

تحلیل روند و نوسانات فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران

حسن لشکری - دانشیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

علی اکبر متکان - دانشیار سنجش‌ازدور و GIS، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

حسین عساکره - دانشیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

یونس خسروی^۱ - دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۷/۲۸ تاریخ تصویب: ۱۳۹۴/۲/۱۹

چکیده

با توجه به اهمیت تغییر اقلیم، در این پژوهش تلاش شده ضمن تحلیل روند، به شناسایی نوسانات حاکم بر یکی از عناصر مهم اقلیمی یعنی فشار بخار آب پرداخته شود. جهت تحلیل روند از آزمون من-کندال و برای شناسایی نوسانات و آشکارسازی چرخه‌های نهان حاکم در سری زمانی داده‌های فشار بخار آب جنوب و جنوب غرب ایران از تکنیک تحلیل طیف استفاده گردید. بدین منظور از مقادیر فشار بخار آب ۲۸ ایستگاه سینوپتیک واقع در جنوب و جنوب غرب ایران با طول دوره آماری بیشتر از ۲۰ سال (از بدو تأسیس تا ۲۰۱۱) استفاده شد. نتایج تحقیق حاکی از حاکمیت روند معنی‌دار نزولی در اکثر ایستگاه‌ها بود؛ به طوری که این روند کاهشی منطبق بر بلندی‌های زاگرس و روند معنی‌دار افزایشی در حاشیه خلیج فارس مشاهده شد. با اعمال تحلیل طیف بر روی داده‌های فشار بخار آب در سطح ۹۵ درصد اطمینان، چرخه‌های متعدد حاصل گردید؛ به طوری که چرخه‌های سینوسی معنی‌دار ۳-۲، ۴ و ۱۵-۷ ساله از عمومیت بیشتری برخوردار بودند. نتایج نشان از حاکمیت چرخه ۳-۲ ساله در منطقه بود که بیشترین تکرار در سری زمانی فشار بخار آب را به خود اختصاص داده است. توزیع فضایی این چرخه بیشتر در نزدیکی سواحل خلیج فارس مشاهده گردید. اکثر دانشمندان، وقوع چنین چرخه‌ای را ناشی از آل نینو - نوسانات جنوبی (ENSO) و تغییرات دوسالانه (QBO) الگوی بزرگ‌مقیاس گردش عمومی جو و جریانات مداری می‌دانند.

کلیدواژه‌ها: فشار بخار آب، روند، نوسان، من-کندال، تحلیل طیف.

۱. مقدمه

شناخت و تحلیل رفتار سری زمانی عناصر اقلیمی و فرایندهای حاکم بر آنها از ارکان اساسی دانش اقلیم‌شناسی بوده که نقش قابل توجهی در مدیریت و برنامه‌ریزی‌های محیطی ایفا می‌کند. به‌طور کلی رفتار عناصر اقلیمی در سه شکل روند (تغییرات بلندمدت)، نوسان (تغییرات کوتاه‌مدت) و افت‌وخیز مشاهده می‌شود (عساکره، ۱۳۸۸: ۳۴). ردیابی این‌گونه رفتارها ما را به شناخت هرچه بیشتر تغییرات اقلیمی یاری می‌کند. در دهه‌های اخیر تغییر اقلیم یکی از مباحث مهم بین محققان بوده است، اما در این زمینه آنچه که بیش از همه مورد نظر قرار گرفته و تحقیقات زیادی بر روی آن انجام شده است، تغییرات دمایی مناطق مختلف جهان بوده و کمتر به سایر عناصر جوی توجه شده است (فایرام^۱ و همکاران، ۲۰۱۴)، (آبراهام^۲ و همکاران، ۲۰۱۱)، (کافمن^۳ و همکاران، ۲۰۱۱)، (تلمکو^۴ و همکاران، ۲۰۱۳)، (استنفورس^۵ و همکاران، ۲۰۱۳)، (بروکس^۶ و همکاران، ۲۰۱۴)، (سورت^۷ و همکاران، ۲۰۱۱). رطوبت جو یکی از این عناصر بوده که به علت نقش بسزایی که در ترازمندی انرژی سیاره زمین دارد می‌تواند در تبیین تغییرات اقلیمی مؤثر باشد. البته ذکر این نکته ضروری است که اثبات وجود روند معنی‌دار در یک سری زمانی رطوبت به‌تنهایی نمی‌تواند دلیل قاطعی بر وقوع تغییر اقلیم در یک منطقه باشد بلکه فرض رخداد آن را تقویت می‌بخشد (سیرانو^۸ و همکاران، ۱۹۹۹: ۸۶)؛ این ویژگی ناشی از تعدد عوامل گوناگون کنترل‌کننده سامانه اقلیمی است.

وجود سیر صعودی و یا نزولی در داده‌های اقلیمی حاکی از وجود روند است. حال رخداد هرگونه تغییر طبیعی و یا غیرطبیعی در این سری داده، منجر به تغییر روند خواهد شد. از طرفی دیگر وجود روند در سری داده‌های اقلیمی می‌تواند فرض رخداد تغییر اقلیم را تقویت ببخشد. بررسی وجود روند در سری داده‌های اقلیمی به دو صورت عمده روش‌های آماری پارامتری و ناپارامتری امکان‌پذیر است. در هر دو روش هدف اصلی مطرح‌شدن دو فرض صفر (H_0) و یک (H_1) است. با این توضیح که تأیید فرض صفر به‌منزله عدم وجود روند در داده‌ها و تأیید فرض یک حاکی از وجود روند معنی‌دار در سری داده‌هاست. در روش‌های پارامتری فرض بر نرمال بودن داده‌هاست. لذا در سری داده‌هایی که تابع توزیع آماری خاصی نیستند، بررسی روند با یکسری محدودیت‌هایی روبرو خواهد شد. این شرط در روش‌های آماری ناپارامتری صادق نیست و فرض اصلی بر تفاوت بین داده‌های مشاهداتی است. به‌گونه‌ای که این روش‌ها مستقل از توزیع آماری سری

1Fayram

2 Abraham

3 Kaufmann

4 Telemeco

5 Stainforth

6 Brooks

7 Sorte

8 Serrano

زمانی بوده و خصوصاً برای سری‌هایی که چولگی یا کشیدگی زیادی دارند مناسب‌تر تشخیص داده می‌شوند (بیهراک و مهمتیک^۱، ۲۰۰۳:۲۴۸). از جمله رایج‌ترین آزمون‌های ناپارامتری تحلیل روند، آزمون من-کندال است.

برخی از رفتارهای نهان و نا آشکار در سری زمانی داده‌های اقلیمی، به راحتی قابل ردیابی و شناسایی نیستند؛ بنابراین برای حصول به نتیجه‌ای مهم در شناسایی این‌گونه رفتارها، نیاز به روشی جهت برآورد و شناسایی افت‌وخیزهای نهفته و آشکار در سری زمانی داده‌ها احساس می‌شود که تکنیک تحلیل طیف از جمله این روش‌هاست. روش تحلیل چگالی طیفی به عنوان ابزاری مناسب در قلمرو فرکانس و زمان شناخته شده و جهت شناسایی و تفکیک نوسانات با فرکانس‌ها و دوره بازگشت‌های مختلف در سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. تحلیل طیف به روش‌های برآورد تابع چگالی طیفی، یا طیف یک سری زمانی گفته می‌شود. این روش بیشتر با برآورد کردن طیف روی تمام دامنه بسامدها سروکار دارد (عساکره و رزمی، ۱۳۹۱:۱۵۰). در تحلیل طیف، همبستگی میان مشاهدات سری در حوزه زمان، جای خود را به بسامدهای متفاوت مشاهدات در حوزه فرکانس داده است. به بیان ساده می‌توان گفت که تحلیل طیف، نوسانات سری زمانی را در یک رفتار سینوسی و در فرکانس‌های مختلف بیان نموده و فراوانی وقوع رخدادها را در یک سری زمانی مد نظر قرار می‌دهد. تفاوت قابل ملاحظه تحلیل طیف با دیگر روش‌های معمول در این است که در تحلیل طیف، سری زمانی فقط محدود به نوسانات محدود و با طول موج‌های گسسته نمی‌شود، بلکه می‌توان آن‌ها را طول موج‌های نامتناهی و در بازه پیوسته تصور کرد (چتفیلد^۲، ۱۹۷۵:۱۳۵)؛ بنابراین در یک تعریف کلی طیف را می‌توان اندازه‌ای از توزیع واریانس در امتداد تمامی طول موج‌های سری زمانی دانست. این مقادیر از طول موج‌های نامتناهی (روند خطی) تا کوچک‌ترین طول موج (دو برابر فاصله بین دو مشاهده متوالی) را در برمی‌گیرد؛ به عبارت دیگر طیف، چگونگی توزیع واریانس بین دامنه پیوسته‌ای از بسامدها را نشان می‌دهد (عساکره، ۱۳۹۱:۸).

تغییرات سری‌های زمانی داده‌های اقلیمی عموماً در دو دسته تغییرات بلندمدت (روند) و تغییرات کوتاه‌مدت (نوسان) مورد بررسی قرار می‌گیرند. با بررسی تحقیقات انجام شده در ارتباط با موضوع پژوهش، مشخص شد که با وجود مطالعات اندک صورت گرفته بر روی فشار بخار آب چه در جهان و چه در ایران، تمرکز محققان فقط بر روی بررسی تغییرات بلندمدت فشار بخار آب بوده است و تاکنون هیچ‌گونه مطالعه‌ای در ارتباط با تغییرات نوسانات فشار بخار آب با استفاده از تحلیل طیفی صورت نگرفته است. به طور مثال کوتلر^۳ و همکاران (۲۰۰۷) در پژوهشی به بررسی اختلاف فشار بخار آب ساعتی بین مناطق شهری و

1 Bihart and Mehmetcik

2 Chatfield

3 Kuttler

روستایی در ناحیه کرفلد^۱ آلمان در بازه زمانی یک‌ساله (۲۰۰۱ تا ۲۰۰۲) پرداختند. نتایج حاکی از آن بوده که ضمن وجود مقادیر رطوبت بسیار پایین در طول این سال، بیشینه‌ی رطوبت شهری در هر ماه و با شدت و ضعف‌های مختلف رخ داده است. به‌گونه‌ای که در روزهای تابستان و همچنین نیمه دوم شب‌ها بیش‌ترین مقدار قابل مشاهده بوده است. در مطالعه‌ای مشابه هونیکا^۲ (۱۹۹۸) روند تغییرات فشار بخار آب را برای یک دوره زمانی پانزده ساله (۱۹۷۹ تا ۱۹۹۳) بررسی کردند و مشخص نمودند که فشار بخار آب در طی این دوره همواره با یک روند افزایشی همراه بوده است. از طرف دیگر کیزر^۳ (۲۰۰۰) نیز چنین پژوهشی را در چین و با استفاده از داده‌های سالانه فشار بخار آب ۱۹۶ ایستگاه برای سال‌های ۱۹۵۴ تا ۱۹۹۴ انجام دادند. نتایج این مطالعه حاکی از افزایش قابل‌توجه فشار بخار آب در بخش‌های جنوبی و شرقی چین است. فاسولو و همکاران^۴ (۲۰۰۵) با مطالعه روندها و تغییرپذیری بخار آب در ستون یکپارچه اتمسفر، دریافتند که در نواحی حاره روندها به‌وسیله تغییرات در بارش که به‌طور چرخشی با جریان همگرایی رطوبت به‌وسیله بادهای تجاری پیوسته هستند، متأثر شده است. در مطالعه‌ای دیگر تونکاز و همکاران^۵ (۲۰۰۷) به بررسی تأثیر پروژه‌ی توسعه منابع آبی (Sothern Anatolian Project) SAP بر روند تغییرات فشار بخار آب در مناطق نیمه‌خشک ترکیه پرداختند. ایشان با انجام آزمون‌هایی نظیر آزمون من-کندال، سنس استیمیتورو کروسکال والیس، تغییرات طولانی‌مدت فصلی و الگوهای دهه‌ای میانگین ماهانه فشار بخار آب را مورد بررسی قرار دادند و روندهای مثبت و منفی فشار بخار آب را در فصول مختلف سال مشخص کردند. سون لی^۶ و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از ۲۰۰ ایستگاه طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۵ به بررسی و مطالعه منبع رطوبت و بخار آب بارش‌های سنگین شمال شرق چین پرداختند و نتیجه گرفتند بخار آب برای تقویت بارش‌های سنگین از منطقه موسمی نیمه گرمسیری، دریای چین جنوبی و غرب منطقه موسمی گرمسیری سرچشمه می‌گیرد.

در ارتباط با شناسایی نوسانات به کمک تکنیک تحلیل طیف مشخص گردید که استفاده از این تکنیک تاکنون در رشته‌های مختلف علوم محیطی و علوم طبیعی نظیر اقلیم‌شناسی (لیوادا^۷ و همکاران، ۲۰۰۸)، (سرینیواس^۸، ۲۰۱۳)، (تلسکا^۹ و همکاران)، عساکره (۱۳۹۱)؛ تقوی و همکاران (۱۳۹۰)؛ عساکره و رزمی

1 Kerfeld

2 Honika

3 kaiser

4 Fasullo

5 Tonkaz

6 Sun Li

7 Livada

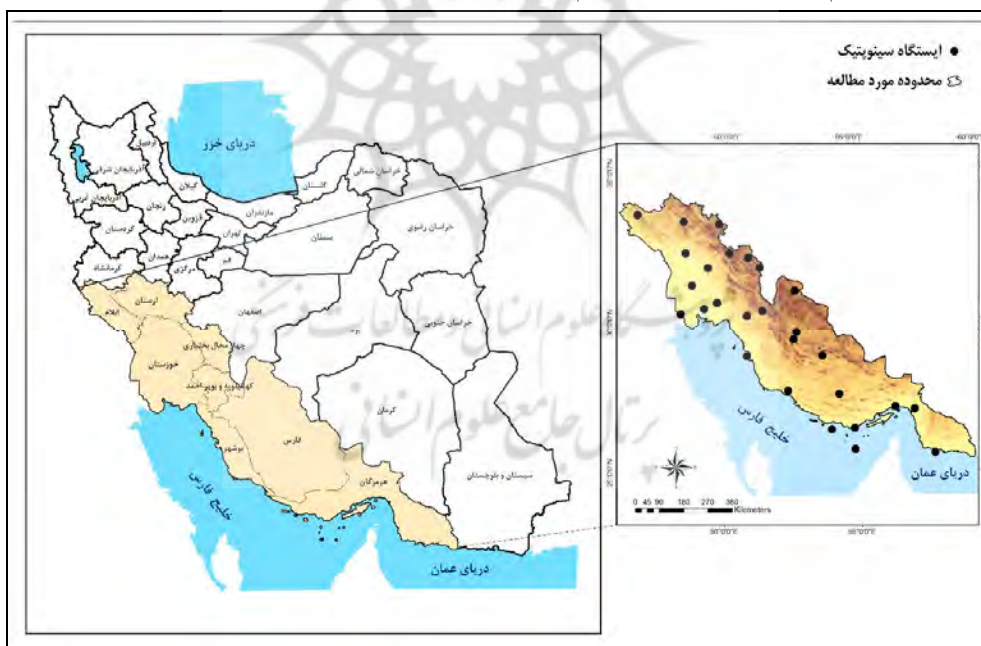
8 Srinivas

9 Telesca

(۱۳۹۱)، هیدرولوژی (برایتی^۱ و همکاران، ۲۰۰۳)، (یان و لی^۲، ۲۰۱۰)، میرزایی و همکاران، ۱۳۸۳) و ژئومورفولوژی (هوروکس^۳، ۲۰۰۵)، (استفان^۴ و همکاران، ۲۰۱۲) به کار گرفته شده است. در تحقیق حاضر تلاش شده است تا ضمن بررسی روند تغییرات فشار بخار در جنوب و جنوب غرب ایران با استفاده از آزمون من-کندال، نوسانات و چرخه‌های نهان حاکم به کمک تکنیک تحلیل طیفی نیز آشکار گردد.

۲. منطقه مورد مطالعه

در پژوهش حاضر از داده‌های فشار بخار آب سالانه ۲۸ ایستگاه سینوپتیک موجود در جنوب و جنوب غرب ایران که دارای آمار بیش از ۲۰ سال از بدو تأسیس تا سال ۲۰۱۰ بوده و از پراکنش مناسب برخوردار بودند استفاده گردید. لازم به ذکر است که برای آزمون من-کندال از یک دوره آماری مشترک ۴۴ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۷) و برای تحلیل طیف از تاریخ بدو تأسیس ایستگاه‌ها استفاده گردید. انجام آزمون من-کندال و همچنین تکنیک تحلیل طیف، از طریق برنامه‌نویسی در نرم‌افزار MATLAB صورت پذیرفت. موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه در شکل ۱ و همچنین مشخصات آن‌ها در جدول ۱ نشان داده شده است. جهت انجام میان‌یابی و ترسیم نقشه‌های مربوطه از نرم‌افزار ArcGIS 10.2 استفاده گردید.



شکل ۱ پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه در جنوب و جنوب غرب ایران

- 1 Brigitte
- 2 Yan and Lee
- 3 Horrocks
- 4 Stephens

جدول ۱ مشخصات ایستگاه‌های سینوپتیک مورد مطالعه در جنوب و جنوب غرب ایران

نام ایستگاه	طول	عرض	ارتفاع (متر)	دوره آماری	نام ایستگاه	طول	عرض	ارتفاع (متر)	دوره آماری
آبادان	۴۸,۱۵	۳۰,۲۲	۶,۶۰	۱۹۵۱-۲۰۱۰	ایلام	۴۶,۲۶	۳۳,۳۸	۱۳۳۷	۱۹۸۶-۲۰۱۰
آباده	۵۲,۴	۳۱,۱۱	۲۰۳۰	۱۹۷۷-۲۰۱۰	جاسک	۵۷,۴۶	۲۵,۳۸	۵,۲	۱۹۸۵-۲۰۱۰
ابوموسی	۵۴,۵	۲۵,۵۰	۶,۶۰	۱۹۸۴-۲۰۱۰	کنگان-جم	۵۲,۲۲	۲۷,۴۹	۶۵۵	۱۹۹۰-۲۰۱۰
آغاجاری	۴۹,۴	۳۰,۴۶	۲۷	۱۹۸۵-۲۰۱۰	خرم‌آباد	۴۸,۱۷	۳۳,۲۶	۱۱۴۷	۱۹۵۵-۲۰۱۰
اهواز	۴۸,۴	۳۱,۲	۲۲,۵	۱۹۵۷-۲۰۱۰	کیش	۵۳,۵۹	۲۶,۳	۳۰	۱۹۷۷-۲۰۱۰
الیگودرز	۴۹,۴۲	۳۳,۲۴	۲۰۲۲	۱۹۵۱-۲۰۱۰	کوه‌رنگ	۵۰,۰۷	۳۲,۲۶	۲۲۸۵	۱۹۸۷-۲۰۱۰
بندرعباس	۵۶,۲۲	۲۷,۱۳	۹,۸	۱۹۶۱-۲۰۱۰	لار	۵۴,۱۷	۲۷,۴۱	۷۹۲	۱۹۹۱-۲۰۱۰
بندرلنگه	۵۴,۵	۲۶,۳۲	۲۲,۷	۱۹۶۶-۲۰۱۰	مسجدسلیمان	۴۹,۱۷	۳۱,۵۶	۳۲۰,۵	۱۹۸۵-۲۰۱۰
بندر ماهشهر	۴۹,۰۹	۳۰,۳۳	۶,۲	۱۹۸۸-۲۰۱۰	میناب	۵۷,۰۵	۲۷,۰۶	۲۹,۶	۱۹۸۵-۲۰۱۰
بروجن	۵۱,۱۸	۳۱,۵۷	۲۱۹۷	۱۹۸۱-۲۰۱۰	امیدیه	۴۹,۳۹	۳۰,۴۶	۳۴,۹	۱۹۸۳-۲۰۱۰
بوشهر	۵۰,۴۹	۲۸,۵۸	۹	۱۹۵۱-۲۰۱۰	شهرکرد	۵۰,۵۱	۳۱,۱۷	۲۰۴۸,۹	۱۹۶۲-۲۰۱۰
دزفول	۴۸,۳۳	۳۲,۲۴	۱۴۳	۱۹۶۱-۲۰۱۰	شیراز	۵۲,۳۶	۲۹,۳۲	۱۴۸۴	۱۹۵۱-۲۰۱۰
دوگنبدان	۵۰,۴۹	۳۰,۲	۷۲۶	۱۹۸۵-۲۰۱۰	زرقان	۵۲,۴۳	۲۹,۴۷	۱۵۹۶	۱۹۹۱-۲۰۱۰
فسا	۵۳,۴۱	۲۸,۵۸	۱۲۸۸	۱۹۶۷-۲۰۱۰	یاسوج	۵۱,۳۳	۳۰,۴۱	۱۸۱۶	۱۹۸۹-۲۰۱۰

۳. روش تحقیق

۱.۳. آزمون من-کندال

آزمون من-کندال ابتدا توسط من^۱ (۱۹۴۵) ارائه و سپس توسط کندال^۲ (۱۹۷۵) بسط و توسعه یافت و به‌عنوان یکی از رایج‌ترین تکنیک‌های ناپارمتری تبیین روند در سری داده‌های هیدرولوژیکی و آب و هواشناسی در نظر گرفته می‌شود. از نقاط قوت این آزمون، تأثیرپذیری اندک از مقادیر حدی و مناسب بودن برای سری داده‌هایی است که از توزیع آماری خاصی پیروی نمی‌کنند. در این روش ابتدا داده‌ها بر حسب زمان وقوعشان مرتب شده و رتبه‌بندی می‌گردند. سپس به محاسبه اختلاف بین تک‌تک مشاهدات و اعمال تابع علامت^۳ و استخراج پارامتر S که در ادامه می‌آید پرداخته می‌شود:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k)$$

در این رابطه n تعداد مشاهدات، x_j و x_k به ترتیب داده‌های j ام و k ام سری مشاهدات است. تابع

علامت طبق رابطه زیر تعریف می‌شود:

- 1 Mann
- 2 Kendall
- 3 Sign Function

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_{j-1}) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_{j-1}) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_{j-1}) < 0 \end{cases}$$

در مرحله بعد واریانس آزمون مورد محاسبه قرار می‌گیرد. اگر $N > 10$ باشد، واریانس آزمون طبق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{Var} = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}$$

اما اگر $N > 10$ باشد، واریانس طبق رابطه زیر محاسبه خواهد شد:

$$\text{Var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{t=1}^n t(t-1)(2t+5)}{18}$$

در دو فرمول فوق n تعداد داده‌های مشاهداتی و m تعداد سری‌هایی است که در آن‌ها حداقل یک داده تکراری وجود دارد و t فراوانی داده‌های با ارزش یکسان است. با توجه به مقیاس s آماره Z به شرح زیر استخراج خواهد شد:

$$s > 0 \rightarrow Z = \frac{(s-1)}{\sqrt{\text{Var}}} \quad s = 0 \rightarrow Z = 0 \quad s < 0 \rightarrow Z = \frac{(s+1)}{\sqrt{\text{Var}}}$$

در روش من‌کنندال دو فرض صفر (H_0) و یک (H_1) مورد آزمون قرار می‌گیرد. به طوری که تأیید فرض صفر عدم وجود روند در داده‌ها و تأیید فرض یک حاکی از وجود روند معنی‌دار در سری داده‌هاست؛ بنابراین فرض صفر در صورتی پذیرفته می‌شود که رابطه زیر برقرار باشد:

$$|Z| \leq Z_{\frac{\alpha}{2}}$$

در این رابطه α سطح معنی‌داری است که برای آزمون در نظر گرفته می‌شود و Z_{α} آماره توزیع نرمال استاندارد در سطح معنی‌دار α است که با توجه به دو دامنه بودن آزمون، از $\frac{\alpha}{2}$ استفاده شده است. در این پژوهش آزمون برای سطح ۹۵٪ بکار گرفته شده است. در صورت مثبت بودن آماره Z ، روند صعودی و در صورت منفی بودن، روند نزولی در سری داده‌ها حاکم است. برای بررسی تغییرات در ایستگاه‌های مورد مطالعه، از رگرسیون خطی $y=a+bx$ استفاده گردید. برازش با معادله درجه بین تغییرات فشار بخار آب (y) در برابر سال‌های آماری (x) و همچنین مقدار همبستگی بین داده‌ها با استفاده از ضریب تبیین انجام پذیرفت. در این رابطه، b یا شیب خط برازش، تعیین کننده تغییرات صعودی (با علامت مثبت) و یا تغییرات نزولی (با علامت منفی) خواهد بود. همچنین مقدار شیب بیانگر شدت تغییرات نیز است.

۲.۳. تحلیل طیف

در تکنیک تحلیل طیف ابتدا سری‌های زمانی به توابع فرکانسی (به صورت تابعی دوره‌ای^۱ با دامنه^۲ و فراوانی^۳) تبدیل می‌شوند. در این تابع، فراوانی گویای مقیاس زمانی (چرخه در واحد زمان) و دامنه، بیانگر

- 1 Periodic
- 2 Amplitude
- 3 Frequency

میزان واریانس در آن مقیاس زمانی است؛ بنابراین در تحلیل طیف ابتدا تمامی موج‌ها استخراج شده، سپس سهم هرکدام از موج‌ها در تبیین واریانس کل مشخص گردیده و در نهایت وضعیت معنی‌داری هرکدام از موج‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد. مراحل انجام یک تحلیل طیف و استخراج چرخه‌ها به شرح زیر است:

برای محاسبه تکنیک تحلیل طیف ابتدا سری زمانی به تابع فرکانسی تبدیل شده و سپس به محاسبه هارمونیک‌ها (همسازها) پرداخته می‌شود. برای این منظور محاسبه دو پارامتر زیر الزامی است (چتفیلد^۱، ۱۳۸۱):

$$a_i = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n X_t \cos\left(\frac{2\pi q}{n} t\right) \quad q = 1, 2, \dots, \frac{n}{2}$$

$$b_i = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n X_t \sin\left(\frac{2\pi q}{n} t\right) \quad t = 1, 2, \dots, n$$

در این رابطه، q تعداد همسازهاست. تعداد همسازها برای سری‌های زوج و فرد متغیر است. به طوری که برای سری‌های زوج به تعداد $(q = \frac{n}{2})$ و برای سری‌های زمانی فرد $(q = \frac{(n-1)}{2})$ همساز خواهیم داشت. واریانس هرکدام از موج‌ها با استفاده رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$I(f_i) = \frac{n}{2} (a_i^2 + b_i^2) \quad i=1, 2, \dots, q$$

آزمون معنی‌داری طیف بر اساس آزمون X^2 و با درجه آزادی بر اساس رابطه زیر صورت می‌گیرد.

$$df = \frac{2n - q}{q}$$

بررسی فرض صفر برای آزمون طیف مهم است. فرض صفر در تحلیل طیف، عدم تفاوت طیف با صفر در یک فرکانس معین است. برای رسیدن به این مهم محاسبه خودهمبستگی مرتبه اول برای سری زمانی داده‌ها (Γ_1) پیشنهاد شده است (میشل^۲ و همکاران، ۱۹۶۶:۳۸). اگر خودهمبستگی مرتبه از لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری با صفر نداشته باشد، می‌بایست سری بدون روند در نظر گرفته شود. در این حالت فرضیه صفر مناسب (نوفه سفید^۳) است (عساکره، ۱۳۸۸:۴۲)؛ اما با توجه به اینکه غالباً Γ_1 در سری زمانی داده‌های اقلیمی به طور معنی‌داری مخالف صفر بوده و به عبارتی دیگر فرض صفر یک نوفه قرمز^۴ به حساب می‌آید لذا Γ_1 می‌بایست بسته به ضریب همبستگی و بر اساس شماره همساز i ($i \leq 0 \leq q$) با تقریب زیر بررسی شود (میشل^۵ و همکاران، ۱۹۶۶:۳۸).

-
- 1 Chatfield
 - 2 Mitchel
 - 3 White Noise
 - 4 Red Noise
 - 5 Mitchel

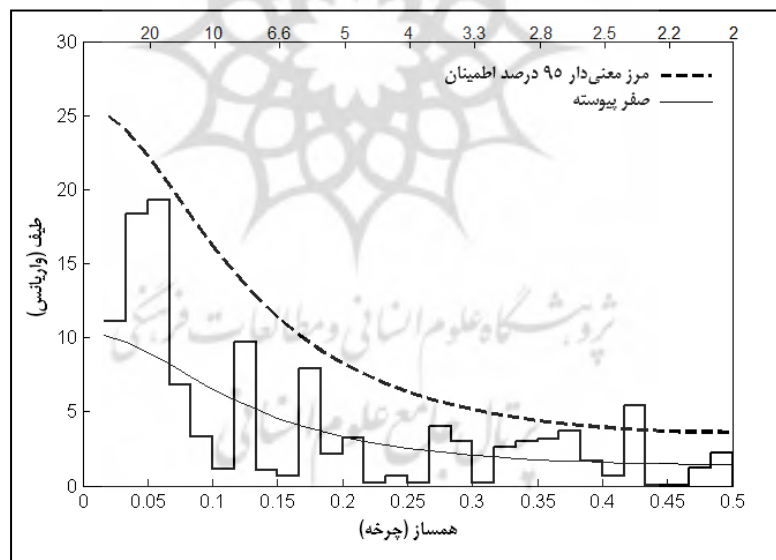
$$\lambda_k = \bar{S} \left[\frac{1 - r^2}{1 + r_1^2 - \frac{2r_1 \cos \pi k}{q}} \right]$$

در رابطه فوق، \bar{S} میانگین تمامی برآورد طیف‌ها به شرط معنی‌داری I_1 است. برای آزمون معنی‌داری طیف ابتدا یک فاصله اطمینان (عموماً ۹۵ درصد) در نظر گرفته و طبق رابطه زیر معنی‌داری طیف آزمون می‌شود (اسچیکداز، ۱۹۷۷: ۳۶۰):

$$\lambda_k \frac{X_v^2(0.95)}{v} \leq \hat{f}(f) \leq \lambda_k \frac{X_v^2(0.05)}{v}$$

بنابراین هرکدام از طیف‌ها (فرکانس‌ها)ی سری زمانی که خارج از فاصله اطمینان باشد می‌توان گفت که طیف در سطح اعتماد موردنظر و در فرکانس مربوط معنی‌دار است.

یکی از روش‌های نمایش تغییرات طیف، فراوانی رخداد چرخه‌ها و وضعیت معنی‌داری سری زمانی، استفاده از نمودار دوره نگار^۲ است. به منظور درک بهتر این نمودار، در شکل (۲) طیف و فاصله اطمینان برای یک سری زمانی ارائه شده است. در این نمودار محور عمودی برآورد طیف (واریانس)، محور افقی پایین بسامد (فراوانی) و محور افقی بالا، دوره زمانی و گویای دوره بازگشت چرخه‌هاست. به طوری که خط شکسته، طیف (میزان واریانس) را به ازای بسامد (زمان‌های مختلف نشان می‌دهد.



شکل ۲ طیف و فاصله اطمینان برای یک سری زمانی

در نمودار دوره‌نگار اولین خط شکسته مستطیلی شکل از سمت چپ به عنوان هم‌ساز اول (یک چرخه در طول دوره آماری)، خط شکسته دوم به عنوان هم‌ساز دوم یا هارمونیک دوم (دو چرخه در طول دوره آماری) و

1 Schickedanz
2 Periodogram

الی آخر است. خطچین مرز معنی داری چرخه‌ها را در سطح ۹۵ درصد اطمینان نشان می‌دهد. چرخه‌هایی که طیف (واریانس) آن‌ها خارج از محدوده معنی داری باشد آن چرخه (همساز) به‌عنوان چرخه معنی دار تلقی می‌شود. چرخه معنی دار در واقع همان رخداد عنصر اقلیمی همسان است که در طول سال‌ها تکرار می‌شود و می‌تواند طیف وسیعی از فراوانی‌ها (احتمالات) را داشته باشد. هر چرخه‌ای که دامنه بیشتری داشته باشد در واقع واریانس بیشتری از طیف‌ها را به خود اختصاص داده است. دوره بازگشت وقوع هر یک از چرخه‌ها در محور افقی بالا نشان داده می‌شود.

شکل به‌دست‌آمده از یک طیف، اطلاعات بسیار خوبی در ارتباط با فرکانس‌ها به دست می‌دهد. اگر سری زمانی تصادفی باشد، شکل طیف یک خط افقی خواهد بود؛ یعنی تمامی برآوردهای طیف به یک مقدار ختم شده و فرکانس تمامی مقادیر یکسان است. وجود یک قله در طیف، سهم واریانس را از مؤلفه‌های فرکانس مزبور نشان می‌دهد. بدین ترتیب دامنه هر چرخه به‌وسیله برجستگی آن نمایان می‌شود. برای موج‌های سینوسی در سری زمانی، طیف مربوطه حاوی یک اوج تیز در یک طول موج متناسب با طول موج سینوسی خواهد بود. اگر یک دوره منظم اما غیرسینوسی در سری زمانی باشد، طیف نه‌تنها یک اوج در طول موج پایه‌اش خواهد داشت بلکه اوج‌های دیگری در یک یا چند همساز بالاتر طول موج‌های پایه‌ای نشان خواهد داد. اگر نیم‌چرخه یا ریتم نامنظم در سری زمانی باشد، طیف به شکل کوهانی نسبتاً گسترده نمایش داده می‌شود. درنهایت اگر سری زمانی نا ایستا باشد، یعنی هر سری زمانی بلافاصله از مقدار قبلی خود متأثر شود، طیف در تمامی طول‌موج‌ها کشیده می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر، میزان طیف از طول موج‌های بزرگ‌تر تا کوچک‌تر کشیده و به‌صورت توانی کاسته می‌شود (عساکره، ۱۳۸۸: ۴۴).

۴. بحث و نتایج

۱.۴. تحلیل روند

نتایج به‌دست‌آمده از آزمون من-کندال بر روی داده‌های فشار بخار آب سالانه ۱۲ ایستگاه سینوپتیک واقع در جنوب و جنوب‌غرب ایران در قالب دو جدول آماره کندال (Z) (جدول ۲) و معنی‌داری روند (جدول ۳) مشخص شده است. جداول حاکی از وجود روند معنی‌دار در اکثر ایستگاه‌ها است. به‌طوری‌که در ایستگاه‌های اهواز، بندرعباس، شهرکرد، بروجن، آباد و خرم‌آباد روند معنی‌دار نزولی و ایستگاه‌های بندرلنگه، بوشهر و دزفول روند معنی‌دار صعودی حاکم بوده است. از طرف دیگر ایستگاه‌های آبادان، فسا و شیراز فاقد هرگونه روند معنی‌دار بوده است. با توجه به جدول ۳ مشخص گردید که فراوانی شیب‌های منفی و روندهای منفی نزولی به‌مراتب بیشتر از شیب‌های مثبت و روندهای معنی‌دار صعودی است. شکل ۳ توزیع فضایی روند فشار بخار آب را در جنوب و جنوب‌غرب ایران نشان می‌دهد. با توجه به این شکل مشخص می‌شود

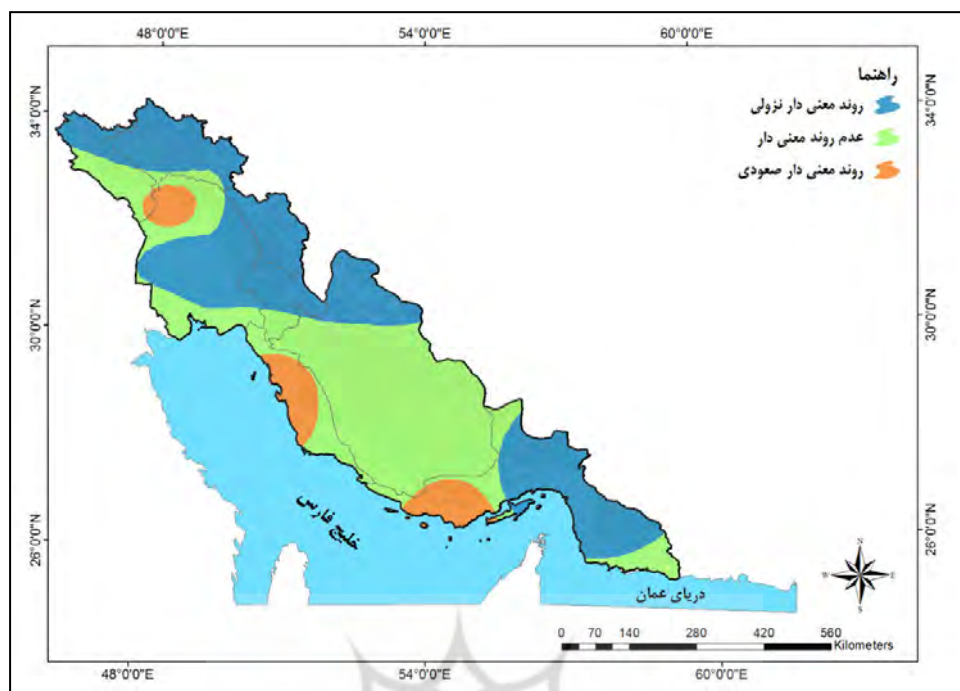
که سواحل جنوبی همواره دارای روند صعودی معنی دار و یا فاقد هرگونه روند معنی دار بوده است؛ به عبارت دیگر فشار بخار آب در سواحل جنوبی به جز بخش هایی از استان بوشهر و هرمزگان، دارای روند کاهشی و یا فاقد هرگونه روند معنی داری بوده است. وضعیت روند نزولی معنی دار فشار بخار آب بیشتر در ارتفاعات زاگرس مشاهده می شود. در حالت کلی روند فشار بخار آب با افزایش ارتفاع و از غرب به شرق رابطه معکوس دارد. بدین صورت که از شرق به غرب و با افزایش ارتفاع و نزدیک شدن به بلندی های زاگرس، روند فشار بخار آب کاهش یافته است. این وضعیت درست بر ارتفاعات زاگرس منطبق بوده که می توان آن را ناشی از اثر تخلیه ای رطوبت توده هوا توسط ارتفاعات دانست که باعث شده است مقادیر فشار بخار آب قبل از رسیدن به ارتفاعات بلند کاهش پیدا کنند. همان طور که از شکل ۳ نتیجه می شود روند معنی دار افزایش فشار بخار آب اکثراً در خط ساحلی دیده می شود. وجود روند افزایشی فشار بخار آب در این مناطق را می توان به تغذیه منظم رطوبتی ایستگاه ها توسط منابع عمده رطوبتی خلیج فارس و دریای عمان دانست. در مجموع ۴۳,۵ درصد مساحت منطقه همراه با روندی کاهشی، ۴۷,۷ درصد روند افزایشی و ۸,۸ درصد فاقد هرگونه روند معنی دار در مقادیر فشار بخار آب بوده است.

جدول ۲ مقادیر آماره کندال (Z) و شیب تغییرات (b) داده های فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران طی دوره آماری ۴۴ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۷)

ایستگاه	نمره Z	ایستگاه	نمره Z	ایستگاه	نمره Z	ایستگاه	نمره Z
آبادان	-۱,۲۶	بندرلنگه	۳,۱۲۵	فسا	-۰,۳۵۵	شهرکرد	-۴,۴۱۷
اهواز	-۴,۱۳۴	بوشهر	۳,۶۲۲	خرم آباد	-۵,۳۵۷	آباده	-۲,۴۰۱
بندرعباس	-۴,۲۸۴	دزفول	۴,۵۲۵	شیراز	۰,۳۱۳	بروجن	-۳,۱۹

جدول ۳ روند معنی داری داده های فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران طی دوره آماری ۴۴ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۷)

ایستگاه	b	S	ایستگاه	b	S	ایستگاه	b	S	ایستگاه	b	S
آبادان	-۰,۰۱۶	0	بندرلنگه	۰,۰۳۵	1	فسا	-۰,۰۱۵	0	شهرکرد	-۰,۰۴۲	-1
اهواز	-۰,۰۲۷	-1	بوشهر	۰,۰۴۳	1	خرم آباد	-۰,۰۳۱	-1	آباده	-۰,۰۲۷	-1
بندرعباس	-۰,۰۳۴	-1	دزفول	۰,۰۰۵	1	شیراز	۰,۰۰۴	0	بروجن	-۰,۰۲۸	-1
S: معنی داری تغییرات b: شیب تغییرات											
1: معنی دار بودن روند داده ها بر اساس آزمون من-کندال و روند صعودی											
-1: معنی دار بودن روند داده ها بر اساس آزمون من-کندال و روند نزولی											
0: عدم معنی دار بودن روند داده ها											

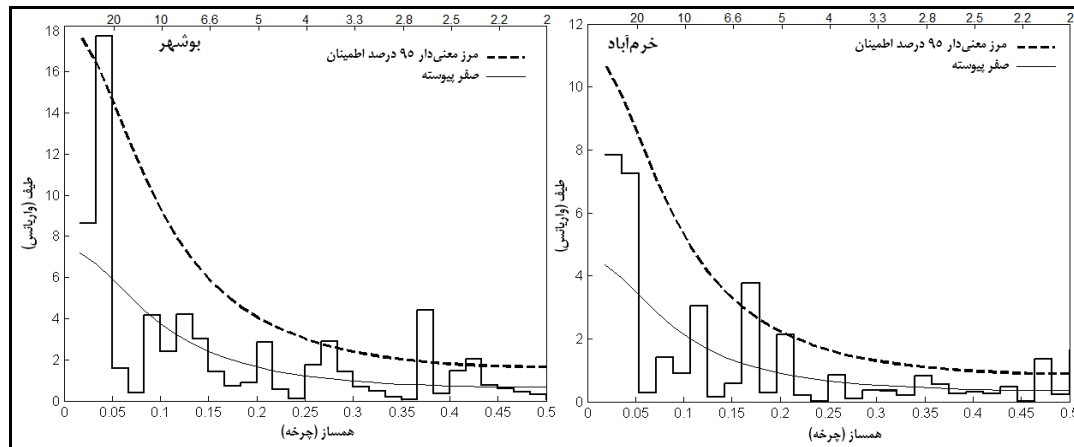


شکل ۳ توزیع فضایی روند فشار بخار آب را در جنوب و جنوب غرب ایران طی دوره آماری ۴۴ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۷)

۲.۴. تحلیل نوسانات

با اعمال تکنیک تحلیل طیف بر روی داده‌های فشار بخار آب ۲۸ ایستگاه سینوپتیک واقع در جنوب و جنوب غرب ایران، معنی‌داری هرکدام از چرخه (همساز)ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد از طریق ترسیم نمودار دوره‌نگار برای تک تک ایستگاه‌ها مورد آزمون قرار گرفت. با توجه به تعدد دوره‌نگارهای ترسیم شده، در این بخش فقط دو نمونه از دوره‌نگارهای مربوط به دو ایستگاه بوشهر و خرم‌آباد نمایش داده شده است (شکل ۳). نتایج بررسی تکنیک تحلیل طیف، حاکی از وجود چرخه‌های متعدد با دوره بازگشت‌های مختلف در اکثر ایستگاه‌ها بوده است. وجود چرخه معنی‌دار در این ایستگاه‌ها نشان‌دهنده رخداد الگویی خاص بوده است که باعث شده فشار بخار آب‌های همسان در قالب چرخه‌هایی نمود پیدا کنند. در برخی از ایستگاه‌ها نظیر ابوموسی و زرقان الگوی چرخه‌ای خاصی مشاهده نشده است؛ که نشان‌دهنده عدم معنی‌داری و تصادفی بودن چرخه‌های فشار بخار آب در این ایستگاه‌ها بوده است. در نمودار دوره‌نگار برخی دیگر از ایستگاه‌ها نظیر ایستگاه دزفول، جاسک، کیش فقط همساز اول معنی‌دار است. اگر در نمودار دوره‌نگار همساز اول معنی‌دار باشد دوره بازگشتی برابر با طول دوره آماری خواهد داشت. معنی‌داری همساز اول حاکی از وجود روند در داده‌هاست. در نتیجه در این ایستگاه الگوی چرخه‌ای خاصی مشاهده نشده و چرخه‌های فشار بخار آب در اینجا معنی‌دار نبوده و تصادفی می‌باشند. به‌منظور درک بهتر نمودارهای دوره‌نگار و تحلیل بهتر آنها،

مشخصات آماری چرخه‌های فشار بخار آب سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه در جدول ۲ نشان داده شده است.



شکل ۳ نمودارهای دوره‌نگار، طیف و مرز معنی‌داری سری زمانی فشار بخار آب ایستگاه‌های بوشهر و خرم‌آباد

با بررسی دوره‌نگارهای ترسیم شده و همچنین جدول ۲ مشخص می‌شود که ایستگاه بوشهر نسبت به دیگر ایستگاه‌ها از افت و خیز بیشتری در طیف‌ها برخوردار بوده است. در این بین ۴ همساز ۲، ۱۶، ۲۲ و ۲۵ (به ترتیب بسامد ۱۷،۵، ۲،۹، ۴،۴ و ۲،۰۲) با چرخه سینوسی ۳۰، ۴، ۳ و ۲،۵ ساله معنی‌دار است؛ بنابراین می‌توان گفت که الگویی خاص باعث شده است که فشار بخار آب‌های همسان در قالب چرخه‌هایی نمود پیدا کنند. از طرف دیگر فشار بخار آب دو ایستگاه ابوموسی و زرقان فاقد هرگونه چرخه غالب و معنی‌دار است؛ به عبارت دیگر در سری زمانی فشار بخار آب این دو ایستگاه، واریانس طیف‌ها در بین تمام هم‌سازها به نسبت تقریباً برابر توزیع شده است و در سطح اطمینان ۹۵ درصد، چرخه معنی‌داری مشاهده نمی‌شود؛ بنابراین از نظر وقوع فشار بخار آب‌های همسان، در این دو ایستگاه الگوی خاصی حاکم نبوده و یک رفتار تصادفی دیده می‌شود. در برخی ایستگاه‌ها نظیر دزفول، جاسک، کیش و مسجدسلیمان، چرخه‌های غیر سینوسی با دوره بازگشتی برابر با طول دوره آماری مشاهده می‌شود که حاکی از وجود روند در داده‌ها است. در اکثر ایستگاه‌های مورد مطالعه، فقط یک چرخه معنی‌دار دیده می‌شود. در برخی از ایستگاه‌ها نظیر مسجدسلیمان، بندر ماهشهر، بروجن، دزفول، کیش، بوشهر و جاسک چرخه‌های معنی‌دار دارای دامنه بلندتری بوده و سهم بیشتری از واریانس کل طیف‌ها را به خود اختصاص داده‌اند؛ اما در برخی دیگر از ایستگاه‌ها نظیر ابوموسی، آغاچاری، بندرلنگه، بندرعباس، شهرکرد فراوانی چرخه‌هایی با مقادیر واریانس بالا که به سطح معنی‌داری ۹۵ درصد نرسیده و در ابتدای دوره واقع شده‌اند بیشتر است.

با بررسی نتایج به دست آمده از دوره‌نگارهای ترسیم شده و همچنین جدول مشخصات آماری این چرخه‌ها (جدول ۲)، تغییرپذیری درون سالانه با دوره بازگشت‌های متفاوت دیده می‌شود. با توجه به این جدول چرخه‌های ۲-۳ ساله بیشترین حاکمیت را در فشار بخار آب جنوب و جنوب غرب ایران دارا می‌باشند. بیشتر دانشمندان این چرخه‌ها را به آل نینو - نوسانات جنوبی (ENSO)^۱ و تغییرات دوسالانه (QBO) الگوی بزرگ مقیاس گردش عمومی جو و جریانات مداری نسبت داده‌اند. به عنوان مثال، کین و تگزیرا^۲ (۱۹۹۱) چرخه‌های ۲-۳ ساله در بارش ماساچوست، هارتمن^۳ و همکاران (۲۰۰۸) چرخه‌های ۲-۳ ساله در بارش چین، سلوام و جوشی^۴ (۱۹۹۵) تغییرات ۲-۳ ساله در دمای سطح زمین، لامب^۵ چرخه ۲٫۱ ساله در پارامترهای اقلیمی و عساکره و رزمی (۱۳۹۱) چرخه‌های ۲-۳ ساله بارش شمال غرب ایران را به تغییرات دوسالانه (QBO) نسبت داده‌اند. شکل ۴ توزیع فضایی این چرخه را در جنوب و جنوب غرب ایران به خوبی نشان می‌دهد. همان‌طور که در این شکل دیده می‌شود، جلگه خوزستان به عنوان منطقه‌ای است که به طور کامل تحت استیلای این چرخه قرار گرفته است. توزیع این چرخه در دیگر نواحی به صورت کامل مشاهده نمی‌شود. به طوری که فقط بخش‌هایی از استان‌ها فارس، بوشهر، هرمزگان و چهارمحال و بختیاری را تحت پوشش خود درآورده است. علاوه بر چرخه ۲-۳ ساله، چرخه ۴ ساله نیز در منطقه قابل مشاهده است. بسیاری از محققان وجود این چرخه را ناشی از پدیده انسو می‌دانند. ازاد^۶ و همکاران (۲۰۰۹) چرخه‌های ۵-۳ ساله را در بارش موسمی هند ناشی از پدیده انسو دانسته‌اند. کالایچی^۷ و همکاران (۲۰۰۴) چرخه‌های ۶-۲ ساله را در بارش ترکیه را به رخداد ال-نینو مربوط دانستند. همچنین عساکره و رزمی (۱۳۹۱) نشان دادند که چرخه‌های ۳-۵ ساله نقش مهمی در بارش شمال غرب ایران ایفا می‌کنند. ایشان نیز این چرخه‌ها را به انسو نسبت داده‌اند. با توجه به شکل (۵) این چرخه در دامنه‌های جنوبی بخش‌هایی از زاگرس قابل ردیابی هستند. در برخی ایستگاه‌ها نظیر بروجن، دوگنبدان، کنگان-جم و میناب چرخه‌های ۱۵-۷ ساله مشاهده می‌شود (جدول ۲ و شکل ۶). اکثر محققان از جمله جهانبخش و عدالت دوست (۱۳۸۷)، وقوع چرخه‌هایی با این دوره بازگشت را به فعالیت لکه‌های خورشیدی نسبت داده‌اند. همچنین چرخه‌های غیر سینوسی که دوره بازگشتی برابر با طول دوره آماری دارند در برخی ایستگاه‌ها از قبیل دزفول، جاسک، کیش و مسجدسلیمان

1 EL Nino Southern Oscillation (ENSO)

2 Kane and Teixeira

3 Hartman

4 Selvam and Joshi

5 Lamb

6 Azad

7 Kalaycı

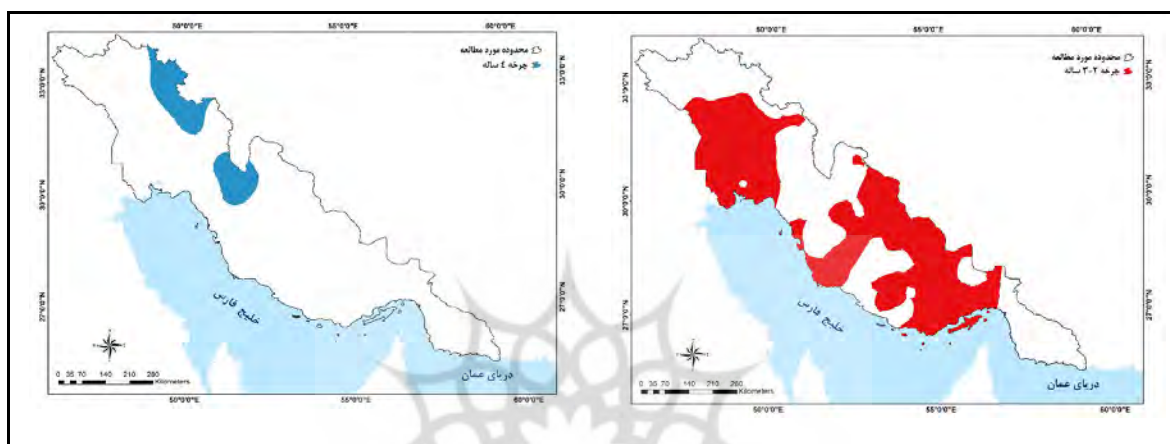
مشاهده می‌شوند. این چرخه‌ها به وجود روند در داده‌ها نسبت داده می‌شوند. چرخه‌های درون دهه‌ای مانند چرخه‌های ۲۰ و ۳۰ ساله نیز به ترتیب در ایستگاه‌های بوشهر و شیراز دیده می‌شوند.

فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران عموماً یا تحت تأثیر الگوهای پیوند از دور و یا تحت تأثیر عوامل محلی قرار دارد. گواه این ادعا می‌توان در شکل (۷) مشاهده کرد. با توجه به این شکل مشخص می‌شود که در غرب و جنوب غرب منطقه مورد مطالعه تعدد چرخه‌ها دیده می‌شود اما در بخش‌های جنوبی و حواشی خلیج فارس و دریای عمان، چرخه‌ها به صورت تکی بروز نموده‌اند؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در بخش غرب و جنوب غرب منطقه، الگوی مشخص و خاصی بر روی رخداد مقادیر فشار بخار آب حاکم نبوده و فشار بخار آب‌های مشابه از تنوع زیاد و از نظر تکرار برخوردار می‌باشند. به عبارات دیگر می‌توان به این نتیجه رسید که رخداد مقادیر فشار بخار آب در این مناطق در اثر تأثیر عوامل مختلفی نظیر سیستم‌های کلان مقیاس جوی، عوامل محلی و همسایگان بوده است.

جدول ۲ مشخصات آماری چرخه‌های فشار بخار آب سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه در جنوب و جنوب غرب ایران

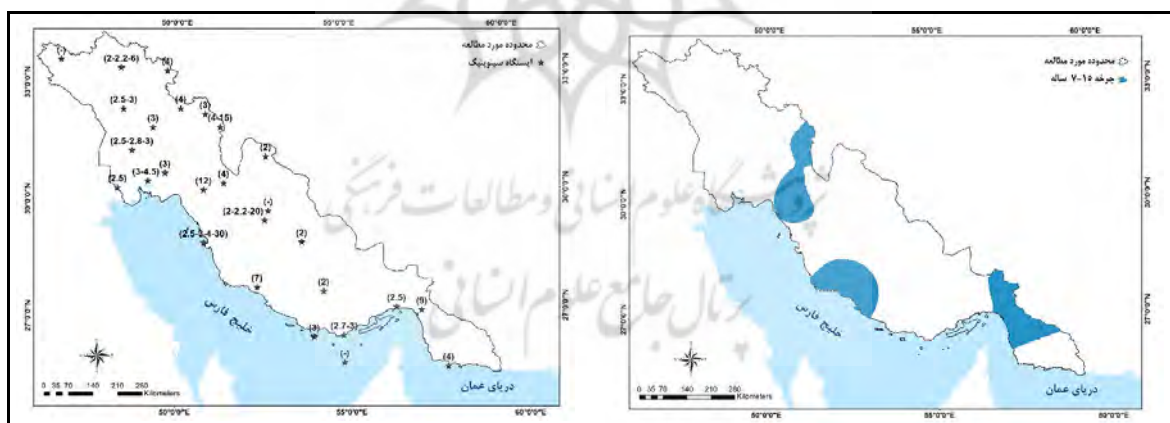
ایستگاه	(هارمونیک)های معنی‌دار	احتمال	دوره بازگشت	واریانس هم سنز	درصد واریانس	ایستگاه	(هارمونیک)های معنی‌دار	احتمال	دوره بازگشت	واریانس هم سنز	درصد واریانس
آبادان	۲۵	۰,۴۱	۲,۴	۵,۴۱	۱۵,۰۹	دزفول	۲۱	۰,۴۲	۲,۴	۸,۴۳۵	۶,۱
آباده	۱۵	۰,۴۴۱	۲,۳	۰,۵۱۰	۴,۲۵		۵	۰,۲۵	۴	۴,۱۶۳	۱۶,۱۴
ابوموسی	-	-	-	-	-	یاسوج	۲	۰,۰۸۳	۱۲	۲,۳۵۹	۳۶,۰۱
آغاچاری	۹	۰,۳۴۶	۲,۹	۳,۸۷	۱۷,۲۲	دوگنبدان	۲۱	۰,۴۷۷	۲,۱	۱,۸۶۲	۵,۳۱
اهواز	۱۸	۰,۳۳۳	۳	۸,۹۳	۷,۸۴	فسا	۳	۰,۱۵	۶,۷	۹,۰۴۸	۳۴,۵۴
	۱۹	۰,۳۵۱	۲,۸	۷,۳۶	۶,۴۷	کنگان	۱	۰,۰۳۸	۲۶,۳	۷,۵۸۱	۳۷,۱
الیگودرز	۶	۰,۲۵	۴	۰,۵۵۴	۲۵,۰۱	جاسک	۷	۰,۲۶۹	۳,۷	۴,۲۱۴	۲۰,۶۲
امیدیه	۳	۰,۳۹۲	۲,۶	۱۱,۴۴۱	۴,۴۶	خرم‌آباد	۹	۰,۱۶	۶,۳	۳,۷۵۲	۱۰,۵۶
ایلام	-	-	-	-	-		۲۶	۰,۴۶۴	۲,۲	۱,۳۴۴	۳,۷۸
بندر عباس	۲۱	۰,۴۲	۲,۴	۳,۴۱۴	۵,۹۶		۲۸	۰,۵	۲	۱,۶۵۶	۴,۶۶
بندرلنگه	۱۶	۰,۳۵۵	۲,۸	۲,۸۶۳	۷,۳۳	کیش	۱	۰,۰۲۹	۳۴,۵	۶,۹۸۷	۳۸,۶۴
	۱۷	۰,۳۷۷	۲,۷	۲,۰۷۴	۵,۳۱		۱۲	۰,۳۵۲	۲,۸	۲,۵۵۵	۱۴,۱۳
بندر ماهشهر	۵	۰,۲۱۷	۴,۶	۳,۶۱۹	۲۱,۱	مسجد سلیمان	۱	۰,۰۳۸	۲۶,۳	۱۱,۴۹۹	۴۲,۰۶
بوشهر	۸	۰,۳۴۷	۲,۹	۷,۴۱۳	۴۳,۲۳	لار	۹	۰,۳۴۶	۲,۹	۴,۹۶۶	۱۸,۱۶
	۲	۰,۰۳۳	۳۰	۱۷,۷۵۱	۲۶,۷۱		۱۰	۰,۵	۲	۴,۰۱۹	۱۴,۱۳

۲,۷	۰,۸۱۳	۲,۹	۰,۳۴۶	۱۷	شهرکرد	۴,۳۶	۲,۹۰۱	۳,۸	۰,۲۶۶	۱۶
۳۲,۳۳	۱۵,۸۵۱	۸,۷	۰,۱۱۵	۳	میناب	۶,۶۲	۴,۴۰۱	۲,۷	۰,۳۶۶	۲۲
۲۳,۳۷	۰,۲۸۶	۴	۰,۲۵	۶	کوهرنگ	۳,۰۴	۲,۰۲۴	۲,۴	۰,۴۱۶	۲۵
۲۵,۱۹	۷,۷۵۱	۲۰	۰,۰۵	۳	شیراز	۴۲,۷۴	۲,۲۷۴	۱۵,۲	۰,۰۶۶	۲
۳,۹۷	۱,۲۲۳	۲,۲	۰,۴۵	۲۷		۹,۶۲	۰,۵۱۲	۴,۳	۰,۲۳۳	۷
۳,۴۶	۱,۰۶۶	۲	۰,۰۵	۳۰		-	-	-	-	-
						۳۷,۲۵	۵۱,۴۷۱	۵۰	۰,۰۲	۱



شکل ۵ توزیع فضایی چرخه‌های ۴ ساله سری زمانی فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران

شکل ۴ توزیع فضایی چرخه‌های ۳-۲ ساله سری زمانی فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران



شکل ۷ توزیع فضایی چرخه‌های موجود در سری زمانی فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران

شکل ۶ توزیع فضایی چرخه‌های ۱۵-۷ ساله سری زمانی فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران

۵. نتیجه گیری

شناخت رفتار عناصر اقلیمی از جمله روند و نوسان از جمله اهداف دانش اقلیم‌شناسی در زمینه بررسی تغییرات اقلیمی است. در این پژوهش از آزمون من-کندال به عنوان یکی از رایج‌ترین روش‌های ناپارمتری

تحلیل روند و همچنین تکنیک تحلیل طیف به‌عنوان یکی از معتبرترین روش‌ها جهت آشکارسازی و استخراج چرخه‌های نهان در یک سری زمانی، استفاده گردید. نتایج تحقیق حاکی از وجود روند معنی‌دار در اکثر ایستگاه‌ها بود. به‌طوری‌که روند معنی‌دار نزولی در ایستگاه‌های اهواز، بندرعباس، شهرکرد، بروجن، آباد و خرم‌آباد، روند معنی‌دار صعودی در ایستگاه‌های بندرلنگه، بوشهر، دزفول و عدم روند معنی‌داری در ایستگاه‌های آبادان، فسا و شیراز حاکم بوده است.

با بررسی‌های صورت گرفته مشخص گردید که فشار بخار آب در سواحل جنوبی به‌جز بخش‌هایی از استان بوشهر و هرمزگان روندی کاهشی و یا فاقد هرگونه روند معنی‌داری بوده است. همچنین روند فشار بخار آب با افزایش ارتفاع و از غرب به شرق، رابطه معکوس دارد. بدین ترتیب از شرق به غرب و با افزایش ارتفاع و نزدیک شدن به ارتفاعات زاگرس، روند فشار بخار آب کاهش یافته است.

در ادامه و جهت تحلیل نوسانات، با استفاده از تکنیک تحلیل طیف، چرخه‌های حاکم بر فشار بخار آب سالانه ۲۸ ایستگاه سینوپتیک واقع در جنوب و جنوب‌غرب ایران در سطح ۹۵ درصد اطمینان مورد آزمون قرار گرفت. با اعمال این تکنیک و سپس ترسیم نمودارهای دوره‌نگار، به بررسی دقیق‌تر چرخه‌های حاکم بر فشار بخار آب سالانه پرداخته شد. نتایج حاکی از وجود چرخه‌های معنی‌دار با طول دوره بازگشت‌های متفاوت در این منطقه است. در بین تمامی دوره‌نگارهای ترسیم شده، دوره‌نگار ایستگاه بوشهر از افت‌وخیزهای بیشتری در طیف‌ها برخوردار بود که حاکی از تأثیر الگویی خاص بر فشار بخار آب این منطقه است. در برخی ایستگاه‌ها نظیر دزفول، جاسک، کیش و مسجدسلیمان، چرخه‌های غیر سینوسی با دوره بازگشتی برابر با طول دوره آماری مشاهده می‌شود که حاکی از وجود روند در داده‌ها است. با توجه به این نتایج مشخص گردید که چرخه‌های ۲-۳ ساله بیشترین حاکمیت را در فشار بخار آب جنوب و جنوب‌غرب ایران دارا می‌باشند. بیشتر دانشمندان این چرخه‌ها را به آل‌نینو - نوسانات جنوبی (ENSO) و تغییرات دوسالانه (QBO) الگوی بزرگ‌مقیاس گردش عمومی جو و جریانات مداری نسبت داده‌اند. با ترسیم نقشه مربوطه مشخص شد که جلگه خوزستان بیشترین سهم از استیلای این چرخه را به خود اختصاص داده است. چرخه ۴ ساله دیگر چرخه رخ داده در منطقه مورد مطالعه بود که پژوهشگران رخداد این چرخه را به انسو نسبت داده‌اند. با بررسی‌های صورت گرفته مشخص گردید که این چرخه بیشتر در دامنه‌های جنوبی بخش‌هایی از زاگرس قابل‌رديابی هستند. چرخه حاکم دیگر در منطقه، چرخه ۷-۱۵ ساله است که محققان دلیل آن را فعالیت لکه‌های خورشیدی دانسته‌اند. با بررسی نهایی مشخص گردید که در بخش غرب و جنوب‌غرب منطقه مورد مطالعه تعدد چرخه‌ها حاکم است. از طرف دیگر بخش‌های جنوبی و حواشی خلیج فارس و دریای عمان، چرخه‌ها به‌صورت تکی بروز نموده‌اند.

کتابنامه

- تقوی، فرحناز؛ ناصری، محسن؛ بیات، بردیا؛ متولیان، سید ساجد؛ آزادی فرد، داوود؛ ۱۳۹۰. تعیین الگوهای رفتار اقلیم در مناطق مختلف ایران بر اساس تحلیل طیفی و خوشه‌بندی مقادیر حدی بارش و دما. پژوهش‌های جغرافیای طبیعی. شماره ۷۷. صص ۱۰۹-۱۲۴.
- چتفیلد، سی؛ ۱۳۸۱. مقدمه‌ای بر تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی. ترجمه حسنعلی نیرومند و ابوالقاسم بزرگ‌نیا. انتشارات فردوسی مشهد.
- عساکره، حسین؛ ۱۳۸۸. تحلیل طیفی سری‌های زمانی دمای سالانه تبریز. تحقیقات جغرافیایی. شماره ۹۴. صص ۵۵-۳۳.
- عساکره، حسین؛ ۱۳۹۱. تحلیل تغییرات مؤلفه‌های مبنای نمایه‌های فرین بارش شهر زنجان. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. سال ۲۷. شماره ۱۰۵. صص ۱۸۰۵۹-۱۸۰۴۱.
- عساکره، حسین؛ رزمی، رباب؛ ۱۳۹۱. تحلیل تغییرات بارش سالانه شمال غرب ایران. جغرافیا و برنامه‌ریزی. شماره ۳. صص ۱۴۷-۱۶۲.
- میرزایی، سید یحیی؛ چیت‌سازان، منوچهر؛ چینی‌پرداز، رحیم؛ ۱۳۸۳. استفاده از تحلیل سری زمانی در تعیین زمان تأخیر رواناب در حوضه جهان‌بین. آب و فاضلاب. شماره ۵۱. صص ۵۳-۵۹.
- Abraham, J. P., J. M. Gorman, F. Reseghetti, K. E. Trenberth, and W. J. Minkowycz., 2011. A new method of calculating ocean temperatures using expendable bathythermographs. *Energy and Environment Research* 1(1), 12- 11.
- Asakereh, H., 2009. The Spectral analysis of time series of annual temperature in Tabriz. *Geographical Research Journal* 94, 33-55.
- Asakereh, H and Razmi, R., 2012. The analysis of annual precipitation changes in North West of Iran. *Geography and Planning* 3, 147-162.
- Asakereh, H., 2012. The analysis of PCA changes of extreme indices of precipitation in Zanjan. *Geographical Research* 105, 18041-18095.
- Azad, S and T. S. Vigneshb and R. Narasimha., 2010. Periodicities in Indian monsoon rainfall over spectrally homogeneous regions. *International Journal of Climatology* 30, 2289 - 2298.
- Bihart, O and Mehmetcik, B., 2003. The power of statistical tests for trend detection. *Turkish Journal of Engineering & Environmental Sciences* 27, 247-251.
- Brigitte, E.J., and Hendry, M. J., 2003. Application of Harmonic Analysis of Water Levels to Determine Vertical Hydraulic Conductivities. *Ground Water* 41 (40), 514-522.
- Brooks, J., Oxley, D., Vedlitz, A., Zahran, S., & Lindsey, C., 2014. Abnormal Daily Temperature and Concern about Climate Change across the United States. *Review of Policy Research*, 31(3), 199-217.

- Cazelles, B., Chavez, M., McMichael, A.J and Hales, S., 2005. Non-stationary Influence of El Niño on the Synchronous Dengue Epidemics in Thailand. *PLoS Medicine* 2 (4), 313-318.
- Chatfield, C., 1975. *The analysis of time series: Theory and practice*, Chapman and hill. London, 263.
- Chatfield, C., 2002. *The analysis of time series: an introduction*, translated by: Niroumand, H.A and Bozorgnia, A, Ferdowsi University publication.
- Christopher, M. M., Geoffrey, O. S, Donald, T. R and David M. A., 2003. Variability of El Niño/Southern Oscillation activity at millennial timescales during the Holocene epoch. *Journal of Nature* 420, 162-165.
- Fasullo, J and Lesley, S., and Trenberth, K.E., 2005. Trends and variability in column-integrated atmospheric water vapor. *Climate Dynamic* 24, 741-758.
- Fayram, A. H., Tober Griffin, J. D., & Wendel, J. L., 2014. Effects of localized temperature and precipitation on historic Walleye recruitment in Wisconsin, USA with implications for climate change. *Aquatic Ecosystem Health & Management*, 17(2), 115-121.
- Hartmann, S. Becker, and L. King., 2008. Quasi-Periodicities in Chinese Precipitation Time Series. *Theoretical and Applied Climatology* 92, 155–163.
- Hameed .S., Yeh W.M, Li.M.T, Cess.R. and Wang.W.C., 1983. An Analysis of Periodicities in the 1470, Beijing Precipitation Record, *Geophysics Research Letters* 10, 436-439.
- Hoinka, K.P., 1998. Mean global surface pressure series evaluated from ECMWF reanalysis data. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 124(551), 2291–2297.
- Horrocks, M., Augustinus, P., Deng, Y., Shane, P., Andersson, S., 2005. Holocene vegetation, environment, and tephras recorded from Lake Pupuke, Auckland, New Zealand. *New Zealand Journal of Geology and Geophysics* 48, 85- 94.
- Kaiser, D.P., 2000. Decreasing cloudiness over China: an updated analysis examining additional variables. *Geophysical Research Letters* 27, 2193–2196.
- Kalaycı Serdar , M. Cagatay Karabork , Ercan Kahya., 2004. Analysis of EL NINO signals on Turkish streamflow and precipitation pattern using spectral analysis. *Fresenius Environmental Bulletin* 13(8), 719-725
- Kane, R. P. and Teixeira. N R., 1991. Power Spectrum Analysis of the Annual Rainfall Series for Massachusetts (NE. U.S.A). *Climatic Change* 18, 89-94.
- Kaufmann, R. K., Kauppi, H., Mann, M. L., & Stock, J. H., 2011. Reconciling anthropogenic climate change with observed temperature 1998–2008. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 108(29), 11790-11793.
- Kendall, M.G ., 1975. *Rank Correlation Methods*, Charles Griffin, London.

- Kuttler, W. Weber, S. Schonfeld, J and Hesselschwerdt, A., 2007. Urban/rural atmospheric water vapour pressure differences and urban moisture excess in Krefeld, Germany. *International Journal of Climatology* 27, 2005 – 2015.
- Lamb, H., 1972. *Climate: present, past and future. Fundamentals and Climate Now.* Methuen: London, 240–250.
- Livada, I., G. Charambous, and M.N. Assimakopoulos., 2008. Spatial and Temporal study of Precipitation Characteristics over Greece. *Theoretical and Applied Climatology* 93, 45-55.
- Mann, H.B., 1945. Nonparametric Tests Against Trend, *Econometrica* 13, 245-259.
- Mirzaee, S.Y., Chitsazan, M and Chinipardaz, R., 2005. Application of Time Series Analysis in Determination of Lag Time in Jahanbin Basin. *Water and Wastewater* 15(3) - 53-59.
- Mitchell, J. M., Jr., Chairman, B. Dzerdzeevskii, H. Flohn, W. L. Hofmeyr, H. H. Lmb. K. N. Rao and C .C. Wallen., 1966. *Climatic Change- report of a working group of the commission for climatology.* WMO Tech. Note 79, Geneva, 79.
- Schickedanz, Paul, T and Bowen. E. G., 1977. The Computation of Climatological Power Spectra. *Journal of Applied Meteorology* 16, 359-367.
- Selwan and R.Joshi., 1995. Universal Spectrum for Interannual Variability in Coads Global Air and Sea-Surface Temperature. *International. J. Climatology* 15, 613-623.
- Shih, D.C.-F., Lee, C.-D., Chiou, K.-F., Tsai, S.-M., 2007. Spectral analysis of tidal fluctuations in ground water level. *Journal of the American Water Resources Association* 36, 1087 –1099.
- Serrano, A. Mateos, V.L and Garcia, J.A., 1999. Trends analysis of monthly precipitation over the Iberian Peninsula for the period 1921-1995, *phys. Chem. Earth (B)*, 24, 84-90.
- Sorte, C. J., Jones, S. J., & Miller, L. P., 2011. Geographic variation in temperature tolerance as an indicator of potential population responses to climate change. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology* 400(1), 209-217.
- Srinivas, V, V., 2013. Regionalization of Precipitation in India—A Review. *Journal of the Indian Institute of Science* 93(2), 153-162.
- Stainforth, D. A., Chapman, S. C., & Watkins, N. W., 2013. Mapping climate change in European temperature distributions. *Environmental Research Letters* 8(3), 31-34.
- Stephens, T., Atkin, D., Augustinus, P., Shane, P., Lorrey, A., Shane, P., Snowball, I., 2012. A late glacial Antarctic climate teleconnection and variable Holocene seasonality at Lake Pupuke, Auckland, New Zealand. *Journal of Pale limnology* 48, 785-800.
- Sun Li, Sheen Banish, and Sui Bo., 2010. A Study on Water Vapor Transport and Budget of Heavy Rain in Northeast China. *Advances in atmospheric sciences* 27(6), 1399–1414.

- Taghavi, F., M Nasser, M., Bayat, B., Motevallian, S.S., Azadifard, D., 2012. The Identification of Climatic Patterns of Iran Based on Spectral Analysis and Clustering of Precipitation and Temperature Extreme Values. *Physical Geography Research* 43, 109-124.
- Telesca, L; Vicente-Serrano, S. M and Lo'pez-Moreno. J. I., 2013. Power spectral characteristics of drought indices in the Ebro river basin at different temporal scales. *Stoch Environ Res Risk Assess* 27, 1155–1170.
- Telemeco, R. S., Abbott, K. C., & Janzen, F. J., 2013. Modeling the Effects of Climate Change–Induced Shifts in Reproductive Phenology on Temperature-Dependent Traits. *The American Naturalist* 181(5), 637-648.
- Tonkaz, T. Çetin, M. Şimşek, M., 2003. Observed changes of some climatic parameters of Şanlıurfa Province. *Journal of Agricultural Science* 18, 29–38.
- Ware, D.M and Thomson, R, E., 2000, Interannual to Multidecadal Timescale Climate Variations in the Northeast Pacific, *Journal of Climate* 13, 3209-3220.
- Yun-Ju. J, and Lee. J.Y., 2010. Time series analysis of hydrologic data obtained from a man-made undersea LPG cavern. *Engineering Geology* 113, 70–80.

