

پیش‌بینی آماری میانگین ماهانه دمای سطح آب ناحیه شمال غربی اقیانوس هند

مرضیه توکلی¹، امین شیروانی^{2*} و محمدجعفر ناظم السادات³¹ دانشجوی کارشناسی ارشد هواشناسی کشاورزی، بخش مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز² دانشیار، بخش مهندسی آب و مرکز پژوهش‌های جوی و اقیانوسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز³ استاد، بخش مهندسی آب و مرکز پژوهش‌های جوی و اقیانوسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

(تاریخ دریافت: 94/01/31، تاریخ پذیرش: 95/02/25)

چکیده

پیش‌بینی میانگین ماهانه دمای سطح آب پهنا شمال غربی اقیانوس هند (10 تا 30 درجه شمالی و 45 تا 76 درجه شرقی) انگیزه بنیادین این مطالعه می‌باشد. داده‌های دمای سطح آب این ناحیه برای 81 گره با ابعاد دو درجه طولی در دو درجه عرضی از بانک‌های اطلاعاتی سازمان مدیریت اقیانوسی و جوی ایالات متحده آمریکا برای دوره زمانی 1997-2007 استخراج شد. با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی، چهار مولفه اصلی اول که در حدود 98 درصد از کل واریانس دمای سطح آب را شرح می‌دهند، استخراج شد. مولفه‌های اصلی اول، دوم، سوم و چهارم به ترتیب 79، 9، 5/9 و 4 درصد از کل واریانس دمای سطح آب در پهنا مورد مطالعه را شرح دادند. این چهار مولفه اصلی به‌عنوان چهار ناحیه در منطقه، مورد مطالعه قرار گرفتند. ناحیه‌های اول، دوم و سوم به ترتیب در محدوده جغرافیایی 16 تا 24 درجه شمالی و 58 تا 72 درجه شرقی، 10 تا 14 درجه شمالی و 48 تا 76 درجه شرقی، و 14 تا 16 درجه شمالی و 50 تا 74 درجه شرقی قرار گرفت. همچنین ناحیه چهارم شامل خلیج فارس شد. معدل مکانی دمای سطح آب هر ناحیه به عنوان نمایه منطقه‌ای انتخاب شد. مدل‌های خودرابطه‌یاز-میانگین متحرک تلفیق شده فصلی (Seasonal Auto Regressive Integrated Moving Average, SARIMA) به‌عنوان مدل‌های تصادفی برای پیش‌بینی سری‌های زمانی نمایه منطقه‌ای الگوهای دمای سطح آب استفاده شد. مجموعه داده دمای سطح آب در مقیاس ماهانه برای سال‌های 1951-2000 و 2001-2007 به ترتیب برای ساختن و ارزیابی مدل‌های SARIMA در هر ناحیه به‌کار برده شد. بر پایه معیار اطلاعات آکائیک تصحیح شده و معنی‌دار بودن ضرایب، بهترین مدل خودرابطه‌یاز-میانگین متحرک تلفیق شده فصلی برای هر ناحیه انتخاب شد. به‌عنوان نمونه، مقدار ضریب همبستگی بین مقادیر مشاهده و پیش‌بینی شده دمای سطح آب ناحیه شمال غرب منطقه مورد با مدل SARIMA (1,1,0)×(1,1,0)₁₂ در دوره آزمون (84 ماه) برابر 94/0 بود. همچنین مقدار جذر میانگین توان دوم خطای مربوطه برابر 46/0. درجه سلسیوس بود. برای سری‌های زمانی دمای سطح آب در تمامی ناحیه‌ها، ضریب همبستگی بین دمای سطح آب مشاهده و پیش‌بینی شده برای داده‌های آزمون بیشتر از 9/0 بود.

واژه‌های کلیدی: دمای سطح آب، شمال غربی اقیانوس هند، سری‌های زمانی، پیش‌بینی

1 مقدمه

اقیانوس‌ها انرژی بسیار زیاد خورشیدی که موجب پدیدار شدن روانش‌های اقیانوسی، جوی و دگرگونی اقلیم می‌شود را در خود انباشت می‌کنند. روی هم رفته، دریاها و اقیانوس‌ها از ظرفیت گرمایی بالایی برخوردار هستند و وضعیت گرمایی را در سامانه اقلیم جهانی کنترل می‌کنند. نوسان‌های دمای سطح دریا (SST) از پایداری زمانی برخوردار بوده و وضع هوا در بازه زمانی کوتاه، نقش زیادی در این نوسان‌ها ندارد. بنابراین برای شناخت رفتار دراز مدت اقیانوس و نیز ارزیابی اثر اقلیم دریا بر وضع هوای خشکی‌ها، پیش‌بینی SST از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. پژوهش‌های انجام شده بیانگر آنند که نوسان‌های دمای سطح آب دریا درصد زیادی از پراکندگی بارش را در مناطق مختلف جهان توجیه می‌نمایند (نیکلز، 1989؛ لاندمن و ماسون، 2001؛ لاف، 1997). مدل‌های سری‌های زمانی از جمله مدل‌های تصادفی می‌باشند که در صورت وجود وابستگی در سری‌های زمانی داده‌ها، امکان پیش‌بینی برای آینده را میسر می‌سازد. از آنجا که افزایش و کاهش دمای سطح آب تدریجی است، خود همبستگی معنی‌داری در تاخیرهای مختلف سری‌های زمانی این داده‌ها وجود دارد. از این رو تحلیل سری‌های زمانی روش مناسب برای پیش‌بینی داده‌های SST می‌باشد. پیش‌بینی شاخص نوسان جنوبی (Southern Oscillation Index) با تاخیرهای یک تا سه ماهه با استفاده از مدل‌های سری‌های زمانی تک‌متغیره توسط چو و کتز (1986) صورت گرفته است. لاندمن و میسون (2000) پیش‌بینی دمای سطح آب تمامی گره‌های دریایی را با کاربرد تحلیل همبستگی متعارف انجام دادند. در این مطالعه‌ها، پیش‌بینی‌ها برای دوره‌های کوتاه مدت دو و سه ماهه صورت گرفته است. ناظم‌السادات و شیروانی (1384) با استفاده از تحلیل مولفه‌های اصلی و ایازش چندگانه پیش‌بینی زمستانه دمای سطح آب خلیج فارس را مورد مطالعه قرار دادند. جهان‌دیده و شیروانی (1390) از فرایند خودایاز برداری برای پیش‌بینی ماهانه دمای سطح آب خلیج فارس استفاده کردند. ناظم‌السادات و

همکاران (1393) روند نوسان‌های ماهانه دمای سطح آب را در گستره شمال غربی اقیانوس هند مورد بررسی قرار دادند. آنها نشان دادند که در همه فصل‌های سال SST دارای روند افزایشی معنی‌داری است.

رنجبر سعادت‌آبادی و ایزدی (1392) همبستگی معنی‌داری را بین بی‌هنجاری بارش نیمه جنوبی ایران و بی‌هنجاری دمای سطح آب نواحی غربی اقیانوس هند نشان دادند.

از آنجا که ارتباط معنی‌داری بین بارش زمستانه مناطق جنوبی کشور و دمای سطح آب اقیانوس هند و خلیج فارس وجود دارد (خلیلی، 1386؛ ناظم‌السادات و شیروانی، 1385)، آگاهی از دمای سطح آب این گستره‌های آبی از چند ماه قبل ضروری است. ناظم‌السادات و شیروانی (1385) نشان دادند که 27 درصد از پراکندگی بارش زمستانه مناطق جنوبی کشور با نوسان‌های دمای سطح آب خلیج فارس توضیح داده می‌شود. بنابراین پیش‌بینی دمای سطح آب به‌طور مستقیم در پیش‌بینی بارش استفاده می‌شود. از این رو برای شناخت بیشتر این گستره‌های آبی در این پژوهش، مدل‌سازی دمای سطح آب ناحیه شمال غربی اقیانوس هند شامل دریای عرب، دریای عمان و خلیج فارس (شکل 1) مورد بررسی قرار گرفت. به دلیل آن که همبستگی بالایی بین دمای سطح آب گره‌های مجاور وجود دارد و مدل‌سازی تک‌تک آنها منجر به مدل‌های مشابه می‌شود، در ابتدا با استفاده از تحلیل مولفه‌های اصلی الگوهای دمایی تشخیص داده شد و سپس سری زمانی برای هر یک از الگوها به‌طور جداگانه برازش داده شد. هدف کلی پژوهش حاضر مدل‌سازی و پیش‌بینی دمای سطح آب در ناحیه شمال غربی اقیانوس هند می‌باشد.

2 داده‌ها و روش پژوهش

2-1 داده‌های دمای سطح آب دریا

داده‌های میانگین ماهانه دمای سطح آب ناحیه شمال غربی اقیانوس هند در محدوده آبی 45 تا 76 درجه شرقی و 10 تا 30 درجه شمالی برای 81 گره به ابعاد 2 درجه طولی در 2

واریانس را توجیه کند. آخرین سری زمانی کمترین مقدار از واریانس را تعریف می‌کند. بدین ترتیب چند سری زمانی اولیه تولید شده، درصد بالایی از کل واریانس را توجیه می‌کنند، به طوری که می‌توان آنها را جایگزین تعداد بسیاری از سری‌های زمانی مشاهده شده کرد. توضیح بیشتر در مورد روش PCA در مطالعات قبلی آورده شده است (ناظم-السادات و شیروانی، 1385 و 1384) و در این پژوهش از آوردن مطالب آماری این روش خودداری می‌شود.

2-3 مدل‌های سری زمانی برای پیش‌بینی دمای سطح آب

برای پیش‌بینی نوسان‌های دمایی سطح آب این گستره‌های آبی، SSTهای هر یک از پهنه‌ها به عنوان ورودی مدل‌های سری زمانی استفاده گردید. مدل‌های ARMA (Autoregressive Moving Average) یکی از انعطاف‌پذیرترین مدل‌ها برای تحلیل سری‌های زمانی تک‌متغیره است که وقتی سری زمانی ایستا است (یک سری زمانی وقتی ایستاست که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند) می‌تواند استفاده شود. مدل ARMA از ترکیب فرایندهای میانگین متحرک و خودوایاز تشکیل می‌شود که شامل p جمله خودوایاز $AR(p)$ و q جمله میانگین متحرک $MA(q)$ می‌باشد. این مدل به صورت زیر بیان می‌شود (براک‌ول و دیویس، 2002):

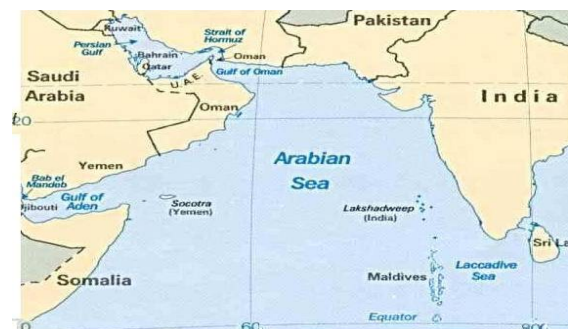
$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}, \quad (1)$$

که $\{Z_t\}$ یک فرایند گسسته تصادفی محض است. همچنین X_{t-p} سری زمانی در تاخیر p و Z_{t-q} فرایند تصادفی محض در تاخیر q است. با به کار بردن عملگر انتقال پس‌بر B ($B^k x_t = x_{t-k}$)، معادله (1) به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\varphi(B)X_t = \theta(B)Z_t, \quad (2)$$

درجه عرضی به عنوان پرونده ورودی مدل‌های سری زمانی در نظر گرفته شدند. دوره آماری مورد مطالعه از ژانویه 1951 تا دسامبر 2007 است. این داده‌ها در نتیجه پژوهش‌های اسمیت و رینولدز (2008) بازسازی شده‌اند و هم‌اکنون به صورت رایگان از طریق پایگاه زیر در دسترس هستند:

<http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.noaa.ersst.html>.



شکل 1. موقعیت دریای عرب، عمان و خلیج فارس (45 تا 76 درجه شرقی و 10 تا 30 درجه شمالی).

2-2 تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)

تحلیل مؤلفه‌های اصلی از جمله اقداماتی است که به طور مکرر توسط متخصصین علوم در رشته‌های مختلف به منظور کاهش حجم داده‌ها استفاده می‌شود (امری و تامسون، 1997؛ پریسن‌دورفر، 1988). با توجه به آن که داده‌های اقلیمی، هواشناسی و اقیانوسی که از ایستگاه‌های مجاور تهیه شده‌اند، عموماً به یکدیگر وابسته بوده و هم‌خطی شدیدی بین آنها وجود دارد، کاربرد این گونه سری‌های زمانی موجب بروز خطای زیادی می‌شود. برای استفاده بهینه از داده‌های موجود و نیز کاستن از منابع خطا لازم است که از تعداد سری‌های زمانی وابسته کاسته شود و با به کارگیری روش‌های مناسب ریاضی تعداد محدودی سری زمانی جدید تولید شود که بتوان درصد بالایی از واریانس موجود در سری زمانی اولیه را توجیه کرد. مزیت اصلی تحلیل مؤلفه‌های اصلی آن است که اولین سری زمانی تولید شده، بیشترین مقدار ممکن از کل واریانس داده‌ها را توجیه و دومین و سومین سری زمانی به ترتیب مقدار کمتری از

SARIMA با استفاده از عملگر پس رو $\nabla_s X_t = X_t - X_{t-s}$ به صورت زیر بیان می شود:

$$\Phi_p(B^s)\varphi(B)\nabla_s^D\nabla^d X_t = \Theta_Q(B^s)\theta(B)Z_t \quad (6)$$

عملگرهای $\Phi_p(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{Ps}$ و $\Theta_Q(B^s) = 1 + \Theta_1 B^s + \Theta_2 B^{2s} + \dots + \Theta_Q B^{Qs}$ به ترتیب عملگرهای فصلی خودویاز و میانگین متحرک از مرتبه P و Q با دوره فصلی s هستند. همچنین در معادله (6)، $\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$ و $\nabla^d = (1 - B)^d$ های تفاضلی معمولی و فصلی هستند. برای انتخاب بهترین مدل پیش بینی دمای سطح آب از معیار اطلاعات آکائیک تصحیح شده (Akaike's Information Criterion) که صورت اصلاح شده معیار اطلاعات آکائیک معمولی از لحاظ آریبی است، استفاده می کنند (شاموی و استافر، 2006). معیار اطلاعات آکائیک تصحیح شده (AIC) به صورت زیر تعریف می شود:

$$AIC_c = \ln\left(\frac{RSS_k}{n}\right) + \frac{n+k}{n-k-2} \quad (7)$$

که n تعداد مشاهدات، k تعداد پارامترهای مدل و RSS_k مجموع توان دوم باقی مانده ها است.

3 یافته ها و بحث

1-3 پهنه بندی اقلیمی عامل SST

تحلیل مولفه های اصلی بر پایه ماتریس ضریب همبستگی انجام شد. تعداد سطر و ستون فایل ورودی برای ماتریس ضریب همبستگی به ترتیب برابر با تعداد ماه ها و گره است. تعیین تعداد مؤلفه های اصلی (تعداد PC) برای پهنه بندی عامل SST بسیار مهم است. به دیگر سخن انتخاب چند مؤلفه اول که بیشترین واریانس را دارند و به عنوان مؤلفه اصلی شناخته می شوند، از اساسی ترین اقدامات در تحلیل مؤلفه های اصلی است. با انتخاب چند مؤلفه اصلی اول سایر مؤلفه ها از محاسبات بعدی حذف می شوند و بنابراین باید در انتخاب آستانه حذف دقت زیادی داشت. رسم تغییرات مقادیر ویژه در مقابل شماره مؤلفه ها که به آن Scree plot

که $\theta(B)$ و $\phi(B)$ به ترتیب چند جمله ای های مرتبه p و q به صورت زیر هستند:

$$\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p \quad (3)$$

$$\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q \quad (4)$$

مقادیر ϕ_i که فرایند را ایستا نمایند، چنان هستند که ریشه های $\phi(B) = 0$ خارج دایره واحد قرار داشته باشند. مقادیر θ_i که فرایند را وارون پذیر می سازند، به صورتی هستند که ریشه های $\theta(B) = 0$ خارج دایره واحد باشند (باکس و جنکینز، 1976). اهمیت فرایندهای ARMA در این حقیقت نهفته است که اغلب می توان یک سری زمانی ایستا را با یک الگوی ARMA بیان کرد که نسبت به فرایند MA یا AR به تنهایی پارامترهای کمتری داشته باشد. در عمل، بیشتر سری های زمانی نایستا هستند. برای برآزش الگوی ایستا، حذف کردن منابعی که باعث نایستایی می شوند، ضروری است. اگر سری مشاهده شده نسبت به میانگین نایستا باشد در آن صورت می توان سری را تفاضلی کرده تا سری مورد نظر به یک سری ایستا تبدیل شود (باکس و جنکینز، 1976). فرایند کلی خودویاز - میانگین متحرک تلفیق شده (ARIMA) به شکل معادله (5) بیان می شود:

$$\begin{aligned} W_t &= \varphi_1 W_{t-1} + \dots + \varphi_p W_{t-p} + Z_t + \\ &\theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}, \\ W_t &= \nabla^d X_t, \quad (\nabla^d X_t = X_t - X_{t-d}) \end{aligned} \quad (5)$$

که ∇ عملگر Nabla است. این فرایند ARIMA که d بیانگر مرتبه تفاضلی کردن داده ها می باشد را از مرتبه (p, d, q) گویند. الگوهای فصلی ARIMA کلاس دیگری از الگوهای احتمالی است که در صورت وجود اثر فصلی در سری زمانی مورد استفاده قرار می گیرد. پدیده های طبیعی از جمله تغییرات بارش و دما از این دسته می باشند. سری های زمانی ای که روند خطی دارند، با تفاضلی کردن مرتبه اول یا دوم به سری های ایستا تبدیل می شوند. پارامترهای خودویاز و میانگین متحرک الگوهای فصلی را به ترتیب با Θ و Φ نشان می دهند (باکس و همکاران، 2002). الگوی کلی

هم قرار دادن این یاخته‌های مربعی پهنه مورد نظر از سایر پهنه‌ها جدا گردید. به این ترتیب چهار پهنه جدا از هم با گستره جغرافیایی مشخص برای هر PC مطابق شکل 3 بدین ترتیب است:

PC1: گستره جغرافیایی 16 تا 24 درجه شمالی و 58 تا 72 درجه شرقی.

PC2: گستره جغرافیایی 10 تا 14 درجه شمالی و 48 تا 76 درجه شرقی.

PC3: گستره جغرافیایی 14 تا 16 درجه شمالی و 50 تا 74 درجه شرقی.

PC4: گستره جغرافیایی 26 تا 30 درجه شمالی و 50 تا 56 درجه شرقی که پهنه خلیج فارس را شامل می‌شود.

سری‌های زمانی میانگین SSTهای گره‌ها در هر پهنه محاسبه گردید. SST1 سری زمانی میانگین دمای سطح آب گره‌های واقع در اولین پهنه (PC1) در این گستره آبی می‌باشد و SST2، SST3 و SST4 به ترتیب سری زمانی میانگین دمای سطح آب دومین، سومین و چهارمین پهنه مجزا شده هستند.

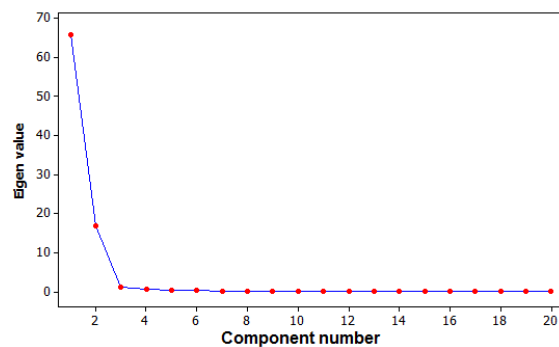
جدول 1. درصد واریانس و واریانس تجمعی برای هر PC.

PC4	PC3	PC2	PC1	درصد واریانس هر PC
4	5/9	9	79	درصد واریانس تعریف شده
97/9	93/9	88	79	درصد تجمعی واریانس

2-3 مدل‌سازی سری‌های زمانی دمای سطح آب

هر یک از سری‌های زمانی SST1، SST2، SST3، SST4 تولید شده به‌طور جداگانه وارد تحلیل سری‌های زمانی شدند. مدت اطلاعات کل دوره مورد مطالعه شامل 684 ماه (1951-2007) در نظر گرفته شد که از این تعداد 600 ماه (1951-2000) برای مدل‌سازی سری زمانی مربوطه و سایر مقادیر برای آزمون منظور گردید. مدل‌های سری زمانی SARIMA که در معادله (6) بیان شد برای پیش‌بینی این چهار سری تولید شده مورد استفاده قرار گرفت. نمودار سری زمانی ماهانه دمای سطح آب اولین پهنه تولید شده در گستره آبی مورد مطالعه (SST1) و روند خطی آن در شکل 4 نشان داده شده است.

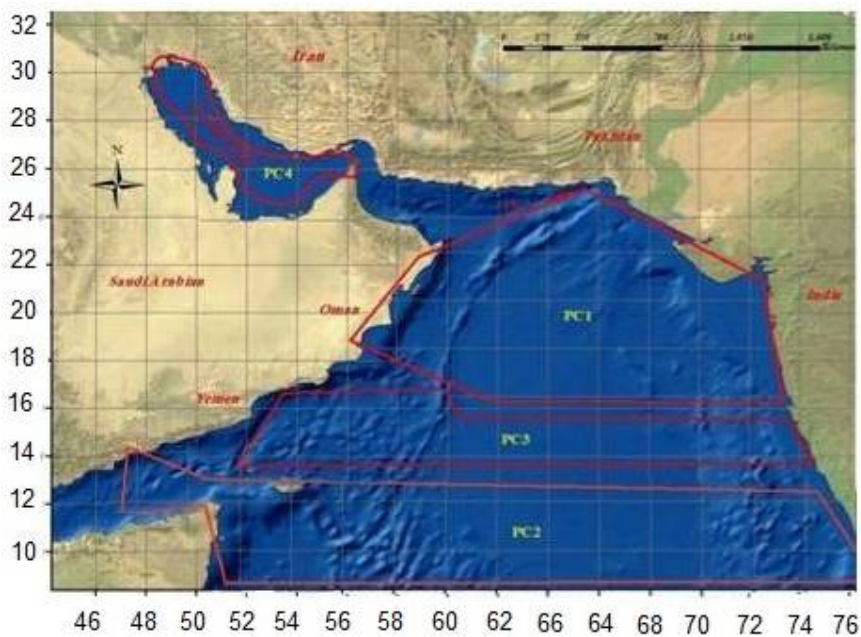
گفته می‌شود، یکی از راه‌های تشخیص آستانه حذف می‌باشد. رسم مقادیر ویژه در مقابل شماره مؤلفه‌ها (شکل 2) نشان می‌دهد که اولین مؤلفه دارای مقدار ویژه 64/03 است و دومین، سومین و چهارمین مقدار ویژه به ترتیب برابرند با 7/22، 4/2 و 2/38. مقادیر ویژه به‌صورت نزولی برای بقیه مؤلفه‌ها کم و کمتر می‌شود تا جایی که نمودار تقریباً یک روند ثابت پیدا می‌کند. از قسمت‌هایی از نمودار که تقریباً تغییرات ناچیز است، مؤلفه‌ها حذف می‌شوند. همان‌طور که نمودار رسم شده تغییرات مقادیر ویژه در برابر تعداد مؤلفه‌ها نیز نشان می‌دهد، آستانه حذف را می‌توان از PC چهار به بعد در نظر گرفت.



شکل 2. نمودار scree برای انتخاب تعداد PC ها (آستانه حذف).

نکته شایان اهمیت این است که PC1 دارای بیشترین مقدار ویژه بوده و تفاوت مقداری آن با PC های دو، سه و چهار بسیار بارز است. جدول 1 نشان می‌دهد که PC1، 79 درصد از کل واریانس موجود در سری داده‌ها را توجیه می‌کند. به همین ترتیب PC های دو، سه و چهار 9، 5/9، 4 درصد از کل واریانس و به‌صورت تجمعی 98 درصد از کل واریانس را توجیه می‌کنند. در واقع هدف از تعیین پهنه‌بندی دمایی آن است که مشخص شود هر سری زمانی مستقل PC بیانگر تغییرات کدام محدوده جغرافیایی مورد مطالعه است.

81 گره به‌عنوان ورودی داده‌ها در نظر گرفته شد و بدین ترتیب 81 ضریب که همان بردار ویژه ماتریس ضریب همبستگی هستند، به‌دست آمد. گره‌هایی که ضریب همبستگی بالایی با هر یک از PCها دارند با توجه به طول و عرض جغرافیایی بر روی نقشه مشخص می‌شوند که از کنار



شکل 3. گستره جغرافیایی PC1، PC2، PC3، PC4.

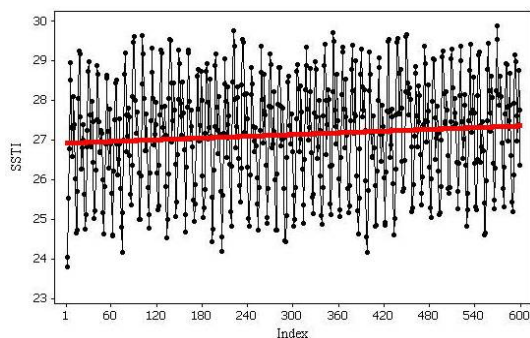
یکم در تاخیر 12 آنها منظور گردید. برای تعیین مرتبه مدل‌های اولیه که می‌توانند رفتار سری زمانی ماهانه SST1 را توجیه کنند، نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی این سری با یک بار تفاضل‌گیری فصلی و غیرفصلی به ترتیب در شکل‌های 6 و 7 رسم گردید. نمودار خودهمبستگی در شکل 6 نشان می‌دهد که مقادیر خودهمبستگی در تاخیر 1، 2 و 12 معنی‌دار است. بنابراین مرتبه غیرفصلی فرایند میانگین متحرک حداکثر 2 و مرتبه فصلی آن یک در نظر گرفته می‌شود. نمودار شکل 7 نیز نشان می‌دهد که مقادیر خودهمبستگی جزئی در تاخیرهای 1، 2، 12 و 24 معنی‌دارند. با توجه به اینکه مقادیر مرتبه غیرفصلی فرایند خودوایاز حداکثر دو و مرتبه

روند خطی که از طریق یک رابطه وایازشی بین سری زمانی ماهانه SST1 به عنوان متغیر پاسخ و زمان به عنوان متغیر توضیحی تعیین می‌شود، به صورت معادله وایازشی زیر محاسبه گردید:

$$SST1 = 27 + 0.00073 \times t;$$

$$R^2 = 9\%, RMSE = 1.36.$$

باتوجه به اینکه P-value مربوط به ضریب وایازشی برابر با 0/024 می‌باشد، شیب این خط وایازشی در سطح 5% معنی‌دار است. تحلیل خطی روند (شکل 4)، وجود روند افزایشی در سری زمانی SST1 را نشان می‌دهد و از این رو سری نایستا است. به دلیل وجود روند در سری زمانی SST1 و نایستا بودن سری، در این مرحله نیاز به تبدیل داده‌ها یا تفاضلی کردن آنها می‌باشد. بنابراین مقدار تفاضل‌گیری اثر روند (d) در سری زمانی یک در نظر گرفته شد. نمودار خودهمبستگی سری ماهانه SST1 با یک بار تفاضل‌گیری غیرفصلی در شکل 5 نشان می‌دهد که این سری زمانی دارای اثر فصلی است، به طوری که مقادیر خودهمبستگی در تاخیرهای زمانی مضارب 12، بیشترین مقدار را دارند. از این رو برای حذف تغییرات فصلی از سری زمانی تفاضلی شده SST1، تفاضل مرتبه



شکل 4. نمودار سری زمانی ماهانه SST1 برای دوره 2000-1951.

پارامترهای این مدل‌ها و بررسی ایستایی پارامترهای خودوایاز و وارون‌پذیری پارامترهای میانگین متحرک، مناسب بودن آنها بررسی شد. از بین مدل‌هایی که این شرایط را داشتند، مدلی که کمترین مقدار معیار اطلاعات آکایک را داشت به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شد. نتایج نشان داد که مدل $SARIMA(1,1,0) \times (1,1,0)_{12}$ کمترین مقدار AICc را دارد و به‌عنوان بهترین مدل برای مدل‌سازی رفتار این سری انتخاب گردید. معادله این مدل پیش‌بینی سری زمانی ماهانه SST1 به‌صورت زیر است:

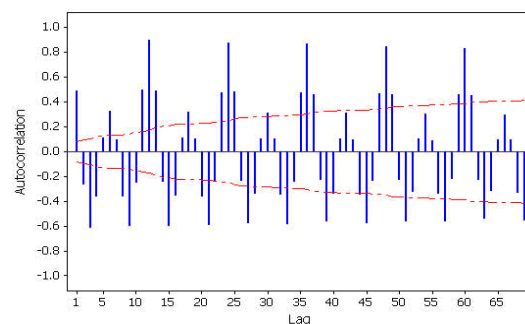
$$(1+0.11B)(1+0.49B^{12})\nabla_{12}^1 \nabla_1^1 \hat{X}_t = \hat{Z}_t.$$

نمودار تابع خودهمبستگی برای باقیمانده‌های مدل ارائه شده برای سری زمانی ماهانه SST1 در شکل 8 نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها در مدل $SARIMA(1,1,0) \times (1,1,0)_{12}$ ناهمبسته‌اند. مقادیر پیش‌بینی شده ماهانه SST1 برای 84 ماه با تاخیر یک تا 12 ماه محاسبه و در شکل 9 رسم شد. ضرایب مدل هر 12 ماه یکبار دوباره برآورد شد و سپس برای 12 ماه آینده پیش‌بینی انجام گرفت. به بیان دیگر حداکثر تاخیر زمانی منظور شده در مدل 12 ماه است. همچنین یک فاصله اطمینان 95% برای مقادیر پیش‌بینی شده ماهانه SST1 محاسبه گردید. شکل 10 وایازش خطی بین سری زمانی مشاهدات و پیش‌بینی ماهانه SST1 (بر روی نمونه انتخاب شده برای آزمون) را نشان می‌دهد که معادله آن به صورت زیر می‌باشد:

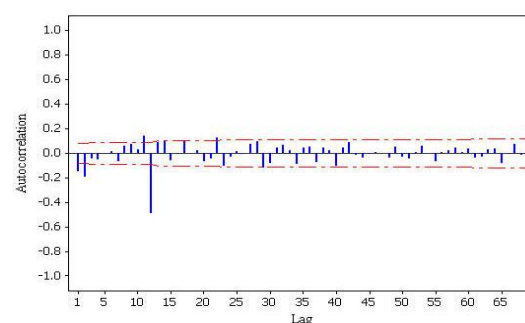
$$observed = 6.35 + 0.811 \times predicted;$$

$$R^2 = 88\%, \quad RMSE = 0.46.$$

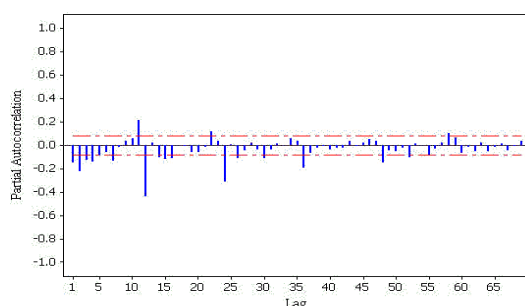
باتوجه به صفر بودن P-value مربوط به ضریب وایازشی، شیب این خط وایازشی در سطح 5% معنی‌دار است. بالا بودن مقدار R^2 حاکی از آن است که سری زمانی ماهانه SST1 با دقت بالایی پیش‌بینی گردیده است.



شکل 5. نمودار خودهمبستگی سری ماهانه SST1 با یک بار تفاضل‌گیری غیرفصلی.



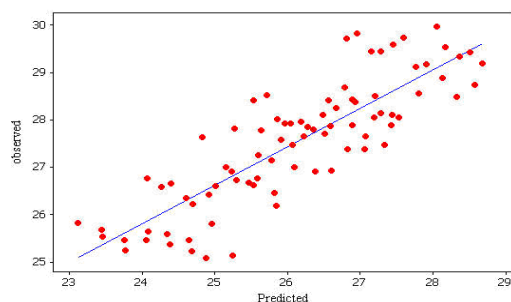
شکل 6. نمودار خودهمبستگی سری ماهانه SST1 با یک بار تفاضل‌گیری فصلی و غیرفصلی



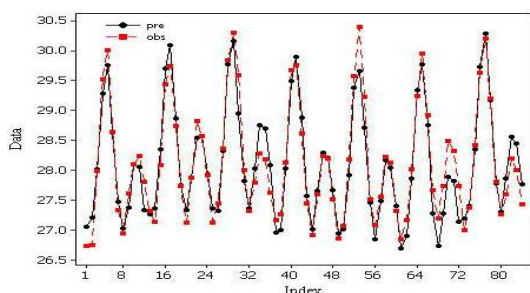
شکل 7. نمودار خودهمبستگی جزئی سری ماهانه SST1 با یک بار تفاضل‌گیری فصلی و غیرفصلی.

غیرفصلی آن نیز حداکثر دو پیشنهاد می‌شود. مرتبه تفاضل‌گیری برای قسمت غیرفصلی به خاطر وجود روند در داده‌ها برابر یک و برای قسمت فصلی برای حذف تغییرات فصلی با دوره 12، برابر یک در نظر گرفته شده‌است. مدل‌های انتخابی برای مدل‌سازی سری زمانی ماهانه SST1 مورد ارزیابی قرار گرفت. پس از برآورد

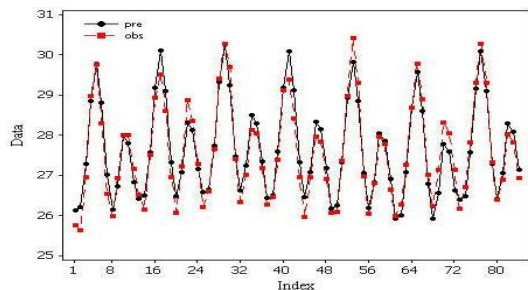
را نشان می‌دهند. بالا بودن مقادیر R^2 نشان می‌دهد که سری زمانی ماهانه هر یک از پهنه‌ها با دقت بالایی پیش‌بینی شده‌اند.



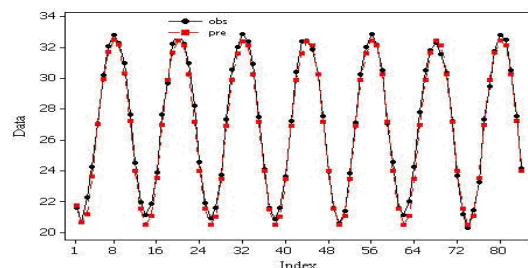
شکل 10. نمودار وایزش خطی بین داده‌های مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده.



شکل 11. نمودار سری‌های زمانی ماهانه مشاهده شده و پیش‌بینی شده SST2



شکل 12. نمودار سری‌های زمانی ماهانه مشاهده شده و پیش‌بینی شده SST3



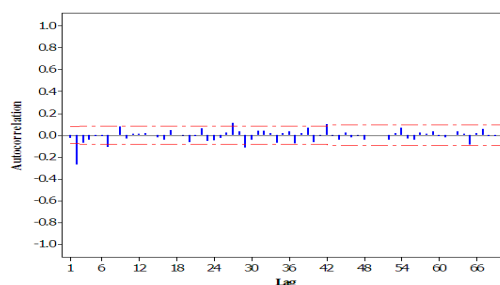
شکل 13. نمودار سری‌های زمانی ماهانه مشاهده شده و پیش‌بینی شده SST4

برای سه پهنه دیگر نیز همانند SST1 بررسی روند و پیدا کردن مرتبه‌ها انجام شد. با توجه به مقادیر AICc بهترین مدل‌ها برای این سه پهنه انتخاب شدند که جدول 2 نتایج را نشان می‌دهد.

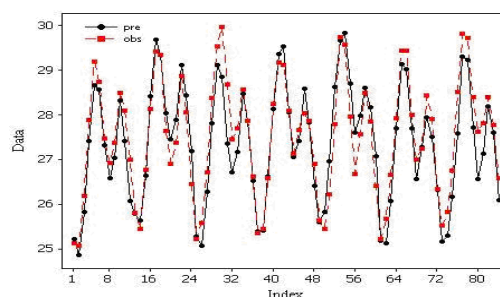
جدول 2. مدل‌های انتخابی برای سه پهنه SST1، SST2، SST3، SST4.

پهنه‌ها	مدل‌های انتخابی
SST2	$SARIMA(0,1,0) \times (2,1,0)_{12}$
SST3	$SARIMA(0,1,0) \times (0,1,1)_{12}$
SST4	$SARIMA(1,0,2) \times (0,1,1)_{12}$

نمودار تابع خودهمبستگی باقیمانده‌های مدل‌های ارائه شده برای این سه پهنه نیز نشان داد که باقیمانده‌ها در مدل SARIMA، ناهمبسته و مستقل از هم هستند. مقادیر پیش‌بینی شده ماهانه SST2، SST3 و SST4 برای 84 ماه محاسبه شد که در شکل‌های 11، 12 و 13 رسم گردید.



شکل 8. نمودار خودوایزش باقیمانده‌های مدل سری زمانی ماهانه SST1.

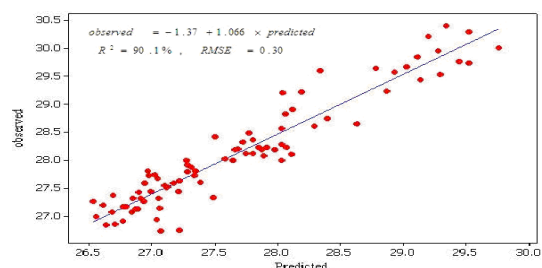


شکل 9. نمودار سری‌های زمانی ماهانه مشاهده شده و پیش‌بینی شده SST1.

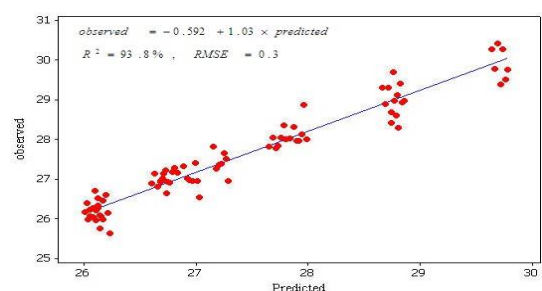
همچنین شکل‌های 14، 15 و 16 نمودار وایزش خطی بین داده‌های مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده هر یک از پهنه‌ها

های یک تا چهار، در مجموع چهار پهنه دمایی از عامل اقلیمی SST در گستره آبی شمال غربی اقیانوس هند جدا شد. نوسان‌های فشار و دمای سطح آب در این بخش از اقیانوس هند همبستگی معنی‌داری با نوسان بارش در ایران دارد و این پیوند به ویژه برای گستره‌های باختری دریای عرب و در امتداد سواحل عمان و شبه‌جزیره عربستان و در فصل پاییز نیرومندتر است (ناظم‌السادات، 1997). در واقع گرمای هوا و گردش هوا در لایه‌های نزدیک زمین در این بخش از زمین است (ناظم‌السادات و قائدامینی، 2010). ناظم‌السادات و شاهقلیان (1393) نشان دادند که سامانه‌های باران‌زای نیرومند در جنوب باختری ایران در پیوند با انتقال رطوبت از بخش‌های شمالی دریای عرب هستند.

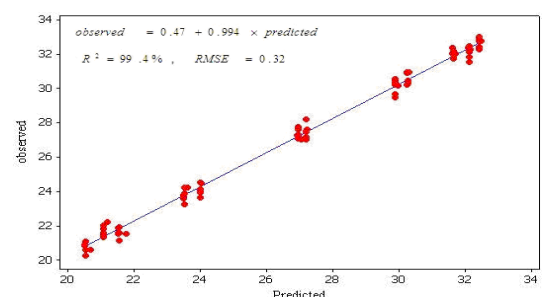
میانگین دمای سطح آب در هر یک از این پهنه‌ها محاسبه شد و چهار سری زمانی SST1، SST2، SST3 و SST4 به دست آمد. از آن جا که پیوند معنی‌داری میان SST و بارش وجود دارد (ناظم‌السادات و شیروانی، 1385)، چنانچه اندازه آتی SST در دسترس باشد، می‌توان برآورد خوبی از چگونگی بارش در ماه‌های بعد را داشت. از این رو پیش‌بینی سری‌های زمانی ماهانه SST1، SST2، SST3 و SST4 برای دوره زمانی 1951-2007 ارزیابی و سپس الگوهای خودایاز- میانگین متحرک تلفیق شده فصلی (SARIM) به این سری‌ها، برآزش داده شد. بر پایه معیار اطلاعات آکائیک تصحیح شده و معنی‌دار بودن ضرایب، مدل‌های $SARIMA(1,1,0) \times (1,1,0)_{12}$ ، $SARIMA(0,1,0) \times (0,1,1)_{12}$ ، $SARIMA(0,1,0) \times (2,1,0)_{12}$ و $SARIMA(1,0,2) \times (0,1,1)_{12}$ به ترتیب برای SST1، SST2، SST3 و SST4 انتخاب شدند. نمودار خودهمبستگی باقیمانده‌های این مدل‌ها نشان داد که باقیمانده‌ها ناهمبسته‌اند. همچنین مرتبه تفاضلی مدل‌ها که یک می‌باشد حاکی از آن است که روند دمای سطح آب



شکل 14. نمودار وایازش خطی بین داده‌های مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده SST2.



شکل 15. نمودار وایازش خطی بین داده‌های مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده SST3.



شکل 16. نمودار وایازش خطی بین داده‌های مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده SST4.

4 نتیجه‌گیری

نتایج نشان داد که با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، سری‌های زمانی‌ای تولید می‌شوند که ویژگی عمده آنها توانایی توجیه درصد بالایی از واریانس موجود در سری زمانی داده‌های دیده‌بانی شده است. به این ترتیب چهار PC تولید شد، به طوری که چهار مؤلفه اصلی اول به ترتیب 79، 9، 5/9 و 4 درصد و در مجموع این چهار سری PC، 97/9 درصد از واریانس کل را توجیه می‌کنند. با استفاده از PC

ناظم السادات، س.م.ج.، قائدامینی، ح.، و توکلی، م.، 1393، ارزیابی نشانه‌های تغییر اقلیم در پهنه شمال غربی اقیانوس هند: واکاوی روند دمای سطح آب دریا در دوره 1950-2009. مجله ژئوفیزیک ایران، 8(2)، 26-40.

ناظم السادات، س.م.ج.، و شاهقلیان ک.، 1393، چگونگی پدیداری سامانه‌های بارش‌زای سنگین در جنوب غربی ایران و پیوند آن با پدیده MJO: مجله آب و خاک دانشگاه فردوسی مشهد، 28(5)، 1072-1083.

Box, G. E. P., and Jenkins, G. M., 1976, Time Series Analysis and Forecasting: Holden-Day, San Francisco, CA. Control: Revised edn.

Box, G. E. P., Jenkins, G. M., and Reinsel, G. C., 2002, Time series analysis: Forecasting and control. Fourth Edition, John Wiley Publication.

Brockwell R. J., and Davis, R. A., 2002, Introduction to Time Series and Forecasting: New York, Springer.

Chu, P., and Kats, R. W., 1986, Measures of predictability with applications to the Southern Oscillation: Mon. Wea. Rev., 115(8), 1542-1549.

Emery, W., and Thomson, R. E., 1997, Data Analysis Methods in Physical Oceanography: Pergamon Press.

Lough, J. M., 1997, Regional indices of climate variation: Temperature and rainfall in Queensland Australia: Int. J. Climatology, 17, 55-66.

Landman, W. A., and Mason, S. J., 2001, Forecasts of near-global sea surface temperature using canonical correlation analysis: J. Climate, 14, 3819-3833.

Nazemosadat, S. M. J., and Ghaedamini H., 2010, On the relationships between the Madden Julian Oscillation and precipitation variability in southern Iran and the Arabian Peninsula: Atmospheric circulation analysis: J. Climate, 23, 887-904.

Nazemosadat, S. M. J., 1996, The Impact of Oceanic-Atmospheric Indices on Rainfall Variability in Iran and Australia: PhD thesis, The University of New South Wales, Sydney.

در پهنه مورد مطالعه معنی‌دار است که با یافته‌های ناظم السادات و همکاران (1393) همخوانی دارد. در تحقیقات انجام گرفته در زمینه همبستگی بین دمای سطح آب و بارش، تاخیر زمانی در نظر گرفته نمی‌شود (Lag time=0) و تاثیر هم‌زمان دمای سطح آب بر بارش بررسی می‌شود ولی در تحقیق حاضر با استفاده از مدل‌های سری زمانی، مقادیر آتی میانگین ماهانه هر یک از SST ها با دقت بالایی پیش‌بینی گردیدند. بنابراین با استفاده از مدل سری‌های زمانی برازش داده شده می‌توان تا چندین ماه آینده از وضعیت دمای سطح آب در پهنه شمال غرب اقیانوس هند اطلاع داشت و در پیش‌بینی بارندگی و دمای هوای مناطق تاثیرپذیر از آن استفاده کرد.

منابع

جهان‌دیده، م.، و شیروانی، ا.، 1390، پیش‌بینی دمای سطح آب خلیج فارس با استفاده از فرایندهای خودرابط برداری: مجله مهندسی منابع آب، 14(1)، 53-61.

خلیلی، س.، 1386، تاثیر نوسان‌های دمای اقیانوس هند بر بارش ایران: پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز، 80 ص.

رنجبر سعادت آبادی، ع.، و ایزدی، پ.، 1392، ارتباط بی‌هنجاری‌های دمای سطح اقیانوس هند و دریای عرب با بی‌هنجاری‌های بارش نیمه جنوبی ایران: مجله فیزیک زمین و فضا، 39(4)، 135-157.

ناظم السادات، س.م.ج.، و شیروانی، ا.، 1384، پیش‌بینی دمای سطح آب خلیج فارس با استفاده از رگرسیون چندگانه و تحلیل مولفه اصلی: مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، 3(9)، 1-10.

ناظم السادات، س.م.ج.، و شیروانی، ا.، 1385، پیش‌بینی بارش مناطق جنوبی ایران با استفاده از دمای سطح آب خلیج فارس و مدل‌سازی تحلیل همبستگی متعارف: مجله علمی کشاورزی، 29(9)، 65-77.

- Examples: Springer Science and Business Media, LLC.
- Smith, T. M., Reynolds, R. W., Peterson, C. T. C., and Lawrimore, J., 2008, Improvements to NOAA's historical merged land-ocean surface temperature analysis (1880-2006): *J. Climate*, **21**, 2283-2296.
- Nicholls, N., 1989, Sea surface temperatures and Australian winter rainfall: *J. Climate*, **2**, 956-973.
- Preisendorfer, R. M., 1988, *Principal Component Analysis in Meteorology and Oceanography*: Elsevier Pub., New York.
- Shumway R. H., and Stoffer, D. S., 2006, *Time Series Analysis and its Applications with R*