

بررسی تغییرات و مدل سازی دما در سواحل جنوبی دریای خزر

آزیتا امیری¹

1- کارشناس ارشد اقلیم شناسی، کارشناس هواشناسی کشاورزی، اداره کل هواشناسی استان مازندران

چکیده

در این تحقیق مدل سازی دمای سواحل جنوبی دریای خزر توسط مدل آریمای فصلی یا مدل تلفیق شده میانگین متحرک و خودبرگشتی انجام شده است. بدین منظور دمای میانگین ماهانه ایستگاه های هواشناسی سینوپتیک بندرانزلی، رامسر و بابلسر که دارای بازه زمانی طولانی تری نسبت به سایر ایستگاه ها بوده اند، از سال 1955 الی 2008 میلادی مورد مطالعه قرار گرفت. مطالعات آماری تغییر اقلیم معمولاً سه پدیده همگنی، روند و جهش را در سری های اقلیمی بررسی می کنند. لذا به منظور مطالعه روند تغییر اقلیم در منطقه، پدیده های همگنی، روند و جهش یا ناپیوستگی سری ها مورد بررسی قرار گرفتند. سپس سری های زمانی دما جهت اجرای مدل آریمای فصلی آماده شدند. ابتدا سری های زمانی با استفاده از اعمال تفاضل گیری به سری های نرمال و ایستا تبدیل شدند تا جهت برازش مدل آریما آماده شوند. آنگاه پس از انتخاب چند مدل مناسب تر و تخمین فراسنج های مدل به روش حداکثر درستنمایی، استقلال و نرمال بودن باقیمانده های مدل مورد کنترل قرار گرفتند. در آخر ملاک اطلاعاتی آکائیک جهت انتخاب بهترین مدل از میان مدل های انتخابی به کار رفت. در نهایت مدل $sARIMA(1,0,0)(0,1,1)_{12}$ برای سری میانگین دمای ماهانه انزلی و بابلسر و مدل $sARIMA(0,0,2)(0,1,1)_{12}$ برای سری میانگین دمای ماهانه رامسر انتخاب شدند. در مقایسه با داده های واقعی دما طی 4 سال از 2005 تا 2008 به عنوان سال های شاهد، برازش مدل آریمای فصلی در هر سه سری زمانی بسیار مناسب بوده است. ضریب همبستگی بین داده های واقعی و برازش داده شده توسط مدل تقریباً 0/97 بود و خطاهای نسبی و مطلق مدل نیز بسیار کوچک بودند.

کلمات کلیدی: سری زمانی، آریما، انزلی، رامسر، بابلسر.

مقدمه

استفاده از روش های آماری جهت تعیین رفتار خطی و غیرخطی عوامل اقلیمی یکی از بهترین روش های ارزیابی روندهای بلندمدت اقلیمی است. در این تحقیق ابتدا جهت بررسی آماری تغییر اقلیم، سه پدیده همگنی⁴، روند⁵ و جهش⁶ مورد ارزیابی قرار گرفت. سپس مدل تلفیق شده خودبرگشتی و میانگین متحرک آریما⁷ که توسط باکس و جنکینز⁸ معرفی شده است اجرا شد.

باکس و جنکینز (1976) دو مدل عمومی تلفیق شده از مدل های خودبرگشتی و میانگین متحرک، بنام مدل آریما $ARIMA(p, d, q)$ و مدل فصلی آریما $(seasonalARIMA)(p, d, q)(P, D, Q)_{12}$ را برای سری های زمانی غیرایستا پیشنهاد کردند که در آن ها p و q به ترتیب فراسنج های خودبرگشتی و میانگین متحرک غیرفصلی و P و Q به

هدف کلی از بررسی سری های زمانی، شناخت رفتار و یافتن مدل تغییرات سری جهت پیش بینی آینده می باشد. سری زمانی یک تابع نمونه از یک فرایند تصادفی معین است. مدل های ریاضی که یک فرایند تصادفی را نشان می دهند مدل سری زمانی نامیده می شوند. در دهه گذشته علاقه وافری به مدل سازی تصادفی داده های دما پیدا شده است. البته اغلب آنها روی سری های زمانی جهانی متمرکز شده اند مانند مدل هایی که توسط جونز¹ (1994)، پارکر² و همکاران (1994)، بلوم فیلد و نیچکا³ (1992) اجرا شده اند. با این وجود علیجانی (1381)، رسولی (1381)، عساکره (1383) و دیگران مقالات بسیاری در مورد سری های زمانی در ایران منتشر کرده اند.

1. Jones
3. Bloomfield & Nychka
5. trend
7. autoregressive integrated moving average model (ARIMA)

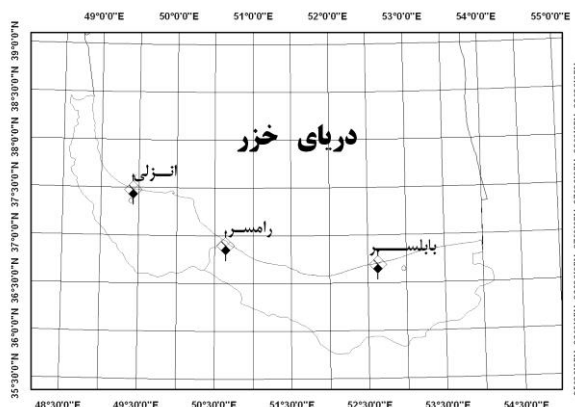
2. Parker
4. homogeneity
6. jump
8. Box and Jenkins

از سوی دیگر جهت بررسی هر نوع روند بلندمدت در سری ها که می تواند ناشی از تغییر اقلیم باشد از آزمون ضریب همبستگی پیرسون³ (11) و اسپیرمن⁴ (9) و آزمون دنباله دار من کندال⁵ (9) استفاده شد. آزمون من کندال نیاز به توزیع فراوانی نرمال یا خطی بودن رفتار داده ها نداشته و در برابر مقادیر انتهایی و داده هایی که از رفتار خطی انحراف چشمگیری دارند بسیار قوی است. در مواردی که از نرمال بودن توزیع داده ها مطمئن نیستیم باید ضریب همبستگی غیرخطی و رتبه ای اسپیرمن را محاسبه و تفسیر کنیم. استفاده از آزمون های ناپارامتریک برای بررسی سری هایی مناسب است که شکل توزیع آن ها مشخص نیست.

جهش یا ناپیوستگی در سری اقلیمی نیز با آزمون آنووا⁶ یا تجزیه واریانس و آزمون من ویتنی⁷ مورد بررسی قرار گرفت (3). آزمون آنووا مقایسه چندین میانگین را با حفظ α در سطحی قابل قبول امکان پذیر می سازد.

پس از بررسی های اولیه تغییر اقلیم و تشخیص نایبنا بودن سری های زمانی مذکور، جهت کنترل رفتار و پیش بینی مقادیر آینده این سری های نایبنا، مدل آریمما برآزش داده شد. یکی از فنون پیش بینی رفتار سری زمانی، روش باکس-جنکینز می باشد که بر پایه بررسی حوزه وسیعی از مدل های پیش بینی قرار گرفته و برای سری های زمانی نایبنا طراحی شده است. سری های نایبنا به سری هایی گفته می شود که در طول زمان دچار روند و جهش شده باشند. در مقیاس زمانی کوچکتر از یک سال به دلیل تغییرات فصلی سری ها اغلب به صورت نایبنا هستند، لذا انتخاب مدل آریمما برای این سری های نایبنا مناسب تر است.

ترتیب فراسنج های خودبرگشتی و میانگین متحرک فصلی هستند (2).



شکل 1: ایستگاه های هواشناسی مورد مطالعه در سواحل جنوبی دریای خزر.

مواد و روش ها

جهت بررسی تغییر اقلیم و شناخت رفتار سری اقلیمی دمای میانگین در سواحل جنوبی دریای خزر از اطلاعات آماری سه ایستگاه هواشناسی بندرانزلی، رامسر و بابلسر که دارای آمار طولانی مدت بوده اند استفاده شده است. شکل (1) موقعیت ایستگاه های هواشناسی مورد بررسی را در منطقه مشخص کرده است.

جهت بررسی تغییر اقلیم در منطقه مورد نظر سه پدیده همگنی، روند و جهش در سری های مورد نظر بررسی شدند! همگنی سری های میانگین سالانه دما در ایستگاه های مورد مطالعه توسط آزمون انحرافات تجمعی² (7) و آزمون تابع خودهمبستگی مرتبه اول (8) بررسی شد. آزمون انحرافات تجمعی به دلیل حساسیت بالا جهت بررسی تغییرات اقلیمی کاربرد دارد.

1- جهت آشنایی با روش ها و آزمون های مورد استفاده به منابع شماره 1 و 3 و همچنین جزوه آموزشی تحلیل سری های زمانی اقلیمی که توسط سرکار خانم مهندس فاطمه رحیم زاده در سازمان هواشناسی کشور در بهار 76 تنظیم شده، مراجعه شود.

3. Pearson correlation coefficient
5. sequential Mann-Kendal test
7. Mann Whitney

2. Cumulative deviation test
4. Spearman
6. ANOVA

را که جهت ایستا شدن سری اعمال می شود نشان می دهند. B یک عملگر پس گرا⁴ است که در رابطه فوق عبارت است از $B^j Z_t = Z_{t-j}$ ، دوره فصل را نشان می دهد و at دنباله ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع $N(0, \sigma_a^2)$ با امید ریاضی صفر و واریانس نوفه سفید می باشد (1).

مدل سازی آریما شامل سه مرحله می باشد:

1- شناسایی مدل⁵ 2- تخمین مدل⁶ 3- ارزیابی مدل⁷
ابتدا مدل های اولیه بر اساس رفتار توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی سری مورد آزمون قرار می گیرند. هدف در مرحله اول کسب ایده ای از مقادیر p, d, q و به دست آوردن مقادیر حدسی اولیه فراسنج هاست. پس از شناسایی مدل، در مرحله دوم باید تخمین مؤثر فراسنج ها انجام پذیرد. در نهایت در مرحله سوم، آزمون های نیکوئی برازش درستی مدل را صحت سنجی می کنند. معمولاً در این مرحله باقیمانده های مدل را ارزیابی می کنند که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت بوده و تصادفی و مستقل باشند (5).

در آماده سازی یک سری زمانی برای برازش مدل پیش بینی باکس جنکینز یا آریما، ابتدا باید سری توسط یکی از روش های باکس کاکس⁸ و یا تفاضل گیری به سری نرمال و ایستا تبدیل شود. با استفاده از آزمون های کاغذ احتمال نرمال، هیستوگرام سری و آزمون کولموگروف اسمیرنف⁹ نرمال بودن سری دمای میانگین ماهانه مورد آزمون قرار گرفت و مشخص شد که سری دمای میانگین ماهانه در ایستگاه های مورد مطالعه توزیع نرمال نداشتند. همچنین نمودارهای توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی سری ها نمایانگر عدم ایستائی آنها بودند. لذا به منظور بدست آوردن سری ایستا و نرمال در همه ایستگاه ها از

باکس و جنکینز (1976) گفته اند برخی از سری های زمانی میانگین ثابتی ندارند همانطور که سری های مورد مطالعه در این تحقیق ناهمگن تشخیص داده شده اند، اما هر قسمت از این سری ها صرف نظر از روند، تا حد زیادی مشابه قسمت های دیگر سری رفتار می کند. مدل هایی را که می توانند چنین رفتارهای نایستا را توصیف کنند، به این ترتیب می توان به دست آورد که فرض کنیم تفاضل مناسبی از فرآیند، ایستاست. رده مهمی از این مدل ها همین مدل تلفیقی میانگین متحرک و خود برگشتی $ARIMA(p, d, q)$ می باشد (6).

p که مرتبه ای از فرآیند خود برگشتی می باشد بیانگر بستگی یک عنصر اقلیمی در زمان حال به مقادیر مؤثر قبلی اش می باشد. فرآیندهای خود برگشتی در بیان حالت هایی مفیدند که در آن مقدار حال سری زمانی به مقادیر قبلی آن به علاوه یک ضربه تصادفی بستگی دارد. q نیز مرتبه ای از فرآیند میانگین متحرک بوده، بیانگر آنست که یک سری وابسته به پدیده تصادفی حال و گذشته اش می باشد. فرآیندهای میانگین متحرک در توصیف پدیده ای مفیدند که پیشامدها یک اثر آنی را تولید می کنند که برای دوره های کوتاه زمان باقی می ماند.

الگوی عمومی آریمای فصلی $sARIMA(p, d, q)$

12 (P, D, Q) به صورت رابطه زیر نوشته می شود:

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Y_t = \theta_q(B)\Theta_q(B^s)a_t$$

که در آن Φ_p و ϕ_p فرآیندهای خود برگشتی و Θ_q و θ_q فرآیندهای میانگین متحرک را مشخص می کنند و عدد مربوط به فراسنج های P, p, Q, q از بررسی توابع خود همبستگی¹ و خود همبستگی جزئی² سری تخمین زده می شود. D و d مرتبه تفاضل گیری³ فصلی و غیر فصلی

1. autocorrelation function (ACF)

3. differencing

5. model identification

7. model validation

9. Kolmogrov-Smirnov

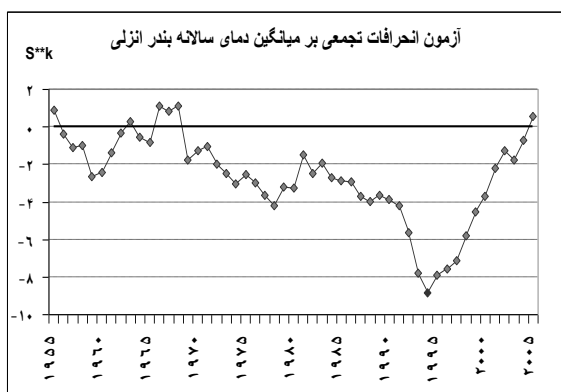
2. partial autocorrelation function (PACF)

4. backward operator

6. model estimation

8. Box-Cox

توجه به آزمون من کندال، سال 1964 شروع یک پدیده می‌باشد. بعد از بررسی این نقاط تغییر توسط آزمون من ویتنی و آنووا، فقط جهش سال 1994 در سطح معنی داری 0/05 معنی‌دار در نظر گرفته شد. شکل 2 آزمون انحرافات تجمعی ایستگاه بندر انزلی را به نمایش می‌گذارد. مشاهده می‌شود که این سری در سال 1994 دچار جهش شده است. این آزمون در دو ایستگاه دیگر نیز همین نتیجه را در بر داشته است.



شکل 2: نمودار حاصل از آزمون انحرافات تجمعی میانگین دمای سالانه بندر انزلی.

در اجرای مدل آریمما با توجه به تابع خودهمبستگی سری‌ها قبل از تفاضل‌گیری و معنی‌دار بودن ضرایب در تأخیر دوازدهم می‌توان گفت نوسانات ماهانه رفتار فصلی الگوی زمانی را نشان می‌دهند و نتیجه می‌گیریم که ماه‌های مشابه در سال‌های متوالی با هم همبستگی دارند و نیاز به اجرای یک تبدیل جهت ایستا شدن سری‌ها می‌باشد. بررسی نمودار تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری‌ها پس از اعمال تفاضل‌گیری فصلی مرتبه اول نشان می‌دهد که سری‌های فوق به سری‌های ایستا تبدیل شدند. نمودار تابع خودهمبستگی جزئی داده‌های تفاضل‌گیری شده یک کاهش تدریجی آهسته نشان داده و نمودار خودهمبستگی آن‌ها به تندی در تأخیر دوازدهم بریده شدند. شکل (3) تابع خودهمبستگی سری دمای ماهانه بندر انزلی را قبل از

روش تفاضل‌گیری فصلی مرتبه اول ($D=1$) استفاده شد. تفاضل‌گیری سبب می‌شود اثرات روند و تغییرات فصلی سری‌ها از بین رفته و داده‌ها به حالت ایستا برسند (4).

تخمین فراسنج‌ها نیز با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی اجرا شد. فراسنج‌های مدل باید دو شرط اولیه را برآورده سازند که به ترتیب عبارتند از ایستایی و تغییر ناپذیری مدل‌های خودبرگشتی و میانگین متحرک.

در نهایت بررسی باقیمانده‌ها می‌تواند نیکوئی برازش را ارزیابی کند. در این بررسی نرمال بودن، استقلال و تصادفی بودن باقیمانده‌های مدل‌های انتخابی توسط آماره باکس جانگک¹ کنترل شدند (10). این آماره معنی‌دار بودن تابع خودهمبستگی را در تأخیرهای مختلف مورد آزمون قرار داد. مطابق محاسبات آماره، ضریب احتمال Q^* در همه سری‌ها بزرگتر از 0/05 بدست آمد و این بدان معناست که مدل انتخابی مناسب بوده است.

در پایان ملاک اطلاعاتی آکائیک² برای تشخیص الگوی بهینه از بین چندین الگوی مناسب مورد استفاده قرار گرفت. این ملاک تعداد پارامترهای الگو را مشخص می‌کند که طبق اصل امساک باید مدلی انتخاب شود که ضمن داشتن شرایط مطلوب در باقیمانده‌ها، ضریب ملاک اطلاعاتی آن نیز حداقل باشد (5).

یافته‌های تحقیق

بر اساس دو آزمون همگنی مورد استفاده، سری زمانی میانگین دمای سالانه ایستگاه‌های داده شده غیرهمگن شناخته شدند. با توجه به آزمون‌های روند، یک روند افزایشی معنی‌دار در سری دمای سالانه بابلسر وجود دارد اما روند افزایشی در دو ایستگاه دیگر در سطح معنی‌داری 95٪ معنی‌دار نیستند.

بر اساس نتایج آزمون انحرافات تجمعی در ایستگاه‌های مورد مطالعه، سال 1994 به عنوان نقطه شروع جهش و با

1. Ljung – Box

2. Akaike information criterion (AIC)

در تأخیر اول همبستگی دارند. فرآیند میانگین متحرک (MA_2) برای رامسر انتخاب شد بدین معنی که مشاهدات حاضر با ضربه های تأخیر دوم همبستگی دارند.

بدین ترتیب مدل $sARIMA(1, 0, 0)(0, 1, 1)_{12}$ برای دمای انزلی و بابلسر و مدل $sARIMA(0, 0, 2)(0, 1, 1)_{12}$ برای دمای ماهانه رامسر انتخاب شد.

Y_t یا مقادیر مورد پیش بینی آینده برای هر سری به صورت زیر محاسبه گردید:

الگوی دمای میانگین ماهانه بندر انزلی $sARIMA(1, 0, 0)(0, 1, 1)_{12}$ که مقدار فراسنج ϕ_1 فرآیند خودبرگشتی AR_1 آن $0/37$ و مقدار فراسنج Θ_1 فرآیند میانگین متحرک فصلی SMA_1 آن $0/97$ برآورد شده است، مطابق با رابطه (1) می باشد:

(1)

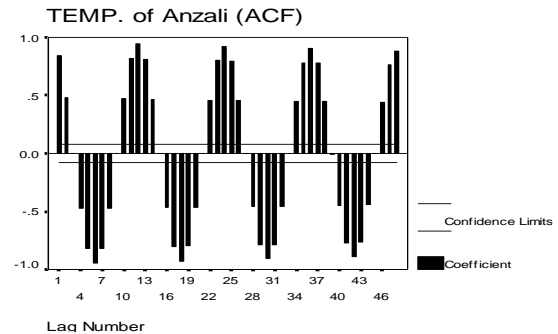
$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 B)(1 - B^{12})Y_t &= (1 - \Theta_1 B^{12})a_t \\ Y_t - B^{12}Y_t - \phi_1 BY_t + \phi_1 B^{13}Y_t &= a_t - \Theta_1 B^{12}a_t \\ Y_t &= B^{12}Y_t + \phi_1 BY_t - \phi_1 B^{13}Y_t + a_t - \Theta_1 B^{12}a_t \\ Y_t &= Y_{t-12} + 0.37Y_{t-1} - 0.37Y_{t-13} + a_t - 0.97a_{t-12} \end{aligned}$$

الگوی دمای میانگین ماهانه بابلسر $sARIMA(1, 0, 0)(0, 1, 1)_{12}$ که مقدار فراسنج ϕ_1 فرآیند خودبرگشتی AR_1 آن $0/3$ و مقدار فراسنج Θ_1 فرآیند میانگین متحرک فصلی SMA_1 آن $0/99$ برآورد شده است، مطابق با رابطه (2) می باشد:

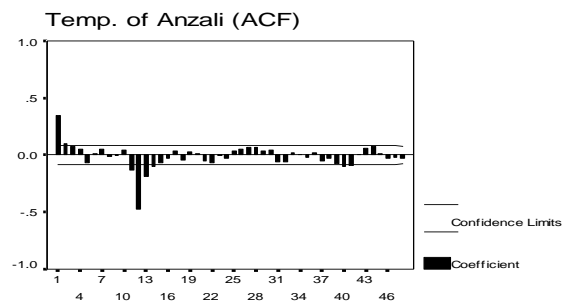
$$Y_t = Y_{t-12} + 0.3Y_{t-1} - 0.3Y_{t-13} + a_t - 0.99a_{t-12} \quad (2)$$

و الگوی دمای میانگین ماهانه رامسر $sARIMA(0, 0, 2)(0, 1, 1)_{12}$ که مقدار فراسنج θ_1 و θ_2 فرآیند میانگین متحرک MA_1 و MA_2 آن به ترتیب $-0/38$ و $-0/1$ و مقدار فراسنج Θ_1 فرآیند میانگین متحرک فصلی SMA_1 آن $0/96$ برآورد شده است، طبق رابطه (3) محاسبه می شود:

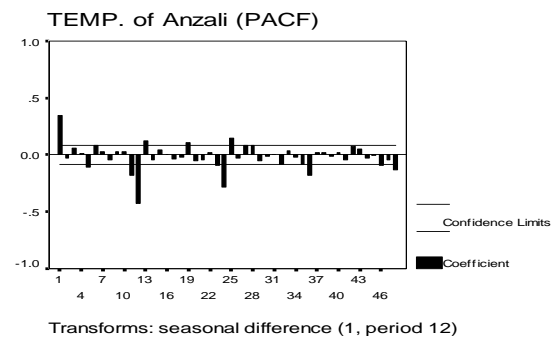
تفاضل گیری نشان می دهد. شکل های (4) و (5) تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری را پس از اعمال تفاضل گیری فصلی مرتبه اول نشان می دهند.



شکل 3: تابع خودهمبستگی سری دمای میانگین ماهانه بندر انزلی قبل از تفاضل گیری.



شکل 4: تابع خودهمبستگی سری دمای میانگین ماهانه بندر انزلی بعد از تفاضل گیری فصلی مرتبه $1(D=1)$.



شکل 5: تابع خودهمبستگی جزئی سری دمای میانگین ماهانه بندر انزلی بعد از تفاضل گیری فصلی مرتبه $1(D=1)$.

بنابراین فرآیند میانگین متحرک فصلی (SMA_1) برای جزء فصلی همه سری ها انتخاب شد. برای جزء غیر فصلی سری دمای انزلی و بابلسر فرآیند خودبرگشتی (AR_1) انتخاب شد بدین معنی که مشاهدات حاضر سری با همدیگر

مقایسه داده های واقعی و داده های تولید شده از مدل

(3)

آریمای فصلی سه ایستگاه مذکور در شکل های (6)، (7) و (8) آمده است.

$$(1 - B^{12})Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \Theta_1 B^{12})a_t$$

$$Y_t - B^{12}Y_t = a_t - \theta_1 B a_t - \theta_2 B^2 a_t - \Theta_1 B^{12} a_t$$

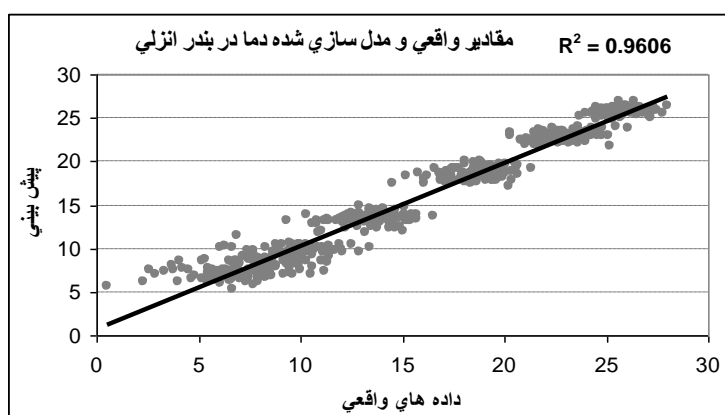
$$+ \theta_1 \Theta_1 B^{13} a_t - \theta_2 \Theta_1 B^{14} a_t$$

$$Y_t = B^{12}Y_t - a_t + \theta_1 B a_t + \theta_2 B^2 a_t + \Theta_1 B^{12} a_t$$

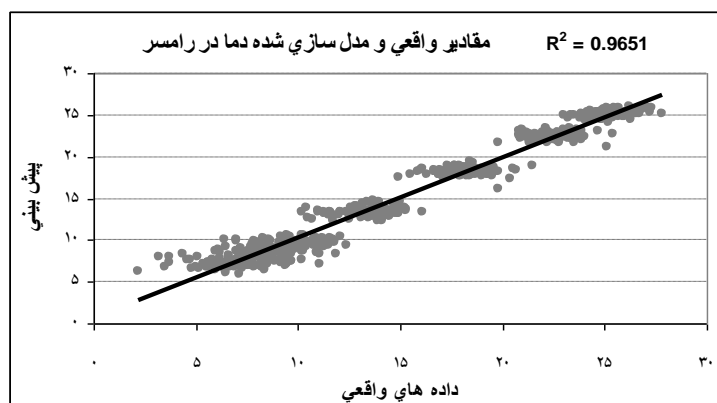
$$- \theta_1 \Theta_1 B^{13} a_t - \theta_2 \Theta_1 B^{14} a_t$$

$$Y_t = Y_{t-12} - a_t - 0.38a_{t-1} - 0.1a_{t-2} + 0.96a_{t-12}$$

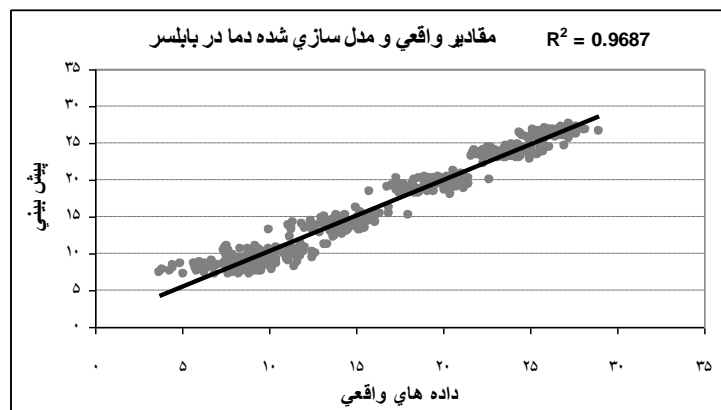
$$+ 0.36a_{t-13} + 0.096a_{t-14}$$



شکل 6: مقایسه داده های میانگین دمای ماهانه مشاهده شده بندر انزلی با داده های پیش بینی شده حاصل از مدل آریمای فصلی.



شکل 7: مقایسه داده های میانگین دمای ماهانه مشاهده شده رامسر با داده های پیش بینی شده حاصل از مدل آریمای فصلی.



شکل 8: مقایسه داده‌های میانگین دمای ماهانه مشاهده شده بابلسر با داده‌های پیش‌بینی شده حاصل از مدل آریمای فصلی.

نتیجه گیری

در این تحقیق، تغییر اقلیم از طریق روش‌های آماری روی سواحل جنوبی خزر مورد مطالعه قرار گرفت و سری دمای میانگین سالانه همه ایستگاه‌ها غیر همگن شناخته شد. علاوه بر این، روند خطی و جهش در سری‌های مورد مطالعه توسط روش‌ها و آزمون‌های معرفی شده بررسی شد. یک روند افزایشی معنی‌دار در سری دمای میانگین سالانه بابلسر تشخیص داده شد اما روند افزایشی در دو ایستگاه دیگر از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. همچنین سال 1994 با توجه با آزمون‌های انحرافات تجمعی، من ویتنی و آنووا، نقطه شروع افزایش دمای معنی‌دار در هر سه ایستگاه سواحل جنوبی خزر شناخته شد.

سپس مدل آریمای فصلی بر سری دما برازش داده شد. به محض اینکه مدل مناسبی برازش شد می‌توان آن را برای تولید پیش‌بینی مشاهدات آینده بکار برد.

مدل‌های آریما قادر به نشان دادن روندهای قطعی و تصادفی بوده و می‌توان تغییرات فصلی و تصادفی را در آنها در نظر گرفت. براساس نتایج آریمای فصلی، میانگین دمای ماهانه انزلی و بابلسر به دمای ماه گذشته و دمای ماه متناظر در سال گذشته و ماه پیش از آن در سال گذشته و یک تابع از پدیده‌های تصادفی وابسته‌اند.

$Y_t (Anzali \& Babolsar) =$

$$B^{12}Y_t + \phi_1 B Y_t - \phi_1 B^{13} Y_t + a_t - \Theta_1 B^{12} a_t$$

همچنین دمای میانگین ماهانه رامسر به دمای میانگین ماه متناظر در سال گذشته و یک سری از پدیده‌های تصادفی وابسته است.

$$Y_t (Ramsar) = B^{12}Y_t - a_t + \theta_1 B a_t + \theta_2 B^2 a_t + \Theta_1 B^{12} a_t - \Theta_1 \Theta_1 B^{13} a_t - \theta_2 \Theta_1 B^{14} a_t$$

تفاضل‌گیری فصلی مرتبه اول در مدل‌ها (D=1) نشانگر آنست که سری حول یک خط غیر افقی نوسان دارد. وجود و معنی‌داری فراسنج میانگین متحرک فصلی نشانگر نوسانات فصلی در الگوی زمانی دما در همه ایستگاه‌های سواحل جنوبی خزر است. وجود فراسنج میانگین متحرک غیرفصلی در دمای رامسر نوسانات زمانی را تأیید می‌کند. مقایسه داده‌های مورد پیش‌بینی توسط مدل آریمای فصلی با داده‌های واقعی دما طی سه سال از 2006 تا 2008 به عنوان سال‌های شاهد، نشان می‌دهد برازش مدل آریمای فصلی در هر سه سری زمانی بسیار مناسب بوده است. ضریب همبستگی بین سری واقعی و سری برازش داده شده توسط مدل تقریباً 0/97 بود و خطاهای نسبی و مطلق مدل نیز بسیار کوچک بودند.

- 10- Soltani, S., et al., 2005, the determination of regional rainfall climates of Iran based on time series modeling, the first Iran-Korea joint workshop on climate modeling, Mashhad, pp. 317.
- 11- Wilks, Daniel S., 1995, Statistical Methods in the Atmospheric Sciences, Academic press, INK, New York, pp. 51-58, 106-107, 284-285.

منابع

- 1- امیری، آزیتا، 1383، بررسی تغییرات احتمالی اقلیم و برازش یک مدل مناسب آریمای بر داده‌های دما و بارندگی استان گیلان، معاونت آموزشی و پژوهشی سازمان هواشناسی کشور، بخش 5 و 6
- 2- اندرسن، الیور، 1976، تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی و پیش‌بینی، ترجمه دکتر ابوالقاسم بزرگ‌نیا، 1366، انتشارات آستان قدس رضوی، صص. 136-137، 84، 19-22.
- 3- پژوهشکده هواشناسی و علوم جو، 1379، آشکارسازی تغییر اقلیم در ایران، گزارش شماره 8، صص. 20، 8-5.
- 4- علیجانی، بهلول، رضوانی، ن.، 1381، پیش‌بینی خشکسالی‌ها و ترسالی‌های استان مازندران با استفاده از مدل باکس-جنکینز، ویژه‌نامه پژوهش‌های جغرافیایی دانشکده جغرافیای دانشگاه تهران، اسفند 81، صص. 155.
- 5- ویلیام، دبلیو. اس. وی، 1376، تحلیل سری‌های زمانی-روش‌های یک متغیری و چند متغیری، ترجمه نیرومند، ح.، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، چاپ اول، صص. 103-86، 194، 196.
- 6- Box G. E. P., Jenkins, G. M., Time Series Analysis; Forecasting and Control, Holden day, San Francisco, 1976.
- 7- Buishand J. A., 1982, some methods for testing the homogeneity of rainfall records, J. Hydro 58, pp. 11-27.
- 8- Mitchell, J. M., et al., 1966; Climatic Change, Technical note 79, WMO No. 195, pp. 2-5, 60.
- 9- Sneyers, R., 1990, On the Statistical Analysis of Series of Observations, Technical note 143, WMO No. 415, Geneva, , pp. 8-11.