

پیش‌بینی دمای سطح آب خلیج فارس با استفاده از فرایندهای اتورگرسیو برداری

مرضیه جهاندیده*^۱ و امین شیروانی^۲

تاریخ دریافت: ۸۹/۶/۷ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۲

چکیده

در این مطالعه مدل‌های سری‌های زمانی چند متغیره به عنوان مدل‌های تصادفی خطی برای پیش‌بینی میانگین ماهانه دمای سطح آب خلیج فارس استفاده شد. سری‌های زمانی داده‌های این دما برای شش گره دریایی برای دوره ۲۰۰۷-۱۸۵۴ به عنوان پرونده ورودی مدل‌های چند متغیره سری‌های زمانی در نظر گرفته شدند. فرایندهای اتورگرسیو برداری برای انجام سری‌های زمانی چند متغیره به کار برده شدند. نمودارهای خود همبستگی باقی‌مانده‌ها برای مدل‌های انتخاب شده بر اساس ملاک اطلاعات آکاییک نشان می‌دهند که باقی‌مانده‌ها ناهمبسته‌اند. مقادیر میانگین ماهانه دمای سطح آب خلیج فارس از ژانویه ۲۰۰۸ تا دسامبر ۲۰۰۹ به عنوان داده‌های آزمون با استفاده از مدل برازش داده شده پیش‌بینی شدند. نتایج نشان داد که ضریب همبستگی بین مقادیر مشاهده و پیش‌بینی شده برای هر گره در حدود ۰/۹۹ می‌باشد. جذر میانگین توان دوم خطای پیش‌بینی برای هر گره کمتر از ۰/۷ درجه سانتی‌گراد می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: دمای سطح آب، سری‌های زمانی چند متغیره، فرایندهای اتورگرسیو برداری، پیش‌بینی، خلیج فارس.

۱- عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد مرودشت، گروه ریاضی

۲- بخش مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

* نویسنده مسؤل: tarannom10@yahoo.com

مقدمه

دریا و اقیانوس از ظرفیت گرمایی بالایی برخوردار بوده، وضعیت گرمایی را در اقلیم جهانی اداره می‌کنند. برهم‌کنش بین هوا و دریا عامل مهمی در اداره تغییرات فصلی و غیر فصلی در هر دو محیط می‌باشد. از طرفی شرایط جوی و تغییرات آن وابسته به شرایط دریا و اقیانوس و بویژه دمای سطح آب^۱ (SST) می‌باشد. بنابراین، هرگونه بحث یا بررسی در مورد وضعیت جوی نیاز به شناخت قبلی از وضعیت دمای سطح آب دارد.

تحقیقات انجام شده بیانگر آنند که نوسانهای این دما درصد قابل توجهی از پراکندگی بارش را در مناطق مختلف جهان توجیه می‌نمایند (چو و هی، ۱۹۹۴؛ لاف، ۱۹۹۷؛ لاندمن و میسون ۱۹۹۹؛ انامالای و همکاران، ۲۰۰۷). دمای سطح آب خلیج فارس هم از این قاعده پیروی کرده، یکی از عوامل موثر بر فراسنجهای اقلیمی از جمله دما و بارش در مناطق جنوبی کشور می‌باشد (ناظم السادات، ۱۹۹۸). نتایج مربوط به تحقیقات صورت گرفته بیانگر آنند که اطلاع از وضعیت نوسانهای دمای سطح آب در پهنه آبهای خلیج فارس می‌تواند جهت پیش‌بینی‌های دراز مدت بارش، ارزیابی بارش و شناخت وضعیت منابع آب و فعالیتهای زیست محیطی در نواحی جنوبی کشور مورد استفاده قرار گیرد.

مدل‌های سری‌های زمانی از جمله مدل‌های تصادفی^۲ می‌باشند که در صورت وجود وابستگی^۳ در سری‌های زمانی داده‌ها، امکان پیش‌بینی برای آینده را میسر می‌سازند. به دلیل آن که افزایش یا کاهش دمای سطح آب تدریجی است، خود همبستگی معنی داری در تاخیرهای مختلف سری‌های زمانی این داده‌ها وجود دارد. از این رو تحلیل سری‌های زمانی روشی مناسب برای شبیه‌سازی داده‌های SST می‌باشد. از طرفی با توجه به وجود همبستگی قوی و معنی داری که بین دمای سطح آب گرهمای مجاور وجود دارد، روشهای چند متغیره سری‌های زمانی مناسب شبیه‌سازی می‌باشند.

در صورت اطلاع از وضعیت دمای سطح آب از چند ماه قبل، فراسنجهای اقلیمی که بطور همزمان با این دما همبستگی معنی داری دارند قابل پیش‌بینی می‌باشند. یکی از این فراسنجهای بارش زمستانه مناطق جنوبی کشور است که همبستگی منفی و معنی داری با دمای سطح آب زمستانه خلیج فارس دارد (ناظم السادات، ۱۹۹۸؛ ناظم السادات و شیروانی، ۱۳۸۵). بنابراین پیش‌بینی دراز مدت دمای سطح آب بطور غیر مستقیم منجر به پیش‌بینی بارش زمستانه مناطق جنوبی کشور می‌شود.

پیش‌بینی شاخص نوسانهای جنوبی^۴ (SOI) با تاخیرهای یک تا سه ماهه با استفاده از مدل‌های سری‌های زمانی تک متغیره به وسیله چو و کاتز (۱۹۸۶) صورت گرفته است. بارنستون و راپلوسکی (۱۹۹۲) پیش‌بینی دمای سطح آب ناحیه مرکزی اقیانوس آرام را با استفاده از تحلیل مولفه‌های اصلی و تحلیل همبستگی متعارف مورد مطالعه قرار دادند. لاندمن و میسون (۲۰۰۱) پیش‌بینی دمای سطح آب تمامی گرهمای دریایی را با کاربرد تحلیل همبستگی متعارف انجام دادند. در این مطالعه‌ها، پیش‌بینی‌ها برای دوره‌های کوتاه مدت ۲ و ۳ ماهه صورت گرفته است. پلند و ماگورین (۱۹۹۳) با استفاده از مدل معکوس خطی، دمای سطح آب را در ناحیه *Niño3* پیش‌بینی کردند. تریپاتی و همکاران (۲۰۰۶) از شبکه‌های عصبی مصنوعی برای پیش‌بینی دمای سطح آب محدوده ۹۴ و ۱۰۴ درجه شرقی و ۲۷ و ۳۵ درجه جنوبی در دریای هند استفاده کردند.

به تازگی پیش‌بینی دمای سطح آب اقیانوس آرام با روشهای شبکه‌های عصبی بیزی مورد مطالعه قرار گرفته است (مارتینز و سیه، ۲۰۰۹).

پیش‌بینی دمای سطح آب خلیج فارس کمتر مورد توجه محققین قرار گرفته است. ناظم السادات و شیروانی (۱۳۸۴) پیش‌بینی زمستانه دمای سطح آب خلیج فارس را مطالعه کرده، نشان دادند که در حدود ۳۳ درصد از پراکندگی میانگین این دما به وسیله مدل ترکیبی تحلیل مولفه‌های اصلی و رگرسیون (وایازی) چندگانه قابل توجیه می‌باشد. اما در زمینه مدل بندی رفتار تصادفی این دما مطالعه‌ای در داخل و خارج کشور صورت نگرفته است. تاکنون منبعی که

1 - Sea Surface Temperature

2 - Stochastic Models

3 - Coherency

4 - Southern Oscillation Index

مواد و روشها

داده‌های میانگین ماهانه دمای سطح آب پهنه خلیج فارس در ناحیه بین حدود ۴۷ و ۵۷ درجه شرقی و ۲۴ و ۳۰ درجه شمالی برای گره‌هایی با ابعاد ۲ درجه طولی در ۲ درجه عرضی به‌عنوان پرونده ورودی مدل‌های چند متغیره سری‌های زمانی در نظر گرفته می‌شوند. شکل (۱) موقعیت شش گره مورد مطالعه را نشان می‌دهد.



شکل ۱- گره‌های مورد مطالعه در پهنه خلیج فارس .

پیش‌بینی دمای سطح آب را بر اساس مدل‌های سری‌های زمانی انجام دهد، یافت نشده است. از آن جا که گره‌های دریایی با هم وابستگی بالایی دارند، برای پیش‌بینی دمای سطح آب هر گره علاوه بر اطلاعات گذشته آن گره، می‌توان از اطلاعات گذشته گره‌های دیگر نیز استفاده کرد. این امر تنها از طریق روش‌های چند متغیره امکان پذیر می‌باشد و روش‌های تک متغیره برای این منظور کارا نیستند. بر این اساس، هدف از تحقیق حاضر ارائه یک مدل چند متغیره تصادفی برای پیش‌بینی دمای سطح آب گره‌های خلیج فارس بطور همزمان از چند ماه قبل می‌باشد.

بطوری که $A_i (i = 1, \dots, p)$ ها ماتریسهای ضرایب با بعد $K \times K$ می‌باشند و بردار فرایند نوفه سفید $K \times 1$ بعدی با ماتریس کواریانس مثبت زمان پایای $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \Sigma_{\mathbf{u}}$ می‌باشد. ماتریس C یک ماتریس $K \times M$ بعدی از ضرایب رگرسورهای قطعی^۳ و D_t یک بردار ستونی در بردارنده رگرسورهای قطعی، همانند یک ثابت، روند یا متغیرهای ظاهری فصلی می‌باشند.

در این تحقیق از نماد $VAR(p)$ برای فرایند معرفی شده در رابطه (۱) استفاده می‌شود. یکی از مشخصه‌های اصلی یک فرایند اتورگرسیو برداری خاصیت پایداری^۴ آن می‌باشد. این بدان معنی است که این فرایند، سرهای زمانی مانا (ایستا) با میانگینها، واریانسها و کواریانسهای زمان پایا با مقادیر اولیه مناسب تولید کند. در عمل، پایداری فرایندهای

طول و عرض گره‌ها در جدول ۲ آورده شده است. دوره آماری مورد مطالعه از ژانویه ۱۸۵۴ تا دسامبر ۲۰۰۹ می‌باشد. این داده‌ها براساس کارهای انجام گرفته به وسیله اسمیت و همکاران (۲۰۰۸) باز سازی شده‌اند و هم اکنون بطور رایگان از طریق پایگاه:

http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/d_ata.noaa.ersst.html در دسترس می‌باشند.

در این تحقیق، فرایندهای اتورگرسیو برداری برای انجام سری‌های زمانی چند متغیره بکار برده می‌شوند که در زیر شرح داده می‌شوند.

یک فرایند اتورگرسیو برداری^۱ (VAR) از K متغیر تصادفی $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$, $k = 1, \dots, K$ تشکیل، و به صورت زیر تعریف می‌شود (پفاف، ۲۰۰۸):

$$\mathbf{y}_t = A_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + A_p \mathbf{y}_{t-p} + CD_t + \mathbf{u}_t, \quad (1)$$

²- White noise

³- Deterministic Regressors

⁴-Stability Property

¹- Vector Auto Regressive

نرم افزار در پایگاه <http://www.r-project.org> موجود است.

نتایج و بحث

مقایسه مشخصه‌های آماری گره‌های مورد مطالعه در ماه‌های مختلف نشان داد که فوریه و اوت در تمامی گره‌ها به ترتیب سردترین و گرمترین ماه‌های سال می‌باشند. برای مثال، میانگین، انحراف معیار و میانه دمای سطح آب فوریه برای گره دریایی به طول 50° و عرض 30° به ترتیب برابر با $18/51$ ، $0/54$ و $18/50$ درجه سانتی‌گراد می‌باشند. میانگین دمای سطح آب در این گره در ماه آگوست به بیشترین مقدار خود می‌رسد، بطوری که میانگین، انحراف معیار و میانه دما در این ماه به ترتیب برابر با $31/94$ ، $0/56$ و $31/94$ درجه سانتی‌گراد است.

در تمامی ماه‌های سال، میانگین دمای سطح آب از غرب به شرق و از شمال به جنوب افزایش می‌یابد، بطوری که این دما در تنگه هرمز به بیشترین مقدار خود می‌رسد، دلیل این امر آن است که منطقه مزبور به آب‌های آزاد و اقیانوس نزدیکتر است.

میانگین دمای سطح آب برای شش گره دریایی مورد مطالعه بطور همزمان به عنوان یک بردار تصادفی شش بعدی وارد تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی چند متغیره گردید. بنابراین، در رابطه (۱) داریم $K = 6$. میانگین ماهانه دمای سطح آب از ژانویه ۱۸۵۴ تا دسامبر ۲۰۰۷ برای برازش دادن مدل‌های سری‌های زمانی چند متغیره در نظر گرفته شد. نمودار تابع خودهمبستگی سری‌های زمانی دمای سطح آب برای گره‌ی به طول 50° و عرض 28° نشان می‌دهد که مقادیر خود همبستگی در همان تاخیرهای اولیه دارای کاهش سریعی می‌باشند که نشانگر این است که این سری فاقد روندی محسوس است، ولی یک دوره فصلی در این نمودار مشاهده می‌گردد، بطوری که مقادیر خود همبستگی در تاخیرهای زمانی مضارب ۱۲ بیشترین مقدار را دارد. بنابراین، مرتبه فصلی ۱۲ منظور می‌گردد. مدل‌های مناسب با استفاده از ملاکهای اطلاعات در رابطه‌های ۲ تا ۵ بطور جداگانه مشخص گردیدند، و مرتبه تاخیر در این روابط حداکثر ۲۴ در نظر گرفته شد. بر این اساس، ماتریس‌های

تجربی اتورگرسیو برداری با تحلیل مقادیر ویژه ماتریس ضرایب بررسی می‌شود (لوتکپول، ۲۰۰۶). ضرایب یک فرایند اتورگرسیو برداری با کاربرد روش حداقل مربعات برآورد می‌شوند.

تعیین مرتبه تاخیر مناسب در یک فرایند $VAR(p)$ به وسیله ملاک‌های اطلاعات مانند آکایک^۱ (AIC)، هنان و کوین^۲ (HQ)، شوارز^۳ (SC) و خطای پیش‌بینی نهایی^۴ (FPE) صورت می‌گیرد و به ترتیب در رابطه‌های (۲) تا (۵) به صورت زیر تعریف می‌شوند (پغاف، ۲۰۰۸):

$$AIC(p) = \log(\det(\sum_u(p))) + \frac{2}{T} pK^2, \quad (3)$$

$$HQ(p) = \log(\det(\sum_u(p))) + \frac{2 \log(\log(T))}{T} pK^2, \quad (4)$$

$$SC(p) = \log(\det(\sum_u(p))) + \frac{\log(T)}{T} pK^2, \quad (5)$$

$$HQ(p) = \left(\frac{T+p^*}{T-p^*}\right)^K \det(\sum_u(p)),$$

بطوری که $\sum_u(p) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$ و p^* به

ترتیب مرتبه تاخیر و تعداد کل فراسنجها در هر معادله می‌باشند. برای اندازه نمونه‌های متوسط و بزرگ، دو معیار AIC و FPE مرتبه تاخیر مشابه را نتیجه می‌دهند (لوتکپول، ۲۰۰۶). در این تحقیق از هر چهار ملاک برای تعیین مدل مناسب استفاده شده، و بر اساس کمترین میزان خطا در نمونه آزمون، مرتبه تاخیر مناسب مشخص می‌گردد. آزمون ناهمبسته بودن باقیمانده‌های مدل‌های انتخاب شده به وسیله بررسی همبستگی پیاپی با استفاده از تابع خودهمبستگی انجام می‌گیرد. کلیه محاسبات آماری در محیط برنامه نویسی R انجام گرفت. R یک نرم افزار رایگان برای محاسبات آماری می‌باشد (اطلاعات بیشتر در مورد این

¹ -Akai's Information Criterion

² -Hannan and Quinn

³ -Schwarz

⁴ -Final Prediction Error

مقادیر تا تاخیر شش ($p = 6$) در جدول (۱) آورده شده اند.

ضرایب (A_i ها) و ماتریس رگرسورهای قطعی (ماتریس C) معرفی شده در رابطه (۱) برآورد گردیدند. مقادیر محاسبه شده معیارهای اطلاعات تا تاخیر ۲۴ محاسبه گردید و این

جدول ۱ - ملاک اطلاعات محاسبه شده برای تاخیرهای مختلف.

ملاک		ملاک		تاخیر (p)
AIC	HQ	Sc	FPE	
-/۰۳۰۱۹	-/۰۳۰۰۷	-/۰۲۹۸۷	۷/۷۱۶e -۱۴	یک
-/۰۳۰۲۱	-/۰۳۰۰۶	-/۰۲۹۷۷	۷/۶۱۷e -۱۴	دو
-/۰۳۰۲۵	-/۰۳۰۰۵	-/۰۲۹۷۱	۷/۳۰۸e -۱۴	سه
-/۰۳۰۲۶	-/۰۳۰۰۲	-/۰۲۹۶۱	۷/۲۴۴e -۱۴	چهار
-/۰۳۰۲۴	-/۰۲۹۹۶	-/۰۲۹۴۸	۷/۳۴۰e -۱۴	پنج
-/۰۳۰۲۴	-/۰۲۹۹۲	-/۰۲۹۳۸	۷/۳۳۶e -۱۴	شش
۳۳۶				

جدول ۲ - جذر میانگین توان دوم خطای پیش بینی برای مدل‌های منتخب.

مرتبۀ تاخیر	گره‌ها	
	یک	چهار
طول ۵۰° و عرض ۳۰°	/۶۶۸۴	/۶۳۶۲
طول ۵۰° و عرض ۲۸°	/۶۷۶۹	/۶۳۸۵
طول ۵۲° و عرض ۲۸°	/۷۰۳۲	/۶۵۸۷
طول ۵۲° و عرض ۲۶°	/۶۹۴۷	/۶۳۵۸
طول ۵۴° و عرض ۲۶°	/۶۸۸۹	/۶۰۷۰
طول ۵۶° و عرض ۲۶°	/۶۵۴۰	/۵۵۷۸

این نتایج نشان دادند که مقدار $RMSPE$ مدل چند متغیره سری‌های زمانی با تاخیر چهار کمتر از تاخیر یک در تمامی گره‌ها می‌باشد، بنابراین، فرایندهای اتورگرسیو برداری با مرتبه تاخیر چهار مناسب مدل پیش بینی دمای سطح آب تشخیص داده شد.

این جدول نشان می‌دهد، که دو ملاک هنان و کوین و شوارز تاخیر یک را مناسب مدل چندمتغیره تشخیص می‌دهند در حالی که ملاکهای اطلاعات آکاییک و خطای پیش بینی نهایی، مرتبه تاخیر چهار را پیشنهاد می‌کنند. بر این اساس، دو مدل چندمتغیره سری‌های زمانی با تاخیرهای یک و چهار به عنوان مدل‌های منتخب تشخیص داده شد و با استفاده از ماتریس‌های ضرایب و رگرسورهای قطعی برآورد گردید، پیش بینی میانگین دمای سطح آب شش گره مورد مطالعه برای تمامی ماه‌های سالهای ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ انجام شد.

این ۲۴ ماه پیاپی به عنوان نمونه آزمون منظور گردید، و مستقل از نمونه مورد استفاده در مدل‌های سری زمانی برازش داده شده می‌باشند. جذر میانگین توان دوم خطای پیش بینی^۱ ($RMSPE$) در مورد نمونه آزمون برای هر دو مدل محاسبه گردید و در جدول ۲ آورده شده است.

1- Root Mean Square Prediction Error

$$\hat{A}_4 = \begin{bmatrix} -0.61 & 0.98 & 0.09 & -0.50 & -0.01 & 0.11 \\ -0.72 & 1.12 & 0.09 & -0.54 & 0.01 & 0.09 \\ -0.80 & 1.19 & 0.09 & -0.60 & 0.13 & 0.05 \\ -0.82 & 1.21 & 0.05 & -0.61 & 0.17 & 0.04 \\ -0.73 & 1.13 & -0.05 & -0.60 & 0.27 & 0.03 \\ -0.57 & 0.96 & -0.15 & -0.53 & 0.28 & 0.07 \end{bmatrix}$$

برآورد ماتریس رگرسورهای قطعی نیز به صورت زیر است:

$$\hat{C} = \begin{bmatrix} -0.53 & 0.24 & 1.91 & 4.50 & 6.82 & 7.86 & 7.92 & 7.41 & 5.86 & 3.98 & 1.59 \\ -0.53 & 0.24 & 1.85 & 4.37 & 6.67 & 7.67 & 7.70 & 7.25 & 5.75 & 3.87 & 1.53 \\ -0.53 & 0.21 & 1.74 & 4.17 & 6.40 & 7.37 & 7.38 & 6.99 & 5.61 & 3.72 & 1.47 \\ -0.51 & 0.23 & 1.71 & 4.05 & 6.17 & 7.06 & 6.98 & 6.64 & 5.39 & 3.50 & 1.37 \\ -0.39 & 0.38 & 1.83 & 4.10 & 6.10 & 6.83 & 6.50 & 6.04 & 4.50 & 3.20 & 1.24 \\ -0.18 & 0.60 & 2.00 & 4.13 & 5.92 & 6.38 & 5.61 & 4.91 & 4.06 & 2.70 & 0.96 \end{bmatrix}$$

همچنین، برآورد ترانهاده بردار شش بعدی ثابت به

صورت زیر می باشد.

$$constant = [7.59 \quad 7.41 \quad 7.16 \quad 6.75 \quad 6.05 \quad 5.26]$$

نمودارهای تابع خود همبستگی برای باقی‌مانده‌های مدل

برآورد شده در تمامی گره‌ها بررسی شد و نتایج نشان دادند

که باقی‌مانده‌ها در تمامی گره‌ها ناهمبسته می‌باشند. برای

مثال، نمودار تابع خود همبستگی در گره به طول 50° و

عرض 28° در شکل ۲ رسم شده است.

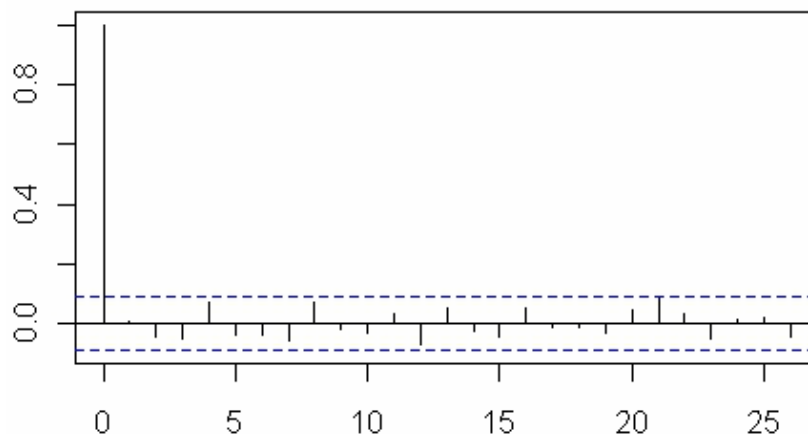
برآورد ماتریس‌های ضرایب در رابطه (۱) برای این مدل

نهایی به صورت زیر می باشند.

$$\hat{A}_1 = \begin{bmatrix} 1.70 & -1.32 & -0.18 & 0.60 & -0.08 & -0.16 \\ 1.04 & -0.67 & -0.16 & 0.66 & -0.20 & -0.09 \\ 1.07 & -1.43 & 0.49 & 0.86 & -0.41 & 0.01 \\ 0.97 & -1.3 & -0.09 & 1.43 & -0.44 & 0.08 \\ 0.82 & -1.15 & -0.13 & 0.68 & 0.27 & 0.12 \\ 0.62 & -0.94 & -0.01 & 0.62 & -0.60 & 0.95 \end{bmatrix}$$

$$\hat{A}_2 = \begin{bmatrix} -0.65 & 0.91 & 0.02 & -0.88 & 0.64 & -0.04 \\ -0.67 & 0.99 & 0.07 & -1.06 & 0.78 & -0.11 \\ -0.62 & 0.99 & 0.05 & -1.12 & 0.87 & -0.17 \\ -0.55 & 0.87 & 0.14 & -1.16 & 0.90 & -0.22 \\ -0.43 & 0.72 & 0.11 & -0.98 & 0.80 & -0.23 \\ -0.33 & 0.59 & 0.07 & -0.83 & 0.77 & -0.28 \end{bmatrix}$$

$$\hat{A}_3 = \begin{bmatrix} 0.38 & -0.76 & 0.14 & 0.74 & -0.70 & 0.24 \\ 0.51 & -0.97 & 0.13 & 0.86 & -0.72 & 0.27 \\ 0.75 & -0.13 & 0.12 & 1.04 & -0.81 & 0.30 \\ 0.78 & -1.40 & 0.14 & 0.99 & -0.70 & 0.29 \\ 0.72 & -1.28 & 0.13 & 0.81 & -0.53 & 0.24 \\ 0.59 & -1.11 & 0.15 & 0.69 & -0.47 & 0.24 \end{bmatrix}$$

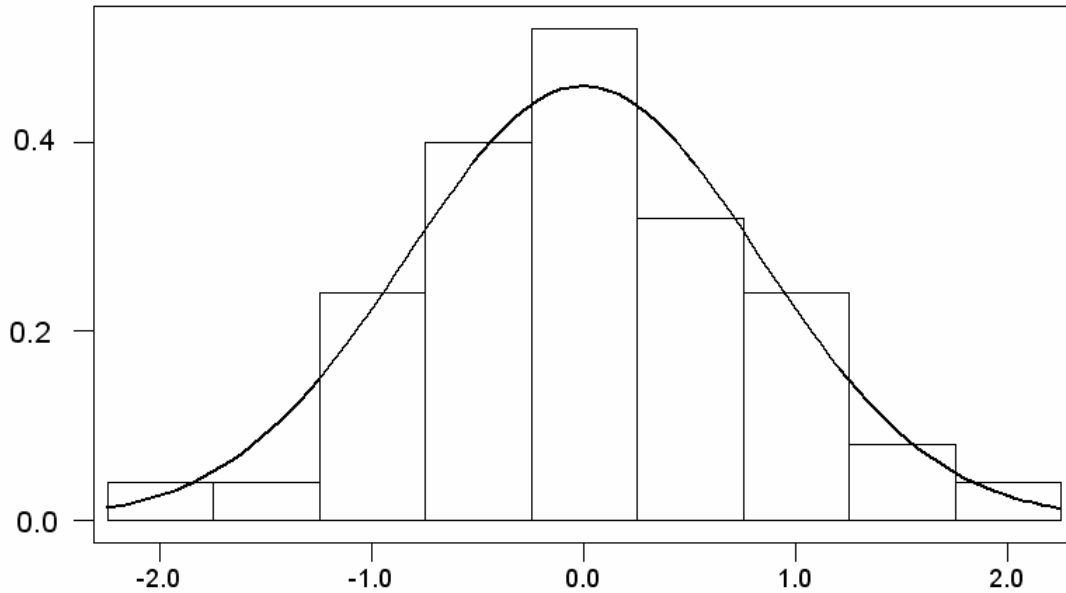


شکل ۲ - نمودار خود همبستگی برای باقی‌مانده‌های مدل برازش داده شده گره به طول 50° و عرض 28° .

همبستگی نمونه‌ای اختلاف معنی داری با صفر در سطح ۵٪ ندارند و فرض ناهمبسته بودن باقی‌مانده‌ها تایید می‌شود. شکل ۳ نمودار ستونی و منحنی نرمال باقی‌مانده‌ها برای گره به طول 50° و عرض 28° را نشان می‌دهد. همچنین، نمودار ستونی و منحنی نرمال برای باقی‌مانده‌های مدل در

این شکل نشان می‌دهد که باقی‌مانده‌ها ناهمبسته می‌باشند. خطوط چین در شکل ۲ محدوده $\pm 1.96/\sqrt{n}$ را نشان می‌دهند، مقادیر خود همبستگی نمونه‌ای در تاخیرهای مختلف (به جز تاخیر صفر) بین این دو محدوده واقع شده و نشان می‌دهند که مقادیر خود

بقیه گره‌ها نشان داد که آنها از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند. شد. این امر با استفاده از آزمون کلموگروف اسمیرنوف نیز تایید

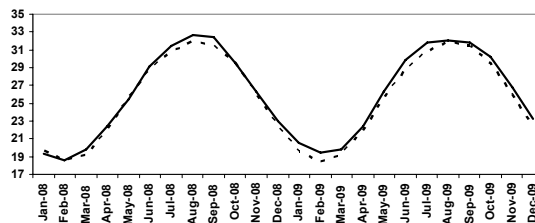


شکل ۳ - نمودار ستونی و منحنی نرمال مربوط به باقی‌مانده‌های مدل برازش داده شده گره به طول 50° و عرض 28° .

پیش‌بینی شده نیز محاسبه شد. شکل ۴ سری‌های زمانی مشاهده شده و پیش‌بینی شده میانگین دمای سطح آب (مربوط به نمونه انتخاب شده برای آزمون) برای گره به طول 50° و عرض 28° را نشان می‌دهد.

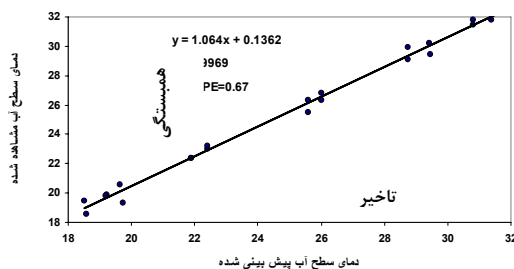
میانگین دمای سطح آب برای ۲۴ ماه پیاپی از ژانویه ۲۰۰۸ تا دسامبر ۲۰۰۹ که در دوره آموزشی مدل چند متغیره منظور نگردید با استفاده از مدل برازش داده شده پیش‌بینی گردید. یک فاصله اطمینان ۹۵٪ برای مقادیر

نمای سطح آب پیش‌بینی شده، - - - - - نمای سطح آب مشاهده شده



شکل ۴ - سری‌های زمانی مشاهده شده و پیش‌بینی شده دمای سطح آب گره به طول 50° و عرض 28° .

همانطور که در شکل ۴ دیده می‌شود مدل هر ۲۴ ماه را به‌خوبی پیش‌بینی کرده است. شکل (۵) معادله رگرسیونی بین مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده دمای سطح آب این گره دریایی را نشان می‌دهد.



شکل ۵ - معادله رگرسیونی (ویازی) بین سری زمانی مشاهده شده و پیش‌بینی شده دمای سطح آب گره به طول ۵۰° و عرض ۲۸° .

این مدل برای دوره ۲۰۰۷-۱۸۵۴ وارد تجزیه و تحلیل مدل‌های چند متغیره سری‌های زمانی شد. فرایندهای اتورگرسیو برداری برای انجام سری‌های زمانی چند متغیره به کار برده شدند. با استفاده از ملاکهای اطلاعات آکاییک، خطای پیش‌بینی نهایی، هنان و کوبین و شوارز مرتبه تاخیر مشخص شد. بر این اساس، دو مدل چندمتغیره سری‌های زمانی با تاخیرهای یک و چهار به عنوان مدل‌های مناسب انتخاب شده، با استفاده از ماتریس‌های ضرایب و رگرسورهای قطعی برآورد شده، پیش‌بینی میانگین دمای سطح آب شش گره مورد مطالعه برای تمامی ماه‌های سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ انجام گردید. مقدار جذر میانگین دوم خطای پیش‌بینی برای مدل چند متغیره با تاخیر چهار کمتر از تاخیر یک بود. بر این اساس، مدل سری زمانی چند متغیره با مرتبه تاخیر چهار به عنوان مدل نهایی انتخاب شد. نتایج نشان داد که ضریب همبستگی بین مقادیر مشاهده و پیش‌بینی شده برای هر گره در حدود ۰/۹۹ بوده، جذر میانگین توان دوم خطای پیش‌بینی برای هر گره کمتر از ۰/۷، درجه سانتی‌گراد می‌باشد. بنابراین با استفاده از مدل سری‌های زمانی چند متغیره برازش داده شده، می‌توان تا چندین ماه آینده از وضعیت دمای سطح آب در کل پهنه خلیج فارس اطلاع داشت، و از آن در پیش‌بینی بارندگی و دمای هوای مناطق تاثیر پذیر نیز استفاده کرد.

تقدیر و تشکر

بدین وسیله از شورای پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت به خاطر حمایت و پشتیبانی در انجام طرح تحقیقاتی "پیش‌بینی دمای سطح آب

این شکل دقت مدل را به خوبی شرح می‌دهد، بطوری که ضریب همبستگی مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده سری زمانی برابر با ۰/۹۹۷ بود، که در سطح ۱٪ نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. همچنین، جذر میانگین توان دوم خطای پیش‌بینی نیز برابر ۰/۶۷ درجه سانتی‌گراد می‌باشد. برای بقیه گره‌ها نیز ضریب همبستگی محاسبه شده بین مقدار پیش‌بینی شده و مشاهده بیشتر از ۰/۹۹ بوده، بیشترین جذر میانگین توان دوم خطای پیش‌بینی برابر ۰/۷ درجه سانتی‌گراد مربوط به گره به طول ۵۲° و عرض ۲۶° بود.

بنابراین مدل برازش داده شده اتورگرسیو برداری میانگین دمای سطح آب را در پهنه خلیج فارس با دقت بالایی پیش‌بینی می‌کند.

در حال حاضر، داده‌های دمای سطح آب خلیج فارس به عنوان یکی از ورودی‌های مدل‌های هواشناسی سازمان هواشناسی کشور مورد استفاده قرار می‌گیرند. بنابراین، پیش‌بینی‌های عددی این تحقیق می‌توانند به عنوان پرونده ورودی مدل‌های هواشناسی کشور در نظر گرفته شود.

نتیجه گیری

داده‌های میانگین دمای سطح آب خلیج فارس برای شش گره دریایی خلیج فارس که مطابق با استاندارد سازمان NOAA¹⁶ می‌باشد از پایگاه اطلاعاتی این سازمان برای دوره زمانی ژانویه ۱۸۵۴ تا دسامبر ۲۰۰۹ استخراج گردید. سری زمانی داده‌های

¹⁶- National Oceanic and Atmospheric Administration

- 10- Lough, J. M. 1997. Regional indices of climate variation: temperature and rainfall in Queensland Australia. *Internat. J. Climatol.* 17: 55-66.
- 11- Martinez, S. A., and W. W. Hsieh. 2009. Forecasts of tropical Pacific sea surface temperatures by neural networks and support vector regression. *Internat. J. Ocean.* 2009: 1-13.
- 12- Nazemosadat, M. J. 1998. The Persian Gulf sea surface temperature as a drought diagnostic for southern parts of Iran. *Drought News Network.* 10: 12-14.
- 13- Penland, C., and P. Magorain. 1993. Prediction of *Niño 3* sea surface temperature using linear inverse modeling. *Am. Meteorol. Soc.* 6: 1067-1076.
- 14- Pfaff, B. 2008. *Analysis of Integrated Series with Rand Cointegrated Time.* Second Edition. Springer, New York.
- 15- Smith, T. M., R. W. Reynolds, C. T. C. Peterson, and J. Lawrimore. 2008. Improvements to NOAA's Historical Merged Land-Ocean Surface Temperature Analysis (1880-2006). *J. Climate.* 21: 2283-2296.
- 16- Tripathi, K. C., I. M. L. Das, and A. Sahai. 2006. Predictability of sea surface temperature anomalies in the Indian Ocean using artificial neural networks. *Indian J. Marine Sci.* 35(3): 210-220.

خلیج فارس با استفاده از مدل‌های چند متغیره سری های زمانی " که این مقاله از آن استخراج شده است، تقدیر و تشکر می شود.

منابع

- ۱- ناظم السادات، س. م. ج. و ا. شیروانی. ۱۳۸۴. پیش بینی دمای سطح آب خلیج فارس با استفاده از رگرسیون چند گانه و تحلیل مولفه های اصلی. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، ۹(۳): ۱-۱۱.
- ۲- ناظم السادات، س. م. ج. و ا. شیروانی. ۱۳۸۵. پیش بینی بارش بارش مناطق جنوبی ایران با استفاده از دمای سطح آب خلیج فارس: مدل سازی تحلیل همبستگی متعارف. مجله علمی کشاورزی. ۲۹ (۹) ۶۵-۷۷.
- 3- Annamalai, H., K. Hamilton, and K. R. Sperber. 2007. South Asian summer monsoon and its relationship with ENSO in the IPCC AR4 simulations. *J. Climate.* 20: 1071-1092.
- 4- Barnston, A. G., and C. F. Ropelewski. 1992. Prediction of ENSO episodes using canonical correlation analysis. *J. Climate.* 5: 1316-1345.
- 5- Chu, P., and R. W. Kats. 1986. Measures of predictability with applications to the Southern oscillation. *Month. Weather Review.* 115(8): 1542-1549.
- 6- Chu, P., and Y. He. 1994. Long-Range prediction of Hawaiian winter rainfall using canonical correlation analysis. *Internat. J. Climatol.* 14: 659-669.
- 7- Landman, W. A., and S. J. Mason. 2001. Forecasts of near-global sea surface temperature using canonical correlation analysis. *Am. Meteorol. Soc.* 15: 3819-3833.
- 8- Landman, W. A. and S. J. Mason. 1999. Operational long-lead prediction of South African rainfall, using canonical correlation analysis. *Internat. J. Climatol.* 19: 1073-1090.
- 9- Lutkepohl, H. 2006. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis.* Springer, New York.

