاً درطول زمان نتایج یکسانی را بروز نمی‌دهند و ممکن است هر بار چهره‌ای متفاوت از بقیه نمودها ارائه نمایند. این قبیل پدیده‌ها یا پدیده‌های مشابه به فرآیندهای تصادفی موسومند. طبق تعریف (عساکره، ۱۳۸۶، ۱۰۶)

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۵

"فرآیندهای تصادفی به پدیده‌هایی گفته می‌شود که نمی‌توان نتیجه آنها را پیش از رخ دادن به طور قطع معلوم کرد."

یک فرآیند تصادفی مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی است که طی زمان، مقادیر (مشاهدات) مختلفی را نشان می‌دهد. برای مثال، دما، بارش، فشار، رطوبت نسبی و... فرآیندهای تصادفی به شمار می‌آیند. رویدادهای اقلیمی به عنوان پدیده‌های تصادفی به طور دقیق قابل پیش بینی نیستند، ولی از مشاهده پایایی آنها آگاهی‌های مفیدی به دست می‌آید که از طریق قوانین احتمالی قابل تعریف هستند. برای مثال، ممکن است یک فرآیند اقلیمی (مثل $\{Z_t\}$) از توزیع آماری خاصی و یا از مدل رفتاری مشخصی پیروی کند. یکی از مدل‌های مناسب برای برازش بر فرآیندهای اقلیمی مدل‌های ARIMA است. در این صورت، فرآیند تصادفی $\{Z_t\}$ را یک فرآیند ARIMA با درجه (p,d,q) می‌گوییم و می‌نویسیم:

$$Z_t \sim ARIMA(p,d,q) \quad (1)$$

شرط نخست برای برازش یک مدل ARIMA بر فرآیند تصادفی $\{Z_t\}$ مانایی (ایستایی)^۱ $\{Z_t\}$ است. اگر این شرط احراز نشود، برای برازش یک مدل، عملگر تفاضلی $\{W_t = (1-B)^d Z_t\}$ جهت احراز مانایی و به فرم زیر ارائه می‌شود (خردمندنی و عساکره، ۱۳۸۰، ۱۲۴)

$$\phi_p(B)(1-B)^d(W_t - \mu_w) = \theta_q(B)a_t \quad (2)$$

۱ - در تعریف فوق و به طور کلی در این مقاله مقصود از مانایی، مانایی ضعیف مرتبه دوم است (که آن را مانایی کواریانس نیز می‌نامند). یک شرط کافی برای این که فرآیند $\{W_t\}$ مانا باشد، این است که قدر مطلق هر یک از ریشه‌های معادله $\phi_p(B) = 0$ بزرگتر از واحد باشند. برای قابل استفاده بودن مدل در امر پیش‌بینی شرط معکوس پذیری $\{W_t\}$ نیز لازم است. یک شرط کافی برای معکوس بودن فرآیند $\{W_t\}$ این است که قدر مطلق هر یک از ریشه‌های معادله $\theta_q(B) = 0$ بزرگتر از واحد باشد. برای توضیحات نظری برای مثال بروکول و دیویس (۱۹۹۸، ۱۹۰-۱۹۶) را ملاحظه کنید.

که در آن $\mu_w = E(W_t)$ و $a_t \sim WN(0, \sigma^2)$ ؛ یعنی فرآیند $\{a_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هم توزیع و دو به دو ناهمبسته (نوفه سفید)^۲ با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت (a_a^2) است. معمولاً فرض می‌شود که a_t دارای توزیع نرمال است. در این صورت $\{a_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع $N(0, \sigma_a^2)$ است و به اختصار می‌نویسیم:

$$a_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (۳)$$

عملگرهای به کار رفته در بالا به صورت زیر تعریف می‌شوند (وئی، ۱۳۷۶، ۹۹)

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (۴)$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (۵)$$

که در آن B عملگری است که به صورت $B^j Z_t = Z_{t-j}$ تعریف می‌شود. در این رابطه j یک عدد صحیح نامنفی است.

اگر سری تفاضلی $\{Z_t\}$ یعنی $\{W_t\}$ یک تحقق به اندازه کافی طولانی از فرآیند $\{W_t\}$ باشد و اگر فرضیه‌های حاکم بر مدل صحیح باشد، فاصله $(\bar{W} \pm 1.96 \frac{s_w}{n})$ یک فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای μ_w است که در آن \bar{W} ، s_w و n به ترتیب میانگین، انحراف معیار و طول سری زمانی $\{W_t\}$ است. با استفاده از این فاصله اطمینان، می‌توان فرض صفر $\mu_w = 0$ را در مقابل $\mu_w \neq 0$ در سطح ۵ درصد خطا آزمود. میانگین سری زمانی $\{W_t\}$ یعنی \bar{W} ، برآورد مناسبی از μ_w می‌باشد. در عمل می‌توان سری زمانی $(W_t - \bar{W})$ را مورد مدل سازی قرار داد و سپس میانگین حذف شده را اضافه نمود. طریق دیگری که برای به حساب آوردن میانگین سری $\{W_t\}$ وجود دارد نوشتن مدل فوق به فرم معادله زیر است (خردمند نیا و عساکره، ۱۳۸۰، ۱۲۴)

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t \quad (۶)$$

در این صورت، پس از برآورد پارامتر θ_0 فرض $\theta_0 = 0$ را می‌توان آزمود.

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۷

۲- پیشینه تحقیق

همگام با توسعه و گسترش مدل‌ها و ابزار رقومی (کامپیوتر)، مدل سازی آماری با استفاده از روش‌های آماری پیشرفته و بر اساس مشخصات دراز مدت عناصر، پدیده‌ها و عوامل عمده اقلیمی توسعه بسیاری یافت. این نوع مطالعات در سطح جهانی و حتی در کشور ما بوفور انجام شده است. برای مثال، از مطالعاتی که در سطح جهانی انجام شده، می‌توان به مطالعات کاتسولیس^۳ (۱۹۸۷، ۶۷-۷۹)، کارل^۴ (۱۹۸۸، ۱۷۹-۱۹۷)، گالبریت و گرین^۵ (۱۹۹۲، ۲۰۹-۲۲۱)، گراف^۶ و همکاران (۱۹۹۵، ۲۳۳-۲۴۸)، جونس و همکاران (۱۹۹۷، ۱۴۳۳-۱۴۵۰)، برونیتی و همکاران^۷ (۲۰۰۰، ۴۹-۶۰)، یو و هاشینو^۸ (۲۰۰۳، ۱۵-۲۷) و لای^۹ و همکاران (۲۰۰۴، ۱۶۵-۱۷۴) و در ایران نیز می‌توان به جهانبخش و ترابی (۱۳۸۳، ۱۰۴-۱۲۵)، غیور و عساکره (۱۳۸۴، ۸۳-۹۹)، کاویانی و عساکره (۱۳۸۴، ۱۳۸۴-۱۴۳-۱۶۲)، مسعودیان (۱۳۸۴، ۲۹-۴۵) و زاهدی و همکاران (۱۳۸۶، ۱۸۳-۱۹۸) اشاره کرد. یکی از شیوه‌های مدل سازی آماری، الگو سازی در خانواده آریما (ARIMA)^{۱۰} است که اقلیم شناسان به آن بسیار توجه نموده‌اند. مبانی نظری این نوع الگوها، اولین بار به وسیله باکس و جنکینز (۱۳۷۱) مطرح گردید. بسط ریاضی آن به بهترین وجه به وسیله بروکول و دیویس^{۱۱} (۱۹۹۸) ارائه شد. از منابع بسیار ساده شناخت و کاربرد این الگوها می‌توان به وئی (۱۳۷۶) اشاره نمود.

مدل سازی ARIMA برای شناخت رفتارهای خطی (مدل‌های ARIMA خطی) و غیر خطی (مدل‌های ARIMA غیرخطی) در داده‌های تناوبی (مدل‌های SARIMA^{۱۲}) و غیر

3 - Katsoulis

4 - Karl

5 - Galbraith and Green

6 - Graf

7 - Brunetti

8 - Yue and Hashino

9 - Li

10 - Autoregressive Integrated Moving Average

11 - Brockweel and Davis

12 - Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average

تناوبی (مدل‌های ARIMA غیر فصلی) امکان پذیر است. مدل‌های خطی غیر تناوبی برای نمونه از سوی خردمندی و عساکره (۱۳۸۰، ۱۲۱-۱۳۳)، ساری صراف و جامعی (۱۳۸۱، ۴۱-۶۸)، همچنین رفتار خطی تناوبی عناصر اقلیمی، از سوی عساکره و خردمندی (۱۳۸۱، ۴۱-۵۴) و جهانبخش و باباپورباصر (۳۴، ۱۳۸۲-۴۶) مدل سازی شده است، درحالی که تاکنون مدل سازی ARIMA غیر خطی برای عناصر اقلیمی صورت نگرفته است. در این پژوهش، هدف معرفی روش و مراحل مدل سازی رفتار خطی سری‌های غیر تناوبی است. در این راستا، با به کارگیری نرم افزارهای کامپیوتری MINITAB/Win و SPSS/Win الگوسازی ARIMA بر دمای سالانه شهر تبریز انجام می‌شود.

دما یکی از عمده‌ترین و اساسی‌ترین عناصر اقلیمی است که به علت اهمیت آن از دیرباز مورد توجه اقلیم شناسان بوده است. تغییرات دمایی از اواخر قرن نوزدهم و آغاز قرن بیستم (IPCC 2001,108) یکی دیگر از دلایل عمده توجه به این عنصر اقلیمی است. برای مثال، میرنس^{۱۳} (۱۶۰۱، ۱۹۸۴-۱۶۱۳)، و کچیو و نانی^{۱۴} (۱۹۹۵، ۱۵۹-۱۶۵)، زی و کائو^{۱۵} (۱۵۱، ۱۹۹۶-۱۵۶) و نیز یو و هاشینو (۲۰۰۳، ۱۵-۲۷)، تغییرات دما را مورد توجه قرار داده‌اند. همچنین وودوارد و گری^{۱۶} (۱۹۹۳، ۹۵۳-۹۶۲) و وودوارد و گری (۱۹۹۵، ۱۹۲۹-۱۹۳۷)، تغییرات دمای جهانی را به وسیله مدل‌های ARIMA بررسی نموده‌اند.

دمای شهر تبریز از سوی برخی محققان مورد توجه بوده است. برای مثال، رسولی (۱۳۸۱، ۷-۲۶) براساس روش‌های پارامتری و با به کارگیری تکنیک‌های تجزیه مؤلفه‌های اصلی، دمای شهر تبریز را تحلیل نموده است. همچنین جهانبخش و بابا پور (۱۳۸۲، ۴۳) نیز متوسط دمای ماهانه شهر تبریز را به وسیله مدل‌های آریمای فصلی - ضریبی بررسی و الگوسازی کرده‌اند. حاصل مطالعه ایشان مدل آریمای فصلی - ضریبی

13 - Mearnes

14 - Vecchio and Nanni

15 - Xie and Cao

16 - Woodward and Gray

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۹

$ARIMA(0,0,1)(0,1,1)_{12}$ بوده است. عساکره (۱۳۸۶، ب، ۹-۲۱) نیز توصیفی آماری از روند دمای سالانه شهر تبریز ارائه نموده است.

۳- داده‌ها و روش‌ها

در این تحقیق میانگین‌های سالانه دمای شهر تبریز برای دوره آماری ۲۰۰۵ - ۱۹۵۱ (۵۵ سال) بررسی شد. در این راستا از روشی ساده برای الگوسازی $ARIMA(p,d,q)$ دمای سالانه تبریز $\{Z_t\}$ و طی مراحل چهارگانه زیر بهره گرفته شد:

۱- ابتدا مقدار d تعیین شد. باید بدانیم که اگر سری زمانی $\{Z_t\}$ حول یک محور افقی نوسان کند، قرار می‌دهیم $d=0$ ، اگر سری زمانی حول یک خط مستقیم به طرف بالا یا پایین نوسان کند قرار می‌دهیم $d=1$ و اگر حول یک سهمی نوسان کند، قرار می‌دهیم $d=2$ (بروکول و دیویس ۱۹۹۸، ۱۷۹). در عمل بندرت یک سری زمانی سالانه اقلیمی با شیب درجه سوم ($d=3$) مشاهده شده است. مقدار d به گونه‌ای تعیین شد که نمودار سری تفاضلی $W_t = \{(1-B)^d Z_t\}$ از مانایی نیروهای مولد آن $\{W_t\}$ حکایت نمود. توضیح این که اگر نمودار سری زمانی $\{W_t\}$ حول یک محور افقی با واریانس تقریباً ثابت نوسان کند، این رفتار را می‌توان حاکی از مانایی فرآیند مولد آن تلقی نمود.

۲- براساس نمودار همبستگی نگار (ACF)^{۱۷} و همبستگی نگار جزئی (PACF)^{۱۸} سری $\{W_t\}$ مقادیر p و q تعیین شد. تابع خود همبستگی (r_k) مشاهدات سری زمانی که با k وقفه (تأخیر) جدا شده‌اند، به شرح زیر محاسبه گردید (گلدسته و همکاران، ۱۳۷۷، ۱۸۳-۱۸۴)

$$r_{(k)} = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^N (Z_t - \bar{Z})^2} \quad (V)$$

17 - Autocorrelation Function

18 - Partial Autocorrelation Function

ضرایب خودهمبستگی جزئی نیز با نماد ϕ_{kj} در رابطه زیر صدق می کند:

$$r_j = \phi_{k1}r_{j-1} + \dots + \phi_{kk}r_{j-k} \quad k = 1, \dots, k \quad (۸)$$

این ضرایب تعداد پارامترهای معنی دار مدل، در صورت خودبازگشت فرض کردن آن از مرتبه k را نشان می دهد. به عبارت ساده تر، خود همبستگی جزئی، خود همبستگی در تأخیر k را پس از حذف اثر بقیه خود همبستگی ها می سنجد. آزمون معنی داری خود همبستگی بر اساس خطای معیار خود همبستگی مرتبه k ام $(SE(r_k) = \sqrt{\frac{1}{n}(1 + 2\sum_{i=1}^q r_i^2)})$ از رابطه زیر به دست آمد (گلدسته و همکاران، ۱۳۷۷، ۱۸۴)

$$sd_{r_k} = \frac{r_k}{SE(r_k)} \quad (۹)$$

با توجه به شاخک های معنی دار نمودار همبستگی نگار سری $\{W_t\}$ یک مدل حدسی $ARMA(0,q)$ (میانگین متحرک) و با توجه به شاخک های معنی دار همبستگی نگار جزئی سری $\{W_t\}$ یک الگوی حدسی $ARMA(p,0)$ (خودهمبستگی) تعیین شد. سپس هریک از دو فرآیند حدسی مذکور را با روش زیاد برآزاندن و با آزمایش و خطا مورد تعدیلاتی قرار داده؛ به طوری که در هر مورد به الگویی رسیدیم که اضافه کردن هیچ پارامتری آن را به طور معنی داری بهتر نمود و حذف هر پارامتری آن را به طور معنی داری بدتر نکرد. به این ترتیب، دو الگوی آزمایشی تعیین گردید. شایان ذکر است که در بعضی موارد، مرحله زیاد برآزاندن و آزمایش و خطا ما را نه به طرف دو الگوی متفاوت، بلکه به طرف یک الگوی واحد هدایت می کند. مقصود از زیاد برآزاندن این است که مدل های مفصل تری از مدل شناسایی شده را برآزش دهیم. این کار مدل شناسایی شده را به خطر می اندازد، زیرا مدل مفصل تر شامل پارامترهای اضافه است که جهاتی را که بیم ناهنجاری می رود، را می پوشاند (برای توضیحات نظری رک: باکس و جنکینز

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۱۱

در مواردی که دو یا چند الگو داریم که هریک مناسب به نظر می‌رسند برای انتخاب بین آنها می‌توان از معیار اطلاع آکائیک (AIC)^{۱۹} استفاده نمود. در این مقاله مقدار AIC برای مدل M از رابطه زیر به دست آمد (وی، ۱۳۷۶، ۱۹۶)

$$AIC(M) = n \ln s_a^2 + 2m \quad (10)$$

که در آن s_a^2 برآورد حداکثر درستنمایی واریانس جامعه (σ_a^2) ، n طول سری $\{W_t\}$ و m تعداد پارامترهای مدل (بدون احتساب s_a^2). برای یک مدل ARIMA که شامل پارامتر θ_0 باشد، داریم: $m=p+q+1$. با استفاده از معیار AIC از بین چند مدل رقیب، مدلی با مقدار AIC کمینه برگزیده شد.

۳- عدم قطعیت یک حقیقت در بکارگیری مدل‌هاست. این حقیقت از مشاهده جزء غیر معمول (خطا^{۲۰} یا باقیمانده^{۲۱}) در مدل‌ها قابل استنباط است. حضور این عنصر $\{a_t\}$ نشان‌دهنده وجود مقادیر تعریف نشده به وسیله مدل است. اگر این جزء غیر معمول حاوی رفتاری الگو پذیر باشد، نشان دهنده این است که توانایی مدل در انعکاس تمامی رفتار سیستماتیک فرآیند مورد بررسی ناچیز و در غیر این صورت، برآوردها با درجه صحت بالایی قابل قبول است (عساکره، ۱۳۸۶، الف، ۱۰۴). از شرایط اساسی برای پذیرش مدل به عنوان مدلی که خطاهای ناچیز داشته باشد، این است که باقیمانده‌ها $\{a_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هم توزیع (معمولاً نرمال) و دو به دو ناهمبسته (نوفه سفید) با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت (s_a^2) باشند (عساکره و خردمند نیا، ۱۳۸۱، ۴۴). از این رو، پس از مدل سازی باقیمانده‌ها به لحاظ نرمال بودن و استقلال آزمون شدند. روش‌های انجام این نوع آزمون‌ها پرشمارند. در این تحقیق، برای آزمون فرض نرمال بودن از روش‌های آماری- ترسیمی و برای آزمون استقلال باقیمانده‌ها از خودهمبستگی نگار بهره گرفته شد.

19 - AKAIKE Information Criterion

20- Error

21 - Residual

۴- یکی از کاربردها و نیز از ملاک‌های پذیرش الگو در مدل سازی ARIMA پیش بینی مقادیر آینده داده‌هاست. به عبارت دیگر، آخرین ملاک انتخاب یک الگو این است که رفتار مناسبتی را برای پیش‌بینی ارائه دهد. در مدل‌های ARIMA خطی تنها بر اساس الگوی گذشته، آینده عناصر اقلیمی پیش‌بینی می‌شود؛ یعنی الگوی به دست آمده از مقادیر گذشته، در طول افق پیش‌بینی، همان رفتار را خواهد داشت که در گذشته نزدیک داشته است. در بیشتر مواقع، این فرض صحیح نبوده و فرایند مورد بررسی با زمان تغییر می‌کند. از این جهت، انتظار می‌رود دقت بازآفرینی و پیش‌بینی به سمت انتهای افق پیش‌بینی کاهش یابد؛ مثلاً پیش‌بینی دمای سال ۲۰۲۰ از دقت کمتری نسبت به پیش‌بینی دمای سال ۲۰۱۰ برخوردار است. این وضعیت در مفهوم فاصله پیش‌بینی تعبیر می‌شود (عساکره، الف ۱۰۵). با این وصف، مدلی که ثبات بیشتری در بازه اطمینان پیش‌بینی ارائه دهد، از مقبولیت بیشتری برخوردار است. از این ویژگی برای پیش‌بینی دمای ۲۰ سال آینده تبریز بهره گرفته شد.

۴- بحث و تحلیل دمای سالانه تبریز

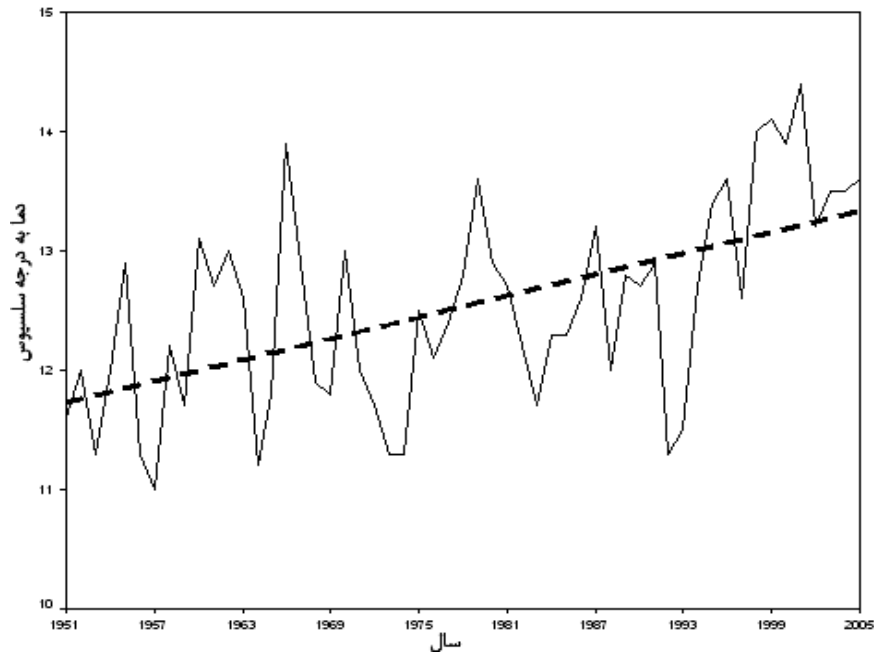
نمودار شماره (۱) میانگین دمای سالانه تبریز را طی دوره آماری ۱۹۵۱-۲۰۰۵ نشان می‌دهد. نمودار بوضوح حاکی از آن است که سری زمانی حول یک خط غیر افقی نوسان می‌کند. به منظور داوری علمی باید معنی دار بودن آماری درجه شیب خط مورد آزمون قرار گیرد. بدین منظور از الگوسازی در خانواده چند جمله‌ای بهره گرفته شد. در این الگوسازی مشخص می‌شود که کدام یک از الگوهای خانواده چند جمله‌ای (خطی، سهمی و یا الگویی دیگر) برازنده ترین الگوست. یک الگوی چند جمله‌ای درجه k به صورت زیر تعریف می‌شود (خردمندنی و عساکره، ۱۳۸۰، ۱۲۳)

$$Z_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \dots + \beta_k t^k + e_t \quad (11)$$

که در آن Z_t متغیر پاسخ، β ها فراسنج‌های مجهول و e_t باقیمانده‌ها هستند (زمان t). در رگرسیون معمولی فرض می‌شود که e_t ها دنباله ای از متغیرهای تصادفی مستقل نرمال

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۱۳

با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت (σ^2) هستند. الگوی خط و الگوی سهمی به ترتیب متناظر با $k = 1$ و $k = 2$ هستند.



شکل (۱): متوسط سالانه دمای شهر تبریز و خط برازش یافته بر آن

الگوی خط برازش یافته به سری زمانی دمای سالانه تبریز به صورت زیر است:

$$Z_t = 46.21 + 0.0297t + e_t$$

(-3.85) (4.9)

برآورد واریانس باقیمانده‌های این الگو $\sigma_a^2 = 0.4999$ است. با اضافه کردن متغیر

توضیحی t^2 به الگوی فوق، الگوی سهمی برازش داده شده زیر حاصل می‌شود:

$$Z_t = 2809 - 2.857t + 0.0007t^2 + e_t$$

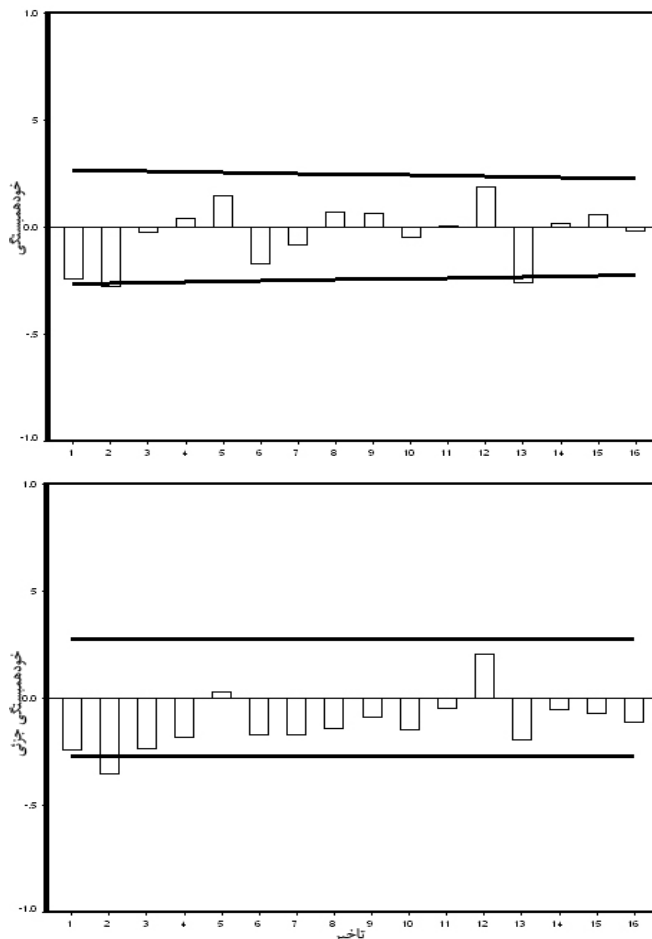
(1.71) (-1.72) (1.74)

در این مقاله، اعدادی که در زیر برآورد فراسنج‌ها و در داخل پرانتز نوشته شده‌اند، مقادیر t هستند که برای آزمون معنی‌دار نبودن فراسنج‌ها به کار می‌روند. اگر قدر مطلق مقدار t بزرگتر یا مساوی ۲ باشد، در سطح معنی‌داری تقریبی ۰/۰۵ قضاوت می‌کنیم که

پارامتر متناظر آن به طور معنی داری با صفر تفاوت دارد. در غیر این صورت یعنی اگر $|t| < 2$ باشد پارامتر متناظر را می‌توان تقریباً برابر صفر دانست و آن را از مدل حذف نمود. به این ترتیب، با توجه به الگوهای ارائه شده در بالا الگوی خط را ترجیح می‌دهیم. با بررسی متغیرهای توضیحی دیگر (t^3 ، t^4 و غیره) و نیز آزمون‌های آماری برای واریانس نرمال و مستقل بودن باقیمانده‌ها بازم الگوی خط برتری نشان داد. بنابراین، به عنوان یک برآورد اولیه مقدار $d=1$ معقول به نظر می‌رسد.

پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول، یک سری زمانی تبدیل یافته به نام $\{W_t\}$ به دست آمد. در این مرحله خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری زمانی $\{W_t\}$ را بر اساس فرمول (۷) محاسبه نموده، در شکل ۲ ارائه کرده ایم.

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۱۵



شکل (۲): نمودار خودهمبستگی (الف) و خودهمبستگی جزئی (ب) متوسط سالانه دمای شهر تبریز

بر اساس نمودار همبستگی نگار فقط شاخک دوم معنی دار است. بنابراین، یک الگوی $ARIMA(0, 1, 2)$ و از همبستگی نگار جزئی نیز یک الگوی $ARIMA(2, 1, 0)$ قابل استنباط است. بر پایه نمودار همبستگی نگار یک الگوی میانگین متحرک مرتبه دوم $[ARIMA(0, 1, 2)]$ ؛ یعنی:

$$Z_t = Z_{t-1} - a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$$

به نظر معقول می‌رسد. با استفاده از نرم افزار Minitab/Win مدل برازش یافته به صورت زیر به دست آمد:

$$Z_t = Z_{t-1} - a_t - 0.4697 a_{t-1} - 0.3246 a_{t-2} \quad (3.56) \quad (2.41)$$

در این جا مقدار t برای آزمون فرض برابری ضرایب با صفر بزرگ تر از ۲ است. بنابراین، این ضرایب معنی دار و مخالف صفر است. اکنون باید دید که آیا پارامتر ثابت (θ_0) به طور معنی داری مدل را بهتر می‌کند یا خیر؛ یعنی الگوی:

$$Z_t = \theta_0 + Z_{t-1} - a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$$

را بررسی می‌کنیم. مدل برازش شده به صورت زیر است:

$$Z_t = 0.033 + Z_{t-1} - a_t - 0.5735 a_{t-1} - 0.4115 a_{t-2} \quad (6.44) \quad (4.29) \quad (3.13)$$

با توجه به این که داریم: $|6.44| > 2$ بنابراین، فرض $\theta_0 = 0$ رد می‌شود. بنابراین θ_0 حضوری معنی دار در مدل دارد. اکنون ببینیم که آیا ϕ_1 در مدل حضوری معنی دار دارد؟ پس الگوی زیر را بررسی می‌کنیم:

$$Z_t - Z_{t-1} = \phi_1 (Z_{t-1} - Z_{t-2}) - a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$$

مدل برازش شده به صورت زیر است:

$$Z_t = Z_{t-1} + -0.0737 (Z_{t-1} - Z_{t-2}) - a_t - 0.5186 a_{t-1} - 0.4682 a_{t-2} \quad (-0.21) \quad (1.66) \quad (1.57)$$

از آن جا که قدر مطلق آماره t برای ϕ_1 کمتر از ۲ ($0/21$) است، فرض برابری آن با صفر را پذیرفته، آن را از مدل حذف می‌کنیم. در مرحله بعد، پارامتر θ_3 را به مدل اضافه نموده، مدل $ARIMA(0, 1, 3)$ زیر را آزمون می‌کنیم:

$$Z_t = \theta_0 + Z_{t-1} - a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \theta_3 a_{t-3}$$

الگوی برازش شده عبارت است از:

$$Z_t = 0.268 + Z_{t-1} - a_t - 0.6038 a_{t-1} - 0.4245 a_{t-2} - 0.0386 a_{t-3} \quad (21.41) \quad (4) \quad (2.74) \quad (0.26)$$

در برازش این الگو مقدار t برای آزمون فرض $\theta_3 = 0$ برابر $0/26$ به دست آمد. به همین جهت، θ_3 را از مدل حذف می‌کنیم. بنابراین، براساس نمودار همبستگی نگار و با آزمون و

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۱۷

خطا مدل نهایی $ARIMA(0, 1, 2)$ Con با مقدار ثابت θ_0 به عنوان یک کاندید خوب در نظر می‌گیریم. این الگو را M_1 می‌نامیم^{۲۲}.
بر اساس نمودار همبستگی نگار جزئی $\{W_t\}$ که در شکل ۲ ب ارائه شده است، شاخص دوم معنی دار است. بنابراین باید الگوسازی را از یک خودهمبستگی مرتبه دوم $[ARIMA(2, 1, 0)]$ ؛ یعنی:

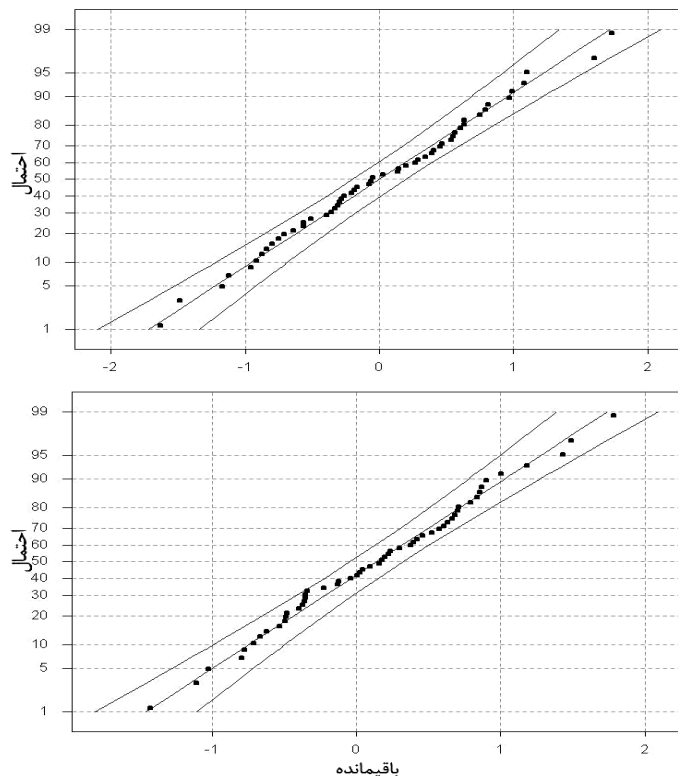
$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \phi_2 W_{t-2} + a_t$$

آغاز کنیم که در آن $W_t = Z_t - Z_{t-1}$ است. مقادیر t متناظر با ϕ_1, ϕ_2 برای این الگو به ترتیب برابر $-2/47$ و $-2/71$ است. بنابراین، دو پارامتر معنی دار هستند. افزودن هیچ پارامتری (θ_0 و نیز θ_1 یا پارامترهای دیگر) به این الگو آن را به طور معنی داری بهتر نمی‌کند. بنابراین، الگوی $ARIMA(2, 1, 0)$ که آن را M_2 می‌نامیم، کاندید مناسب دیگری برای سری زمانی مورد مطالعه است که به شکل زیر بیان می‌شود:

$$W = \underset{(-3.49)}{-0.466} W_{t-1} - \underset{(-2)}{0.2678} W_{t-2} + a_t$$

چنان که قبلاً نیز اشاره شد، هر الگوی پذیرفته شده باید به لحاظ نرمال بودن، استقلال و همگونی واریانس باقیمانده‌ها $\{a_t\}$ آزمون شود، چرا که باقیمانده‌های مدل باید یک سری بدون الگو باشد. برای آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها، مقادیر برحسب احتمال وقوع و فاصله اطمینان ۹۵ درصد محاسبه و نتایج در شکل ۳ ارائه شده است.

۲۲ - در یک مدل $ARIMA(0, 1, 2)$ مقدار a_t حاصل خطای یک مدل خود همبسته مرتبه ۲ بر داده‌های دماست. برای مثال، مقدار a_t به صورت $a_t = Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2}$ به دست می‌آید. بدیهی است برای به دست آوردن خطاهای مراتب قبلی باید یک گام به عقب برگشت. برای مثال، برای حصول a_{t-1} باید مدل خود همبسته $a_{t-1} = Z_{t-1} - \phi_1 Z_{t-2} - \phi_2 Z_{t-3}$ را محاسبه نمود. (برای فهم دقیق تر موضوع رک: باکس و جنکینز، ۱۳۷۱: ۶۳-۶۴).

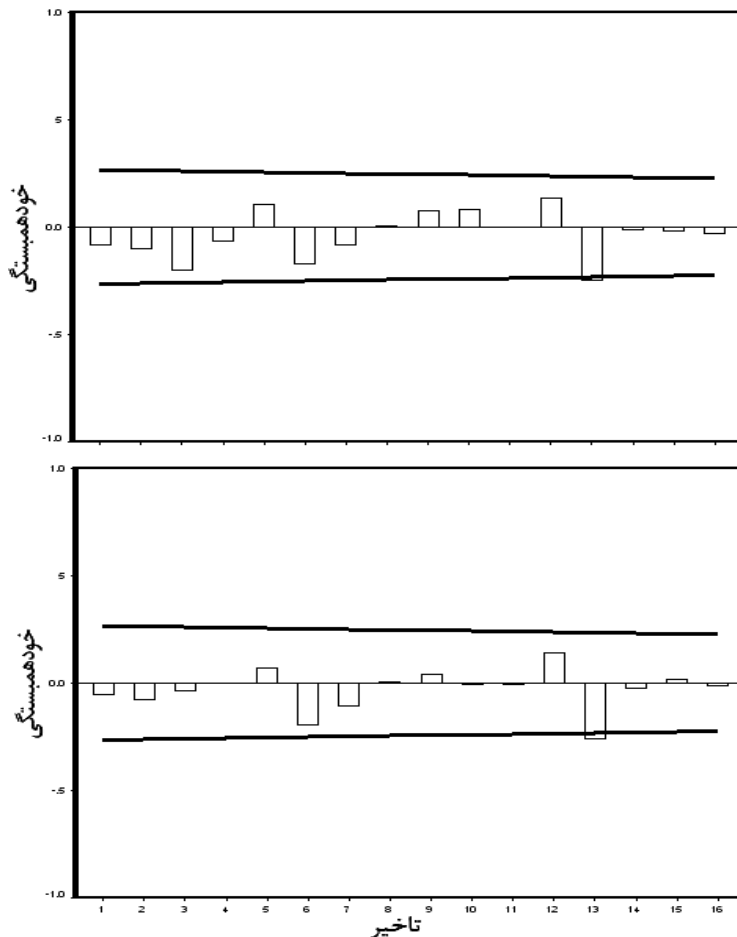


شکل (۳): برازش باقیمانده‌های مدل M_1 (الف) و مدل M_2 (ب) بر احتمال نظری نرمال و فاصله ۹۵ درصد اطمینان آن

چنان که دیده می‌شود، با آن که برخی نقاط برای مدل M_2 روی مرز معنی‌داری قرار گرفته‌اند و نیز باقیمانده‌های مدل M_1 (۲ تا -۲) در بازه بزرگتری نسبت به باقیمانده‌های مدل M_2 (۱/۵ تا ۲) پراکنده شده‌اند، اما عموماً باقیمانده‌های هر دو مدل با ۹۵ درصد اطمینان از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند.

خود همبستگی نگار باقیمانده‌ها در شکل ۴ نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها در همه تأخیرها، مستقل‌اند. بنابراین، دو شرط اساسی نیکویی برازش برای باقیمانده‌های دو مدل M_1 و M_2 موجود است.

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۱۹



شکل (۴): نمودار خودهمبستگی باقیمانده‌های مدل M_1 (الف) و M_2 (ب)

واریانس باقیمانده‌های مدل M_2 (۰/۵۵۷) بیش از واریانس باقیمانده‌های مدل M_1 (۰/۴۸۱) به دست آمده است. بنابراین، به نظر می‌رسد که مدل M_1 کاندید مناسبتری برای دمای سالانه شهر تبریز باشد. با این وصف، معیار اطلاع آکائیک نیز برای این دو مدل محاسبه و در زیر ارائه می‌شود:

$$AIC(M_1) = 54(\ln 0.481) + 2(3) = -33.5$$

$$AIC(M_2) = 54(\ln 0.557) + 2(2) = -27.6$$

با توجه به این که $AIC(M_1) < AIC(M_2)$ بنابراین از دیدگاه این معیار الگوی M_1 نسبت به الگوی M_2 برتری دارد.

چنان که دیدیم، با اضافه و کم کردن فراسنج‌ها در هریک از الگوها توانستیم الگوی مناسب را اختیار کنیم. این تکنیک بخشی از عملیات زیاد برآزاندن است. در بخش دیگر، از زیاد برآزاندن با تغییر مقدار d الگوهای پیشنهادی را آزمودیم. در واقع، همه مراحل فوق برای شرایط $d=0$ و $d=2$ بررسی شد. نتایج مربوط به الگوهای برتر در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۱): مدل‌های کاندید حاصل از زیاد برآزاندن براساس درجات تفاضلی ۰ و ۲

شماره الگو	الگو	باقیمانده‌ها	واریانس	معیار AIC
M_3	ARIMA(1,2,1)	نرمال و همبسته	۰/۶۴	-۱۹/۶۵
M_4	ARIMA(4,2,0)	نرمال و ناهمبسته	۰/۶۹۸	-۱۱/۰۵۵
M_5	ARIMA(0,0,5)	غیرنرمال و همبسته	۱/۹۲	۳۷/۹
M_6	ARIMA(1,0,0)con	نرمال و ناهمبسته	۰/۵۲۱	-۳۳/۹

همان گونه که دیده می‌شود، بجز مدل M_6 بقیه مدل‌ها به لحاظ معیار آکائیک نسبت به مدل M_1 مدل مناسبی به شمار نمی‌آیند. همچنین باقیمانده‌های مدل‌های M_3 و M_5 شرایط لازم را برای برآزش بر داده‌ها احراز ننموده‌اند، بنابراین، تنها یک مدل رقیب برای برآزش بر داده‌ها کاندید شده است. پارامترهای این مدل به صورت زیر حاصل شده است:

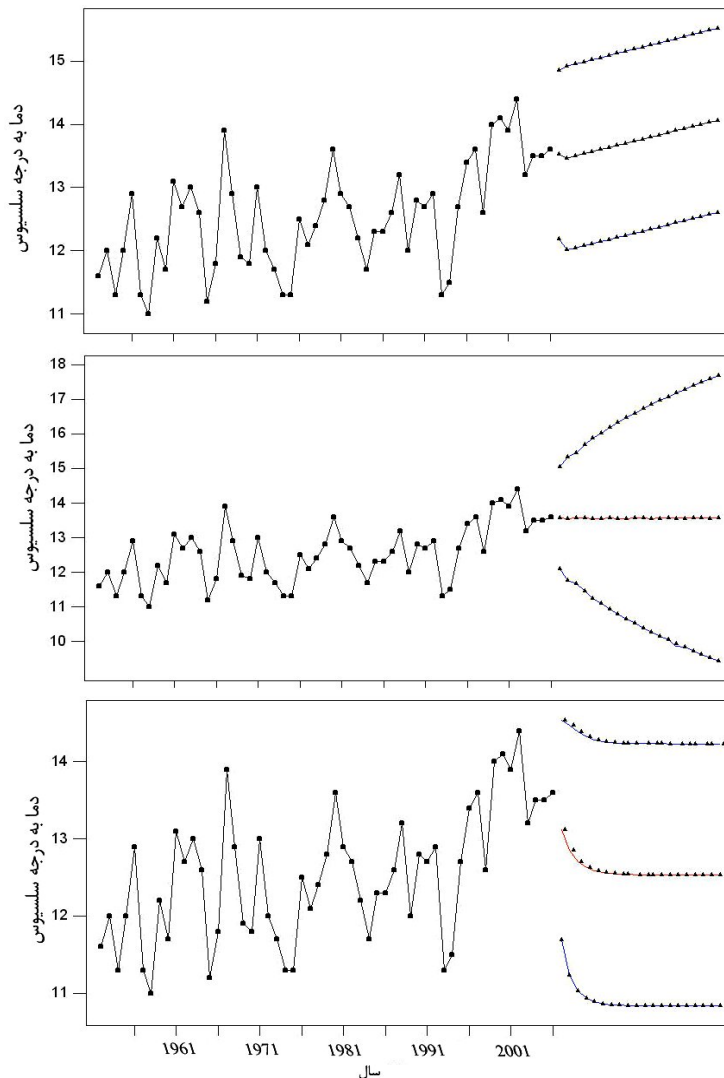
$$Z_t = 5.71 + 0.54 Z_{t-1} + a_{t-1}$$

(58.23) (4.63)

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۲۱

با توجه به الگوهای به دست آمده، پیش‌بینی و فواصل اطمینان ۹۵ درصد مربوط به الگوهای M_1 ، M_2 و M_6 برای دمای ۲۰ ساله؛ یعنی ۲۰۰۶ لغایت سال ۲۰۱۵ در شکل ۵ ارائه شده است.

پیش‌بینی حاصل از الگوی M_1 گویای استمرار روند دمایی در داده‌هاست. همچنین بازه اطمینان ثابت و کوچک نیز گویای مناسب بودن مدل M_1 بر داده‌های دمایی شهر تبریز است. پیش‌بینی ۲۰ ساله حاصل از مدل M_2 نیز ثبات داده‌ها حول میانگین و نیز فزونی ناگهانی بازه اطمینان ۹۵ درصد در امتداد افق پیش‌بینی را نشان می‌دهد. بیشینه افزایش در انتهای مقصد پیش‌بینی نیز گویای بی‌دقتی در پیش‌بینی است. پیش‌بینی ۲۰ ساله براساس مدل M_6 حاکی از رفتاری نزولی و سپس ثبات ناگهانی در مقادیر است. این نوع رفتار از ویژگی عمومی دمای تبریز تبعیت نمی‌کند؛ ضمن این که بازه اطمینان ۹۵ درصد بسیار بزرگ نیز گویای بی‌دقتی در پیش‌بینی است. از این رو، اثباتی دیگر برای پذیرش الگوی M_1 حاصل می‌شود.



شکل (۵): پیش بینی ۲۰ ساله و فاصله اطمینان ۹۵ درصد آن برای M_1 (الف)، M_2 (ب) و M_6 (ج)

۵- نتیجه گیری

در این مقاله با استفاده از روشی ساده و براساس آزمون و خطا یک مدل $ARIMA(0,1,2)_{con}$ به صورت زیر بر دمای سالانه شهر تبریز (Z_t) برازش یافت:

$$Z_t = 0.033 + Z_{t-1} - a_t - 0.5735a_{t-1} - 0.4115a_{t-2}$$

الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز ۲۳

چنان که قبلاً نیز اشاره شد، مقادیر خطاها تابعی خطی از دماهای پیشین است. بنابراین، براساس تعریفی که از مدل نهایی قابل استنباط است، دمای هر سال تابعی خطی از دمای سال قبل و مؤلفه‌های تصادفی همان سال تا دو سال قبل است. این شرایط گویای نوعی روند در داده‌هاست. از این رو می‌توان استنباط نمود که دمای تبریز حاوی روند و فاقد ایستایی است. مقدار و جهت روند را از یک مقدار ثابت که در مدل سازی به روند قطعی (θ_0) موسوم است، می‌توان به دست آورد. فقدان این فرانسج گویای نبود قطعیت روند در داده‌هاست، اما همان گونه که در مدل فوق می‌توان دید دمای تبریز از روند قطعی $0/033$ درجه سلسیوس در سال برخوردار است. به عبارت دیگر، سالانه $0/033$ درجه سلسیوس بر دمای تبریز افزوده می‌شود. میزان این روند تقریباً نصف روندی است که هیأت بین‌الدولی تغییر اقلیم (IPCC 2001, 108-109) برای کل کره زمین و در بازه زمانی مشابه اعلام نموده است. از این رو، می‌توان دریافت که به تبع روند افزایشی دما در کل کره زمین، دمای تبریز نیز روندی افزایشی را تجربه نموده است. طبق مدل برآزش یافته، این روند برای ۲۰ سال آینده ادامه خواهد داشت.

منابع و مأخذ

- ۱- باکس جی. ای. پی و جنکینز جی. ام، ترجمه مشکانی محمدرضا. (۱۳۷۱). تحلیل سری‌های زمانی، پیش بینی و کنترل، جلد اول، چاپ اول، تهران: دانشگاه شهید بهشتی. ۴۲۴ صفحه.
- ۲- جهانبخش، سعید و باباپورباصر علی اکبر. (۱۳۸۲). «بررسی و پیش بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریما (ARIMA)» فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۰. صص ۳۴-۴۶.
- ۳- جهانبخش، سعید و ترابی سیما. (۱۳۸۳). «بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران» فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۴. صص ۱۰۴-۱۲۵.
- ۴- خردمند نیا، منوچهر و عساکره، حسین. (۱۳۸۰). «الگوسازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک» مجموعه مقالات سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی، دانشگاه اصفهان، صص ۱۲۱-۱۳۳.
- ۵- رسولی علی اکبر. (۱۳۸۱). «تحلیل مقدماتی سری‌های زمانی دمای هوای شهر تبریز» مجله نیوار، شماره ۴۶ و ۴۷، صص ۲۶-۷.
- ۶- زاهدی، مجید؛ ساری صراف، بهروز و جامعی، جاوید. (۱۳۸۶). «تحلیل زمانی - مکانی دمای منطقه شمال غرب ایران» مجله جغرافیا و توسعه، شماره ۶، صص ۱۸۳-۱۹۸.

- ۷- ساری صراف بهروز و جامعی جاوید. (۱۳۸۱). «مدلسازی و پیش‌بینی درجه حرارت ایستگاه‌های منتخب غرب کشور» *مجله فضای جغرافیایی*، شماره ۸، صص ۴۱-۶۸.
- ۸- عساکره، حسین و خردمندنیا، منوچهر. (۱۳۸۱). «مدل سازی برای متوسط درجه حرارت ماهانه، مطالعه موردی: الگوسازی متوسط درجه حرارت ماهانه جاسک»، *مجله نیوار*، شماره ۴۶ و ۴۷، صص ۴۱-۵۴.
- ۹- عساکره، حسین. (۱۳۸۶ الف). *تغییر اقلیم*، چاپ اول، ۱۳۸۶، زنجان ۲۳۴ صفحه.
- ۱۰- _____ . (۱۳۸۶ ب). «بررسی آماری روند دمای سالانه تبریز» *مجله اندیشه جغرافیایی*، شماره اول، صص ۹-۲۱.
- ۱۱- غیور، حسنعلی و مسعودیان ابوالفضل. (۱۳۷۵). «درباره اقلیم و مدلسازی اقلیمی» *مجله نیوار*، شماره ۳۲، صص ۳۹-۵۰.
- ۱۲- _____ . (۱۳۸۴). «کاربرد مدل‌های فوریه دربرآورد دمای ماهانه و آینده نگری آن»، *فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*، شماره ۷۷، صص ۸۳-۹۹.
- ۱۳- کاویانی، محمدرضا و عساکره حسین. (۱۳۸۴). «بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان»، *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان*، جلد هجدهم، شماره ۱، صص ۱۴۳-۱۶۲.
- ۱۴- گلدسته، اکبر؛ آقامیرکریمی، سعید؛ خدارحمی، مصطفی؛ ترابی، محمود و اصغری راحله. (۱۳۷۷). *راهنمای کاربران SPSS 6.0 For Windows*، ج ۱، چاپ اول ۱۳۷۷، تهران: مرکز فرهنگی انتشاراتی حامی، صص ۵۳۳.
- ۱۵- مسعودیان سید ابوالفضل. (۱۳۸۴). «بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته»، *مجله پژوهش‌های جغرافیایی*، شماره ۵۴، صص ۲۹-۴۵.
- ۱۶- وئی ویلیام دبلیو اس، ترجمه نیرومند حسنعلی. (۱۳۷۶). *تحلیل سری‌های زمانی*، چاپ اول، مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی، ۵۸۶ صفحه.
- 17- Brockwell Peter. J and Davis Richard. A. ,1998 , Introduction to Time Series and Forecasting, Springer-Verlag, New York, pp 420
- 18- Brunetti.M , Buffoni.L , Maugeri.M and Nami . T 2000, Trend of minimum and Maximum Daily Temperature in Italy from 1865 to 1996, Theor.Appl.Climatol, **66**:49-60.
- 19- Galbraith John. W and Green Christopher, 1992 , Inference about Trends in Global Temperature Data, Climatic Change, **22**: 209-221
- 20- Graf H.F , Perlwitz J, Kirchner I And Schult I, 1995 , Recent Northern Winter Climate Trends, Ozone Change and Increased Greenhouse gases Forcing, Contrib. Phys. Atmos, **68**: 233-248
- 21- IPCC 2001, Climate Change, The IPCC scientific Assesment, Houghton, J.T., Jenkins,G.J., and Ephraums, J. J. (ede),Cambridge University Press, Cambridge .pp 881
- 22- Jones P.D, Jonsson T and Wheeler D,1997, Extension of the North Atlantic Oscillation Using Early Instrumental Pressur Observations from Gibraltar and South- West Iceland, International Journal of Climatology,**17**:1433-1450.
- 23- Karl Thomas R, 1988, Multi Year Fluctuations of Temperature and Precipitation: The Gray Area of Climate Change, Climatic Change,**12**:179-197.
- 24- Katsoulis Basil D, 1987, Indications of Change of Climate from the Analysis of Air Temperature Time Series in Athens Greece, Climatic Change,**10**: 67- 79.
- 25- Li Q, Zhaug H, Liu X and Huang J , 2004, Urban heat Island effect on annual mean temperature during the last 50 years in China, Theor.Appl. Climatol, **79**: 165-174.
- 26- Mearns L O , Katz R W and Schneider S H ,1984, Extreme High Temperature Events Changes in Their Probabilities with Changes in Mean Temperature, J. Climate Appl .Meteor, **23**:1601-1613
- 27- Vecchio G LO and Nanni T, 1995, The Atmospheric Temperature in Italy During the Last Hundred Years and Its Relationships with Solar Output, Theor. Appl. Climatol. **51**: 159-165.
- 28- Woodward Wayne A and Gray H L, 1993, Global Warming and the Problem of Testing for Trend in Time series Data, Journal of Climate, **6**: 953-962.
- 29- Woodward Wayne A and Gray H L,1995,Selecting a Model for Detecting the Presence of a trend, Journal of Climate, **8**: 1929-1937.
- 30- Xie Z and Cao X H,1996, Asymmetric Changes in Maximum and Minimum Temperature in Beijing, Theor. Appl. Climatol, **55**: 151-156.
- 31- Yue S and Hashino M, 2003, Temperature Trends in Japan: 1900-1996, Theor.Appl.Climatol,**75**: 15-27