

پیش بینی بارش زمستانه مناطق جنوبی ایران با استفاده از دمای سطح آب خلیج

فارس: مدل سازی تحلیل همبستگی متعارف

سید محمد جعفر ناظم السادات^۱، امین شیروانی^۲

چکیده

از آنجا که خشکسالی و سیل در موارد مکرر خسارات زیادی را به جوامع و سازمانهای مختلف در ایران وارد نموده است، پیش بینی بارش نقش اساسی در توسعه پایدار کشور دارد. تحلیل همبستگی متعارف (Canonical Correlation Analysis, CCA) یکی از مدل‌های قوی آماری است که جهت بررسی تغییرات زمانی و مکانی متغیرهای اقلیمی، هیدرولوژی و اقیانوس شناسی به کار گرفته می‌شود. در تحقیق حاضر، داده‌های بارش ماهانه نه ایستگاه سینوپتیک نواحی جنوب غربی کشور و نیز داده‌های دمای سطح آب خلیج فارس (Sea Surface Temperature, SST) برای دوره‌های ۱۹۵۹-۱۹۹۳ مورد مطالعه قرار گرفت. به منظور کاهش حجم داده‌ها و استخراج مولفه‌های اصلی، تحلیل توابع متعامد (Empirical Orthogonal Function, EOF) انجام گرفت که دو مولفه اصلی بارندگی و چهار مولفه اصلی دمای سطح آب انتخاب گردید. مولفه‌های اصلی بارش و SST به ترتیب ۷۸٪ و ۷۳٪ از کل واریانس داده‌های مشاهده شده را توجیه نمودند. در حالی که مولفه اول دوران یافته بارش، بیشتر گویای تغییرات بارش در استان‌های فارس، بوشهر و خوزستان بود، مولفه دوم تاکید زیادی بر بیان بارش در ایستگاه هرمزگان داشت. سری زمانی مربوط به مولفه‌های اصلی بارش و SST به عنوان فایل‌های ورودی مدل CCA در نظر گرفته شدند. نتایج نشان داد که نوسان‌های SST در ناحیه مرکزی خلیج فارس، در مقابل سواحل بوشهر نقش موثری در توجیه نوسان‌های بارش ایستگاه‌های مورد مطالعه دارند. چهار مولفه نگهداری شده SST در مجموع حدود ۲۷٪ از کل واریانس بارش زمستانه در مناطق مورد مطالعه را تعریف می‌نمایند. در استان‌های فارس و بوشهر تاثیر SST زمستانه بر بارش بیشتر از استان خوزستان تشخیص داده شد. فرایند تغییرات SST در بهار و تابستان یکی از عناصر قابل توجه در پیشگویی بارش زمستانه خوزستان تشخیص داده شد.

کلید واژه‌ها: خشکسالی، سیل، دمای سطح آب (SST)، خلیج فارس، تحلیل همبستگی متعارف، CCA
توابع متعامد تجربی، بارش، پیش بینی

مقدمه

حوادث نا مطلوب، نسبت به بهره برداری بهینه از منابع آب و خاک و نیروی انسانی اقدام نمایند. برای نمونه، سیاست‌های کلان بانک کشاورزی در جهت تزریق اعتبارات به بخش‌های مختلف کشاورزی در دوره‌های ترسالی و خشکسالی بایستی به طور کامل متفاوت باشد. چنانچه پیش بینی‌ها حاکی از بروز دوران خشک تر از معمول باشد، اقدام به کشت دیم

پیش بینی بارش در مقیاس فصلی و سالانه یکی از اقدامات مفید و موثر جهت برنامه ریزی‌های کلان و خرد اقتصادی-اجتماعی می‌باشد. در صورتی که برآوردهای قابل اعتمادی از وضعیت اقلیمی چند ماه یا چند سال آینده در دسترس باشد، برنامه ریزان، مدیران و اقشار مختلف اجتماعی می‌توانند ضمن آمادگی جهت مقابله با

تاریخ دریافت: ۸۲/۱۱/۱۸

تاریخ پذیرش: ۸۴/۱۱/۱۷

۱- دانشیار بخش مهندسی آب دانشگاه شیراز

(Jafar@shiraz.ac.ir)

۲- کارشناس ارشد مرکز مطالعات اقلیمی دانشگاه شیراز

باشد. شرایط فعلی اقلیم سطحی در یک ناحیه از دریا به میزان زیادی متاثر از وضعیت اقلیمی این ناحیه در فصول قبلی سال می باشد. به عبارت دیگر، دمای فعلی سطح آب دریا حاصل تحول این دما در دوره‌های گذشته بوده و هرمدلی که بتواند این سیر تحول زمانی را به میزان بیشتری مد نظر دهد از امتیاز بالاتری برخوردار است. بر خلاف تحلیل همبستگی معمولی، مدل تحلیل همبستگی متعارف^۳ (CCA) توانایی کافی جهت بررسی همزمان تاثیر چند متغیر پویا (دینامیک)، که در بعد زمان و مکان تغییر می کنند، بر متغیر وابسته را دارد. چون دمای هر نقطه از سطح دریا در تعامل و تعادل فیزیکی با نواحی مجاور می باشد، پیش بینی CCA درک مناسبی از این تعامل فیزیکی داشته و به همین دلیل از توانایی پیش بینی بالایی برخوردار است. این مدل قادر است که چند پیشگو کننده متفاوت و مستقل را وارد محاسبات نموده، سیر تحول زمانی هر یک از آنها و نیز فرایند تاثیر متقابل هر پیشگو کننده بر دیگری را مورد توجه قرار داده و نسبت به پیشگویی وضعیت آینده اقدام نماید. با توجه به توانایی ویژه مدل CCA در پاسخگویی به مشکلات پیش بینی شرایط اقلیمی استفاده از آن مورد توجه مراکز مهم اقلیم شناسی، اقیانوس شناسی و هواشناسی آمریکا، اروپا و استرالیا قرار گرفته است (۲۳).

بارنت و پریندرفر^۴ (۸) و بارنستون و راپلوسکی^۵ (۹) از مدل CCA به ترتیب برای پیش بینی دمای فصلی در ایالات متحده آمریکا و نیز جهت پیشگویی وضعیت پدیده النینو-نوسانات جنوبی^۶ استفاده نمودند. در این مطالعات متغیر هایی نظیر دمای هوا، دمای سطح آب اقیانوس ها و فشار

و سرمایه گذاری در این زمینه با مخاطرات زیادی روبرو خواهد بود. در چنین شرایطی صرفه جویی در مصرف آب و محدود نمودن کشت و زرع و یا تغییر در الگوی کشت به منظور حفظ منابع آب زیر زمینی و ذخایر سدها ضرورت دارد. عدم بازگشت به موقع وام ها نیز از جمله انتظارات برنامه ریزان بانک و صندوق بیمه محصولات کشاورزی خواهد بود.

در مقابل، اگر پیش بینی های فصلی و دراز مدت حاکی از وقوع ترسالی باشد، سرمایه گذاری در کشت دیم و اعطای تسهیلات جهت توسعه کشت های یکساله همراه با صرفه اقتصادی می باشد. اطلاع از اوضاع اقلیمی سیاستهای کلان در بخش کشاورزی، تولید آب و برق، صنعت توریسم را به طور معنی داری تحت تاثیر قرار خواهد داد.

تغییرات دمای سطح آب دریاها به علت حرکت تدریجی و پایداری نسبتاً خوب زمانی از جایگاه ویژه‌ای در پیشگویی اقلیمی برخوردار است. در همین راستا، ارتباط بین تغییرات دمای سطح آب اقیانوس آرام، هند و اطلس با نوسانات بارش در استرالیا، آفریقای جنوبی و دیگر نقاط مهم جهان مورد تحقیق و تایید قرار گرفته است (۱۳، ۱۵، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۴). ناظم السادات و همکاران^۱ (۲۱) با استفاده از ضریب همبستگی معمولی نشان دادند که بین نوسانات همزمان دمای سطح آب خلیج فارس و بارش زمستانه در مناطق جنوب و جنوب غربی کشور همبستگی معنی دار و منفی وجود دارد.

مطالعات ناظم السادات (۲۰) و ناظم السادات و همکاران (۲۱) تنها معطوف به فصل زمستان بوده و تاثیر دمای سطحی دریا^۲ خلیج فارس در سایر فصول بر روی بارش زمستانه مورد توجه قرار نگرفته است. علاوه بر این، روشن نگردیده است که تغییرات SST در کدامین ناحیه از خلیج فارس می تواند بیشترین تاثیر را بر بارش زمستانه داشته

3- Canonical Correlation Analysis, CCA

4- Barnett & Preisendorfer

5- Barnston & Ropelewski

6- Elnino-Southern Oscillation, ENSO

1- Nazimosadat *et al*

2- Sea Surface Temperature, SST

۳- تشخیص الگوهای مستقل بارش در ناحیه مورد مطالعه و بررسی تاثیر SST فصلی بر هر یک از این الگوها.

۴- ارزیابی توانایی نوسان‌های SST برای پیش‌بینی بارش زمستانه در ایستگاه‌های مورد مطالعه.

۵- تعیین میزان تاثیر گذاری SST در هر یک از فصول سال بر امر پیش بینی بارش زمستانه مناطق جنوبی ایران.

مواد و روشها

الف) داده های بارش

سری زمانی بارش سه ماهه ژانویه، فوریه و مارچ ۹ ایستگاه سینوپتیک واقع در استان های فارس (شیراز، آباده و فسا)، خوزستان (آبادان و اهواز)، بوشهر (بوشهر و شبانکاره) و هرمزگان (بندر عباس و بندر لنگه) برای دوره زمانی ۱۹۹۳-۱۹۶۰ از سالنامه هوا شناسی انتشارات سازمان هواشناسی کشور استخراج گردید (شکل ۱).

با میانگین گیری سه ماهه از داده بارش در ماه های ژانویه، فوریه و مارس، سری زمانی زمستانه این داده ها بدست آمد. قابل ذکر است که محاسبات انجام شده در این مقاله برای سری های زمانی بارش در سایر فصول نیز تکرار گردید که تنها جواب های مربوط به فصل زمستان از معنی داری کافی برخوردار بودند. لازم به ذکر است که در بعضی از ایستگاه ها که ارقام گم شده وجود داشت (آبادان و شبانکاره) یا دوره زمانی کامل نبود (بندر لنگه) با روش بیشترین همبستگی خطی با ایستگاه مجاور دوره زمانی تکمیل گردید.

ب) داده های SST

مطابق استاندارد بانک اطلاعاتی سازمان مدیریت اقیانوسی و اتمسفری ایالات متحده آمریکا^۵ (NOAA) خلیج فارس حاوی ۸ گره به ابعاد ۲ بیشترین اطلاعات SST در فاصله زمانی

سطح دریا^۱ به عنوان عوامل پیش بینی در نظر گرفته شدند.

چو و هی^۲ (۱۱) با استفاده از پیشگو کننده هایی نظیر شاخص نوسانات جنوبی^۳ و فشار سطح آب اقیانوس آرام و بکار گیری مدل CCA موفق به ارائه مدل هایی جهت پیش بینی بارش زمستانه جزایر هاوایی شدند. با استفاده از این مدل، بارش در تعدادی از جزایر اقیانوس آرام به طور موفقیت آمیزی پیش بینی گردید (۱۵). لاندمن و میسون^۴ (۱۶) از مدل CCA به منظور پیش بینی بارش در افریقای جنوبی و نیز پیش بینی دمای سطح آب (۱۷) استفاده نمودند. ناظم السادات و شیروانی (۵) مدل CCA را به منظور پیش بینی بارش زمستانه در سواحل دریای خزر بکار بردند. آنها شاخص نوسانات جنوبی و دمای سطح آب در اقیانوس آرام را به عنوان متغیر های پیشگو کننده در نظر گرفتند و نشان دادند که در حدود ۴۵٪ از کل واریانس بارش در ایستگاه های بندر انزلی و نوشهر توسط شرایط اقلیم سطحی نواحی شرقی اقیانوس آرام شرح داده می شود.

در پژوهش حاضر مدل CCA برای پیش بینی بارش مناطق جنوبی کشور مورد استفاده قرار می گیرد. اهداف اصلی این پژوهش بشرح زیر خلاصه می گردد:

۱- بررسی میزان تاثیر پذیری بارش زمستانه مناطق جنوب مرکزی و جنوب غربی ایران از نوسانات فصلی SST در پهنه خلیج فارس.

۲- مشخص نمودن آن قسمت از خلیج فارس که تغییرات SST در آنجا بیشترین اثر را بر بارش زمستانه مناطق جنوب مرکزی و جنوب غربی ایران دارد.

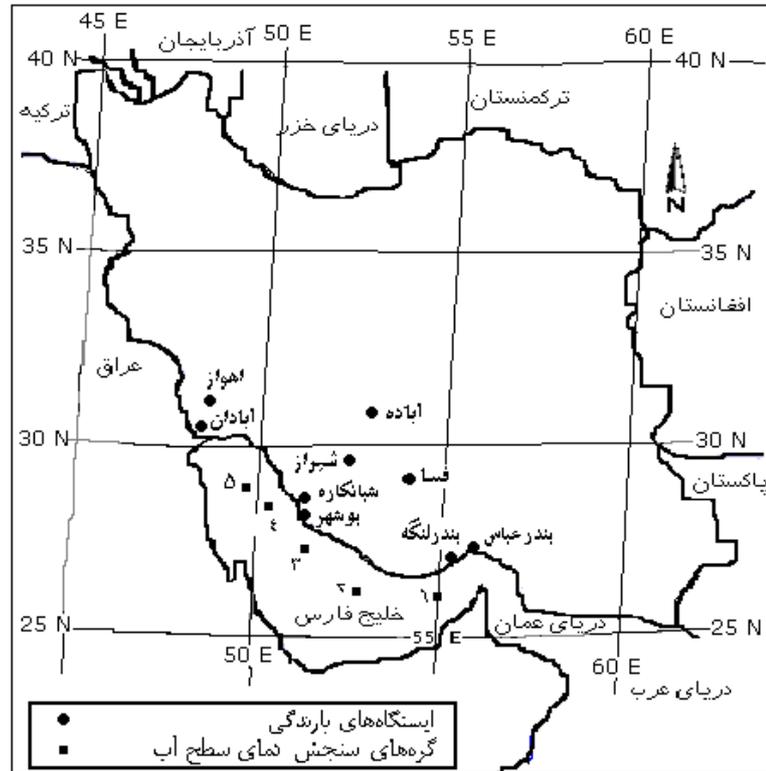
1- Sea Level Pressure

2- Chu & He

3- Southern Oscillation Index, SOI

4- Landman & Mason

5- National Oceanic and Atmospheric Administration



شکل ۱- موقعیت تقریبی ایستگاه های بارش و گره های انتخابی در خلیج فارس

جدول ۱- نقش نوسانهای فصلی SST در توجیه واریانس سری زمانی W1 و W2 بر حسب درصد

فصل	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	جمع
درصد واریانس که از طریق W1 توجیه می شود	۶۴	۲۲	۱۳	۱	۱۰۰
درصد واریانس که از طریق W2 توجیه می شود	۲۰	۳۹	۳۰	۱۱	۱۰۰

جدول ۲- ضرایب همبستگی بین مقادیر مشاهده شده و برآورد شده در ایستگاه های انتخابی

اهواز	آباده	بوشهر	آبادان	بندر عباس	بندر لنگه	شیراز	شبانکاره	فسا
۰/۲۰	۰/۲۳	۰/۳۴	۰/۳۹	۰/۴۱	۰/۴۶	۰/۵۰	۰/۵۱	۰/۶۰

ج) توابع متعامد تجربی

از نقطه نظر اهداف و روش های محاسباتی، شباهت زیادی بین توابع متعامد تجربی^۱ (EOF) و تحلیل مولفه های اصلی^۲ (PCA) وجود دارد. ناظم السادات و شیروانی (۵) با استفاده از روش EOF اقدام به استخراج متغیرهای متعامد شاخص نوسانات جنوبی و دمای سطح آب اقیانوس آرام نمودند. اهمیت، کاربرد و روش های محاسباتی PCA تا حدودی توسط این محققان و به طور کامل توسط دیگر محققان (۱۲، ۲۲) گزارش شده است.

اگر بردار های X_1, X_2, \dots, X_p نشانگر سری زمانی مشاهده شده (اولیه) مربوط به p ایستگاه (مثلاً بارش) باشند، بکارگیری روش PCA بر روی مجموعه این بردار ها تعداد p مولفه تولید می نماید که تنها چند مولفه اول آن بخش اعظم از واریانس داده های اولیه را تعریف می نمایند. به همین دلیل این چند مولفه اول به عنوان مولفه های اصلی (PCs) شناخته می شوند.

سری زمانی Z از امین PC به صورت

$$PC_j = \alpha_{j1}X_1 + \alpha_{j2}X_2 + \dots + \alpha_{jp}X_p \quad (1)$$

نوشته می شود که مقادیر $\alpha_{j1}, \dots, \alpha_{jp}$ را عامل های بارگذاری^۳ می نامند.

چند مولفه اولیه که دارای بیشترین مقدار ویژه^۴ (λ) باشند را مولفه اصلی می گویند که روش انتخاب آنها توسط ناظم السادات و همکاران (۲) توضیح داده شده است. در هنگام استخراج تحلیل مولفه های اصلی می توان محدودیت های مختلفی را قائل گردید.

مثلاً می توان شرایط محاسبات را طوری تنظیم کرد که برای هر PC_j در رابطه ۱ داشته باشیم:

$$\sum_{k=1}^p \alpha_{jk}^2 = 1 \quad (2)$$

۱۹۹۳-۱۹۵۹ بودند جهت محاسبات بعدی در نظر گرفته شدند. موقیت تقریبی به ابعاد ۲ درجه طولی در ۲ درجه عرضی تقسیم شده است که از این تعداد ۵ گره های SST در شکل ۱ نشان داده شده است. ماه های ژانویه، فوریه، مارس- آوریل، مه، ژوئن- جولای، اگوست، سپتامبر- اکتبر، نوامبر و دسامبر برترتیب بعنوان فصول زمستان-بهار-تابستان و پاییز در نظر گرفته شدند.

کلیه سری های زمانی فصلی اعم از بارش و SST قبل از انجام هر گونه محاسبات به سری زمانی استاندارد شده (یا نرمال) تبدیل گردیدند. نرمال کردن سری های زمانی پیشگو کننده و پیشگو شونده بدین دلیل انجام گرفت که هر یک از سری داده های نرمال شده، بعلت داشتن واریانس یکسان از شانس و تاثیر مساوی در پیش بینی برخوردار می شوند. سری زمانی داده های نرمال شده SST برای هر چهار فصل سال و پنج گره انتخابی جهت محاسبات بعدی در نظر گرفته شدند. گرچه استفاده از مدل تحلیل همبستگی متعارف اصلی ترین قسمت محاسبات را شامل می گردد، قبل از آنکه داده های دمای سطح آب و بارش به ترتیب به عنوان پیشگو کننده و پیشگو شونده در مدل تحلیل همبستگی متعارف مورد استفاده قرار گیرند، لازم بود که پردازش های قبلی بر روی این داده ها صورت گیرد. استخراج سری زمانی مستقل و غیر وابسته از داده های غیر مستقل و وابسته دمای سطح آب و بارش هدف اصلی این پیش پردازش بود (۷، ۸ و ۱۰). داده های بارش در ایستگاه های مختلف و نیز داده های SST در گره های انتخابی کاملاً به یکدیگر وابسته بوده و قابلیت استفاده در مدل CCA را نداشتند.

بنابراین انجام محاسبات به منظور استخراج سری های زمانی مستقل SST و بارش که قسمت اصلی پیش پردازش را شامل می شود، به شرح زیر انجام گرفت (۷).

1- Empirical Orthogonal Function, EOF

2- Principal component analysis, PCA

3- Loading

4- Eigen value

متغیر تبدیل شدند. در هر گروه (بارش و دمای سطح آب) سری زمانی EOF ها نسبت به یکدیگر متعامد بوده و ضرایب همبستگی بین آنها صفر می باشد. این سری های متعامد پیشگو کننده (دمای سطح آب) و پیشگو شونده (بارش) بعنوان ورودی CCA در نظر گرفته شدند.

د) تحلیل همبستگی متعارف

مدل تحلیل همبستگی متعارف (CCA) اولین بار توسط هاتلینگ^۱ (۱۴) پیشنهاد شد. تجزیه و تحلیل این مدل بوسیله بارنستون و همکاران^۲ (۹)، بارنستون (۷) و هی و بارنستون (۱۵) بسط داده شده است. این مدل توانایی آن را دارد که نشان دهد که گذشت زمان، چگونه بهترین پیشگو کننده را از یک نقطه جغرافیایی به نقطه دیگر منتقل می نماید. از ویژگیهای دیگر مدل CCA آن است که، برخلاف روش های معمول رگرسیون چند گانه، مجموعه متغیر وابسته می تواند بیش از یک عضو داشته باشد. در واقع، مدل تحلیل همبستگی متعارف ضمن ارزیابی اثر متغیرهای مستقل بر روی متغیرهای وابسته، با وارد نمودن چند متغیر وابسته در محاسبات، نوسانات زمانی و تغییرات جغرافیایی آنها بر روی پیش بینی را نیز مورد توجه قرار می دهد. برای مثال، این مدل توانایی آن را دارد که مشخص نماید بارش زمستانه هر ایستگاه به چه میزان وابسته به تحول دمای سطح آب از فصل بهار تا زمستان می باشند. در حالی که داده های SST هر چهار فصل به صورت توأم برای پیش بینی بارش زمستانه بکار برده می شوند، مدل توانایی آن را دارد که تاثیر هر فصل در امر پیش بینی را به تفکیک بیان کند. علاوه بر این، چنانچه مدل دارای چند پیشگو کننده در فصول مختلف باشد به طوری که در اثر گذشت زمان این پیشگو کننده ها از یک نقطه خاص

در صورت برقراری رابطه بالا واریانس سری زمانی PC_j برابر با مقدار ویژه λ_j ام می گردد. با برقراری این شرط، به هر یک از مولفه های اصلی یک تابع متعامد تجربی گفته می شود ($PC_j = EOF_j$). به بیان دیگر، در صورتیکه رابطه ۲ برقرار باشد، سری زمانی هر یک از مولفه های اصلی را یک تابع متعامد تجربی می گویند. زامین مولفه اصلی به میزان λ_j از واریانس کل داده ها را توجیه می نماید. بنابراین، چند سری زمانی اولیه توابع متعامد تجربی که دارای بزرگترین مقدار ویژه می باشند درصد قابل توجهی از کل واریانس موجود در سری زمانی اولیه را تعریف می نمایند.

فرض شود که بردارهای ستونی R_1, R_2, \dots, R_9 به ترتیب نشان دهنده سری زمانی بارش فصل زمستان در نه ایستگاه ذکر شده باشند. در این صورت نسبت به تشکیل ماتریس R بصورت زیر

$$R = [R_1, R_2, \dots, R_9] \quad (3)$$

اقدام گردید. ماتریس R بعنوان فایل ورودی PCA قرار گرفته و محدودیت مربوط به معادله ۲ نیز اعمال شد. برای داده های دمای سطح آب نیز سری های زمانی هر چهار فصل سال مربوط به ۵ ایستگاه تهیه شده و ماتریس S با ۲۰ ستون تشکیل گردید. جهت روشن نمودن تاثیر تحول زمانی SST در فصول گذشته بر روی داده های فعلی، داده های SST به مدت چهار فصل قبل مطابق رابطه ۴ وارد محاسبات شدند.

$$S = [S_{11}, \dots, S_{15}, S_{21}, \dots, S_{25}, \dots, S_{41}, \dots, S_{45}] \quad (4)$$

بطوری که در بردار ستونی S_{ij} ، i بیانگر فصل و j بیانگر ایستگاه می باشد. با اعمال محدودیت معادله ۲ و انجام محاسبات PCA و رعایت ضوابط مربوط به انتخاب مولفه های اصلی (۸)، سری زمانی EOF های اصلی مربوط به دمای سطح آب استخراج گردید. با انجام این محاسبات داده های اولیه بارش و SST به EOF های مربوط به این دو

1- Hotelling

2- Barnston et al

دومین بزرگترین همبستگی متعارف نامیده می شود. روش بالا تا پیدا کردن q امین مجموعه از متغیرهای متعارف ادامه پیدا می کند. بنابراین q مجموعه از متغیرهای متعارف بصورت $(W1, Z1), \dots, (Wq, Zq)$ بوجود می آیند به طوری که دو شرط زیر با هم برقرار باشند (۶) (۱۴):

$$1 - Rc \ 1 \geq Rc \ 2 \geq \dots \geq Rc \ q$$

$$2 - corr(Zj, Zk) = corr(Wj, Wk) = corr(Wj, Zk) = 0; j \neq k$$

۱- تاثیر همبسته بودن داده ها بر CCA

چنانچه متغیرهای همبسته یا هم خط وارد محاسبات CCA گردد، متغیرهای متعارف (W, Z) به شدت وابسته به الگوهای عاملی (ضرایب β, γ در معادله های ۵ و ۶) می شود. برای مثال چنانچه X_1 به عنوان تنها متغیر پیشگو کننده وارد مدل گردد آنگاه اولین متغیر متعارف به صورت زیر می باشد:

$$W1 = \beta_{11} X_1$$

اکنون اگر متغیر X_2 را نیز وارد مدل شود، متغیر متعارف بالا بصورت زیر تعریف می گردد:

$$W'1 = \beta'_{11} X_1 + \beta_{12} X_2$$

تفاوت مقدار عددی β'_{11} و β_{11} بستگی به آن دارد که آیا دو متغیر X_1 و X_2 به هم وابسته می باشند یا خیر. چنانچه X_1 و X_2 ناهمبسته باشند β'_{11} و β_{11} بهم نزدیک بوده و وارد نمودن متغیر X_2 در محاسبات تاثیری در نقش X_1 در امر پیش بینی بوجود نمی آورد. در مقابل چنانچه X_1 و X_2 هم خطی شدیدی داشته باشند، تفاوت مقدار عددی β'_{11} و β_{11} بسیار زیاد شده و ورود X_2 در محاسبات CCA، اهمیت و نقش X_1 در امر پیش بینی را دچار تغییرات زیادی می نماید. گر چه ممکن است که وارد نمودن متغیرهای وابسته، مقدار اربب همبستگی متعارف (Rc) را افزایش دهد، اما این

جغرافیایی به نقطه دیگر تغییر مکان دهد، چنین تغییر مکانی توسط مدل CCA قابل شناسایی و پایش می باشد.

برای درک بهتر روش محاسباتی CCA، فرض شود $X = (X_1, \dots, X_p)$ متغیرهای پیشگو کننده و $Y = (Y_1, \dots, Y_q)$ متغیرهای پیشگو شونده باشند به طوری که $q \leq p$. تحلیل همبستگی متعارف چند جفت ترکیب خطی از X و Y (مثلاً به صورت $W1$ و $Z1$ ، $W2$ و $Z2$ ، ...، Wq و Zq) تولید می نماید بطوریکه ضریب همبستگی بین Wi و Zi بیشترین مقدار ممکن گردد. اولین جفت از ترکیب خطی بصورت زیر نوشته می شود:

$$W1 = \beta_{11} X_1 + \beta_{12} X_2 + \dots + \beta_{1p} X_p \quad (5)$$

و

$$Z1 = \gamma_{11} Y_1 + \gamma_{12} Y_2 + \dots + \gamma_{1q} Y_q \quad (6)$$

در روابط ۵ و ۶، $W1$ و $Z1$ اولین متغیرهای متعارف^۱ (CV)، $\beta_{11}, \beta_{12}, \dots, \beta_{1p}$ الگوهای بارگذاری^۲ پیشگو کننده اول و $\gamma_{11}, \gamma_{12}, \dots, \gamma_{1q}$ الگوهای بارگذاری پیشگو شونده اول نامیده می شوند. این ضرایب میزان وابستگی خطی بین متغیرها و اولین متغیر متعارف می باشند. ضریب همبستگی بین $W1$ و $Z1$ ($Rc1 = corr(W1, Z1)$) اولین ضریب همبستگی متعارف نامیده شده که بزرگترین مقدار ضریب همبستگی ممکن بین Wi و Zi می باشد. این روش با جستجو کردن دومین متغیرهای متعارف ادامه پیدا می کند به طوری که همبستگی بین رابط ۷ و ۸ ماکزیمم شود و $Z1$ بر $Z2$ و $W2$ و نیز $W1$ بر $Z2$ و $W2$ عمود باشد.

$$W2 = \beta_{21} X_1 + \beta_{22} X_2 + \dots + \beta_{2p} X_p \quad (7)$$

$$Z2 = \gamma_{21} Y_1 + \gamma_{22} Y_2 + \dots + \gamma_{2q} Y_q \quad (8)$$

همبستگی بین $W2$ و $Z2$ ($Rc2 = corr(W2, Z2)$)

1- Canonical variable, CV

2- Loading pattern

$$Mr^q_i = \frac{\sum_{j=1}^5 (r^{q_{ij}})^2}{\sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^4 (r^{q_{ij}})^2} \quad i=1, \dots, 4 \quad (11)$$

حال اگر اندازه گیری تاثیر SST گره خاص j در مجموع چهار فصل سال بر Wq مورد نظر باشد از مقدار $M'r^q_j$ در رابطه زیر استفاده خواهد شد (۸).

$$M'r^q_j = \frac{\sum_{i=1}^4 (r^{q_{ij}})^2}{\sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^4 (r^{q_{ij}})^2} \quad j=1, \dots, 5 \quad (12)$$

ه) دقت مدل CCA در پیش بینی بارش

همبستگی بین پیش بینی های بدست آمده با استفاده از مدل CCA و مشاهدات می تواند به عنوان ملاک قابل اعتماد جهت بررسی توانایی پیش بینی مدل در نظر گرفته شود. بدین منظور برای هر یک از سال های مورد مطالعه فرض شد که بارش در آن ایستگاه موجود نبوده و بر این اساس، با استفاده از مدل CCA و داده های SST، بارش در آن سال بر آورد گردید. این عمل برای کلیه سالهای مورد مطالعه و برای تمامی ایستگاهها بررسی و مورد مقایسه قرار گرفت. کلیه محاسبات آماری در این تحقیق توسط نرم افزار SAS صورت گرفت.

نتایج

الف) الگوهای بارش و SST

با استفاده از روش توابع متعامد تجربی در مورد انتخاب مولفه های اصلی، چهار EOF اولیه مربوط به دمای سطح آب (ماتریس S) انتخاب گردید. مولفه اول، دوم، سوم و چهارم SST به ترتیب، ۳۹/۶، ۱۴/۴، ۱۲/۲ و ۶/۲ درصد از واریانس

افزایش مصنوعی بوده و معادلات استخراج شده نمی تواند پیش بینی مطمئنی را ارائه نماید.

۲- ارزیابی زمانی و مکانی ضرایب همبستگی CCA

برای روشن نمودن تغییرات زمانی و مکانی SST بر بارش ضریب همبستگی ساده بین متغیرهای متعارف پیشگو کننده ($W1, W2, \dots, Wq$) و هر یک از بردار های ستونی عضو ماتریس S (معادله ۴) محاسبه گردیده و بصورت $r^{q_{ij}}$ نشان داده شد.

$$r^{q_{ij}} = \text{corr}(Wq, S_{ij}) \quad i=1, \dots, 4; j=1, \dots, 5 \quad (9)$$

در رابطه بالا، q تعداد متغیر های پیشگو شونده، i بیانگر فصل و j بیانگر ایستگاه می باشد. برای مثال r^{12} ضریب همبستگی بین $W1$ و داده های بهاره SST در گره دوم می باشد. به همین ترتیب r^{245} مشخص می سازد که داده های زمستانه SST در گره پنجم به چه میزان با دومین متغیر متعارف ($W2$) همبسته می باشد.

متناظر با این همبستگی ها، مقادیر R^q_i هستند که نشانگر همبستگی ساده بین متغیر های پیشگو شونده ($Z1, Z2, \dots, Zq$) و هر یک از اعضا ماتریس R (رابطه ۳) می باشند. این ضرایب همبستگی بصورت زیر نشان داده می شوند:

$$R^q_i = \text{corr}(Zq, R_i) \quad i=1, \dots, 9 \quad (10)$$

بنابراین R^2_3 نشانگر ضریب همبستگی بین سری زمانی دومین متغیر متعارف پیشگو شونده ($Z2$) و بارش زمستانه در ایستگاه سوم می باشد.

با توجه به رابطه ۹، چنانچه در نظر باشد تاثیر SST مجموعه پنج گره انتخابی (شکل ۱) در فصل i بر q امین مولفه متعارف پیشگو کننده (Wq) اندازه گیری شود، از عامل Mr^q_i در رابطه زیر استفاده می شود (۸):

اولین ضریب همبستگی متعارف بین اولین زوج از متغیرهای متعارف $(W1, Z1)$ برابر با $Rc1 = 0.47$ می باشد و توان دوم این عدد بیانگر آن است که ۲۲٪ از پراکندگی اولین متغیر متعارف پیشگو شونده $(Z1)$ توسط اولین متغیر متعارف پیشگو کننده $(W1)$ قابل شرح است. یاد آوری می شود که با توجه به دو ماتریس S و R ، سری زمانی $W1$ و $Z1$ بگونه ای تولید می گردند که مقدار $Rc1$ به بیشینه ممکن برسد.

دومین همبستگی متعارف $(Rc2)$ بین دومین زوج از متغیرهای متعارف $(W2, Z2)$ برابر با 0.24 می باشد و توان دوم این عدد بیانگر آن است که ۵/۸٪ از پراکندگی دومین متغیر متعارف پیشگو شونده توسط دومین متغیر متعارف پیشگو کننده شرح داده می شود. مجموع توان دوم اولین و دومین ضریب همبستگی متعارف $(R^2c1 + R^2c2)$ بیان می کند که در حدود ۲۷٪ از واریانس مجموع داده های پیشگو شونده (یعنی دو مولفه اصلی بارش) توسط مجموع داده های پیشگو کننده (یعنی چهار مولفه اصلی دمای سطح آب) قابل پیش بینی می باشد.

ج) نقش تحول زمانی SST در پیش بینی

نتایج حاصله از کاربرد رابطه ۱۱ نشان داد که اگر کل واریانس بارش زمستانه که توسط اولین متغیر متعارف (در رابطه ۱۱ $q = 1$) شرح داده می شود ۱۰۰ درصد فرض شود، ۶۴٪ از این واریانس توسط SST زمستانه (در رابطه ۱۱ $i = 4$) گره های پنجگانه توجیه می گردد. نوسان های SST در فصول بهار، پاییز و تابستان بترتیب ۲۲٪، ۱۳٪ و ۱٪ از توانایی $W1$ در امر پیش بینی بارش را شامل می شوند (جدول ۱). نتایج جدول ۱ بیانگر آن است که نوسانات بارش در بخش اعظم مناطق مورد مطالعه توسط عواملی غیر از SST تعریف می گردند. بنابراین به جز SST، بارش مناطق

کل دمای سطح آب را شرح دادند. بنابراین این چهار EOF اولیه قادر به توجیه ۷۲/۳ درصد از کل واریانس SST می باشند.

به همین ترتیب، با کاربرد توابع متعامد تجربی بر روی داده های بارش (ماتریس R)، دو EOF اصلی مربوط به داده های بارش زمستانه استخراج شدند. این دو مولفه اصلی ۷۸٪ از کل واریانس بارش در تمامی ایستگاه های انتخاب شده را شرح می دادند که ۶۵٪ از این مقدار مربوط به EOF اول و ۱۳٪ مربوط به EOF دوم بود.

سری زمانی دوران یافته اولین EOF (REOF) همبستگی بسیار بالایی را با بارش ایستگاه های آبادان، اهواز، شبانکاره، فسا، شیراز بوشهر نشان دادند. در مقابل، بارش ایستگاه های بندر لنگه، بندر عباس بیشترین وابستگی را به دومین EOF دوران یافته داشتند. توضیح بیشتر در مورد ویژگی های دوران عامل های بارگذاری توسط ناظم السادات و همکاران (۲) ارائه شده است. بنابراین می توان در یافت نمود که سری زمانی REOF1 نماینده خوبی از بارش در استان بوشهر، فارس و خوزستان می باشد. رژیم بارش زمستانه در استان هرمزگان که تفاوت کلی با بارش استان های یاد شده را نشان می دهد توسط REOF2 بیان می گردد. یادآوری می گردد که ضرایب همبستگی بین EOF و داده های مشاهده شده توسط بردارهای ویژه تعریف می گردند.

ب) ضرایب همبستگی متعارف

سری زمانی های چهار EOF اولیه مربوط به دمای سطح آب (متغیرهای پیشگو کننده) و دو EOF اولیه مربوط به بارش زمستانه (متغیرهای پیشگو شونده) به عنوان ورودی (متغیرهای اولیه) تحلیل همبستگی متعارف استفاده گردیدند. دو مجموعه از متغیرهای متعارف شامل $(W1, Z1)$ و $(W2, Z2)$ بدست آمد.

اطلاعات خوبی در مورد نوسان بارش در استان های جنوبی ایران در اختیار قرار دهد (شکل ۱). بدین ترتیب نصب بویه های شناور (وسایل اندازه گیری متغیر های اقیانوسی) در این ناحیه از دریا توصیه می گردد.

رابطه ۱۲ برای تمامی گره ها محاسبه شد و مشخص گردید که در ارتباط با $W2$ ، نوسانات SST در گره ۴ (۳۴٪) نسبت به گره های دیگر از اهمیت بالاتری برخوردار است و بیشترین الگوی همبستگی را در بین گره ها نشان می دهد. گره های شماره ۳ و ۵ بتر تیب با ۱۸٪ و ۲۰٪ از اهمیت کمتری نسبت به گره ۴ برخوردار می باشند.

ه) وابستگی مکانی مولفه های بارش

با استفاده از رابطه ۱۰ همبستگی بین مولفه $Z1$ و بارش در هر یک از ایستگاه های نه گانه مورد مطالعه قرار گرفت. ضریب همبستگی بین $Z1$ و بارش زمستانه در ایستگاه های استان هرمزگان به طور تقریبی برابر با ۰/۹ بود. ضریب همبستگی بین $Z1$ و بارش زمستانه در ایستگاه های استان فارس و بوشهر تقریباً ۰/۸ بود. در استان خوزستان ضریب همبستگی بین مولفه $Z1$ و بارش زمستانه ایستگاه ها به حدود ۰/۵ تنزل می نماید. بنابراین می توان استنباط نمود که نوسان های بارش در ایستگاه های استان هرمزگان، فارس و بوشهر بخش اعظم واریانس موجود در سری زمانی $Z1$ را تعریف می نمایند. همبستگی های بین ایستگاه های بارش و دومین متغیر متعارف پیشگو شونده (رابطه ۱۰) نشان می دهد که ایستگاه اهواز (۰/۸-) و ایستگاه آبادان (۰/۷-) بیشترین ضریب همبستگی را دارند و کمترین ضریب همبستگی در ایستگاه بندر لنگه (۰/۱) و ایستگاه آباده (۰/۰۶) می باشد. بنابراین دومین الگوی زمانی- مکانی بدست آمده برای دمای سطح آب بیشتر در ارتباط با ایستگاه های اهواز و آبادان می باشد.

جنوبی کشور به میزان زیادی تابع عامل اقلیمی دیگر می باشد.

ناظم السادات و قاسمی (۳ و ۴) نشان داده اند که پدیده النینو- نوسانات جنوبی و هم چنین نوسانات دمای سطح آب دریای خزر نیز از جمله عواملی هستند که بارش زمستانه این مناطق کشور را متاثر می سازند. پایدار (۱) نیز نشان داده است که بارش بخش مهمی از کشور و از جمله مناطق مورد مطالعه در این تحقیق متاثر از سیستم فشار در اقیانوس اطلس شمالی می باشد.

با کاربرد رابطه ۱۱ مشخص گردید که در مقایسه سایر فصل ها، نوسانهای SST در فصل بهار بیشترین اهمیت را در ارتباط با $W2$ نشان می دهد. سهم عمده از کل واریانس بارش زمستانه که توسط $W2$ تعریف می گردد، توسط SST بهار و تابستان در گره های پنجگانه توجیه می گردد. اهمیت فصلی SST در ارتباط با $W2$ به ترتیب عبارتند از بهار (۳۹٪)، تابستان (۳۰٪)، پاییز (۱۱٪) و زمستان (۲۰٪). این ارقام بیانگر آن است که فرایند گرم شدن یا سرد شدن سطح آب خلیج فارس از فصل بهار تا پاییز می تواند به عنوان شاخصی جهت پیش بینی بارش زمستانه مرتبط با این مولفه مورد توجه قرار گیرد. ایستگاه هایی که بیشترین همبستگی را با $W2$ نشان می دهند در استان خوزستان می باشند که در قسمت (ه) شرح داده خواهد شد.

د) نقش مکانی SST در پیش بینی

با بکارگیری رابطه ۱۲ روشن شد که از نظر مکانی، نوسان های SST در گره شماره ۴ حدود ۳۰٪ از کل واریانس بارش که از طریق $W1$ توجیه می گردد را تعریف می نماید. گره های شماره ۲ و ۳ هر یک با ۲۰٪ اهمیت، در ردیف های بعدی قرار دارند. بنابراین پایش تغییرات SST نزدیکی های این گره که تقریباً در قسمتهای مرکزی خلیج فارس در آبهای مقابل استان بوشهر قرار دارد می تواند

و) ارزیابی کارایی مدل CCA در پیش‌بینی

ضریب همبستگی پیرسون (r) بین مقادیر مشاهده شده و برآورد شده مبین توانایی مدل جهت پیش‌بینی بارش می‌باشد. جدول ۲ مقادیر ضریب همبستگی و توان دوم این ضرایب را نشان می‌دهد. این جدول نشان می‌دهد که همبستگی بارش پیش‌بینی شده در ایستگاه فسا با مقدار واقعی این بارش بیشترین مقدار را دارا می‌باشد. همبستگی بین مقادیر پیش‌بینی شده و مشاهده شده در ایستگاه اهواز کمترین مقدار را دارد. توان دوم همبستگی‌ها در جدول، بیانگر مقدار واریانسی از بارش می‌باشد که توسط مولفه‌های اصلی دمای سطح آب شرح داده می‌شود. برای مثال ۲۶٪ از واریانس بارش در ایستگاه فسا توسط این مولفه‌های اصلی شرح داده می‌شود. معنی دار بودن این ضرایب در سطح ۵٪ برای تمام ایستگاه‌ها مورد آزمون قرار گرفت.

نتایج آزمون t نشان داد که همبستگی مربوط به ایستگاه‌های فسا، شبانکاره، شیراز، آبادان، بندر لنگه، بوشهر و بندر عباس در سطح ۵٪ معنی دار می‌باشند. بنابراین پیش‌بینی بارش در این ایستگاه‌ها با استفاده از مدل CCA از نظر آماری قابل قبول می‌باشد. در عین حال در ایستگاه‌های اهواز و آبادان مقدار برآورد شده توسط مدل قابل اعتماد نمی‌باشد.

نتیجه‌گیری

با توجه به تاثیر معنی‌دار نوسان‌های دمای سطح آب گستره‌های عظیم آبی بر تغییرات بارش مناطق مختلف زمین، رابطه بین دمای سطح آب خلیج فارس و بارش زمستانه ۹ ایستگاه بارش واقع در نواحی جنوب مرکزی و جنوب غربی کشور مورد ارزیابی قرار گرفت. سری زمانی فصلی SST در ۵ نقطه مختلف از خلیج فارس بعنوان پیشگو کننده‌ها و داده‌های بارش بعنوان پیشگو شونده مورد مطالعه قرار گرفتند. ویژگی‌های مدل تحلیل همبستگی

متعارف جهت امر پیش‌بینی و نیز روش‌های محاسباتی آن ارائه گردید.

با کاربرد EOF دو مولفه اصلی بارش، که حدود ۷۸ درصد از کل واریانس داده‌های بارش را توضیح می‌دادند، استخراج گردیدند. مولفه‌های اول با توجه ۶۵٪ از واریانس بیانگر بارش در استان‌های فارس و بوشهر بود. مولفه دوم با توجه ۱۳٪ از کل واریانس تاکید زیادی بر بیان بارش در استان‌های خوزستان داشت. تحلیل CCA بین EOF‌های استخراج شده از داده‌های بارش و SST نشان داد که نوسان‌های دمای سطح آب در مجموع ۲۷٪ از کل واریانس بارش را توجیه می‌نماید. نتایج نشان داد که SST زمستانه نقش اصلی را در نوسان‌های بارش مناطق مورد مطالعه، مخصوصاً استان‌های فارس، بوشهر و هرمزگان دارد. در مرحله دوم وضعیت SST بهاره و تحول زمانی آن در طول تابستان اهمیت بسزایی را در توجیه بارش استان خوزستان نشان داد.

روشن گردید که دمای سطح آب در ناحیه مرکزی خلیج فارس در حد فاصل بین بوشهر و نواحی غربی استان هرمزگان نقش مهمی در توجیه واریانس SST فصلی دارد. نصب بویه دریایی در این قسمت از دریا توسط سازمان‌های ذیربط توصیه می‌شود. نوسان‌های SST در همین ناحیه است که بیشترین تاثیر را بر بارش استان‌های بوشهر و جنوب استان فارس دارد. توانایی پیش‌بینی مدل CCA برای کلیه ایستگاه‌های بارش مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که این توانایی برای نواحی ساحلی استان‌های بوشهر و هرمزگان و جنوب استان فارس در حد قابل قبولی می‌باشد.

سیاسگذاری

انجام این طرح به کمک اعتبارات مالی دانشگاه شیراز (طرح شماره 81-AG-1543-C221) و نیز صندوق بیمه محصولات کشاورزی صورت گرفته

است. بدینوسیله از مسئولین محترم دانشگاه و نیز کشاورزی تقدیر و تشکر می شود. مدیریت صندوق بیمه محصولات کشاورزی و بانک

منابع

۱. پایدار، ع. ۱۳۷۹. تاثیر نوسانات سیستم فشار در اقیانوس اطلس شمالی بر تغییرات بارش و دمای ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت مناطق بیابانی، دانشگاه شیراز، ۸۰ ص.
۲. ناظم السادات، س. م. ج.، بیگی، ب. و امین، س. ۱۳۸۲. پهنه بندی بارش زمستانه استان های بوشهر، فارس و کهگیلویه و بویر احمد، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، جلد ۷، شماره ۱. صص ۶۱-۷۲.
۳. ناظم السادات، س. م. ج. و قاسمی، ا. ر. ۱۳۸۳. تاثیر نوسانات های دمای سطح آب دریای خزر بر بارش فصول زمستان و بهار نواحی شمالی و جنوب غربی ایران. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، سال هشتم، شماره ۴، دانشگاه صنعتی اصفهان، صص ۱-۱۵.
۴. ناظم السادات، س. م. ج. و قاسمی، ا. ر. ۱۳۸۲. بارش بارش شش ماهه سرد مناطق مرکزی و جنوب غربی ایران و ارتباط آن با پدیده ENSO. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، سال هفتم، شماره ۳، دانشگاه صنعتی اصفهان، صص ۱-۱۲.
۵. ناظم السادات، س. م. ج. و شیروانی، ا. ۱۳۸۳. کاربرد CCA به منظور ارزیابی و مقایسه توانایی SOI و Nino's SST در پیش بینی بارش زمستانه سواحل دریای خزر. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، سال ۸، شماره ۱، دانشگاه صنعتی اصفهان، صص ۱۱-۲۵.
6. Anderson, T. W. 2003. An introduction to multivariate statistical analysis. Wiley: New York. 752 pp.
7. Barnston, A. G. 1994. Linear statistical short-term climate predictive skill in the Northern Hemisphere. Journal of Climate, 7:1513-1564.
8. Barnett, T. P., and Preisendorfer, C. F. 1987. Origins and levels of monthly and seasonal forecasting skill for United State surface air temperatures determined by canonical correlation analysis. Monthly Weather Review., 115:1825-1850.
9. Barnston, A. G., and Ropelewski, C. F. 1992. Prediction of ENSO episodes using canonical correlation analysis. Journal of Climate, 5:1316-1345.
10. Barnston, A. G. Thiao, W., and Kunar, V. 1996. Long-Lead forecast of seasonal precipitation in Africa using canonical correlation analysis. Journal of Climate, 9: 2660-2697.
11. Chu, P., and He, Y. 1994. Long- Range prediction of Hawaiian winter rainfall using canonical correlation analysis. International Journal of Climatology, 14:659-669.

12. Emery, W.J., and Thomson, R. E. 1998: Data and their analysis methods in physical oceanography. 1st and 2nd eds, Pergamon Press, Amsterdam, 634 pp.
13. Frederiksen, C. S., and Balgovind, R. C. 1994. The influence of the Indian ocean Indonesian SST gradient on the Australian winter rainfall and circulation in an atmospheric GCM. Q. J. R. Meteorology Society, 120:923-952.
14. Hotelling, H. 1936. Relations between two sets of variables", Biometrika, 28, 321-377.
15. He, Y., and Barnston, A. G. 1996. Long-Lead forecasts of seasonal prediction in the Tropical Pacific Islands using CCA. Journal of Climatology, 9: 2020-2035.
16. Landman, W. A., and Mason, S. J. 1999. Operational long-lead prediction of south African rainfall, using canonical correlation analysis. International Journal of Climatology, 19:1073-1090.
17. Landman, W. A., and Mason, S. J. 2001. Forecasts of near-global sea surface temperature using canonical correlation analysis. Journal of climate, 14: 3819-3833.
18. Lough, J. M. 1997. Regional indices of climate variation: Temperature and rainfall in Queensland Australia. International Journal of Climatology, 17:55-66.
19. Nicholls, N. 1989. Sea surface temperatures and Australian winter rainfall. Journal of Climate, 2:956-973.
20. 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.
21. Nazemosadat, M. J. Cordery, I., and Eslamian, S. 1995. The impact of the Persian Gulf sea surface Temperature on Iranian rainfall. Proceeding of the Iranian Water Resources Management Conference, Esfahan, Iran, pp:809-818.
22. Presendorfer, R. M. 1988. Principal component analysis in meteorology and oceanography. Development in Atmospheric 17, Elsevier: New York.
23. Climate Diagnostics Bulletin. 2005. U. S. Department of commerce, national oceanic and atmospheric administration national weather service, pp., 49-51.
24. Yatagai, A., and Yasunari, T. 1995. Inter annual variations of summer precipitation in the arid/semi-arid regions in China and Mongolia: Their regional and relation to the Asian summer monsoon. Journal of Meteorology Society of Japan, 73:909-923.