جغرافیا و توسعه شماره ۴۰ پاییز ۱۳۹۴
وصول مقاله : ۱۳۹۲/۰۷/۲۸
تأیید نهایی : ۱۳۹۳/۱۱/۲۰
صفحات : ۲۱۲- ۱۹۵

بررسی روند تغییرات دمای شبانه‌ی استان کرمان و تأثیرپذیری آن از شدّت تابش خورشیدی (TSI) طیّ نیم قرن اخیر

دکتر هوشمند عطایی[۱]، بهنام یوسفی‌فر[۲]

چکیده

تحقیقات علمی در زمینه‌ی روندهای اقلیمی حاکی از آن است که هم اکنون تغییرات، سریع‌تر از دوره‌های گذشته درحال وقوع است. اغلب محققان جهان درجه‌ی حرارت هوا و نزولات آسمانی را شاهدی در جهت اثبات فرضیه‌های تغییرات اقلیمی خود می‌دانند. در این پژوهش به منظور آشکارسازی آماری تغییر اقلیم درگستره‌ی جغرافیایی استان کرمان از داده‌های میانگین دمای شبانه ماهانه ۱۷ ایستگاه درداخل و خارج استان طیّ بازه‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۱ استفاده شده است. با به‌کارگیری میان‌یابی کریجینگ، داده‌های ایستگاهی به داده‌های یاخته‌ای با ابعاد ۸×۸ تبدیل شده و به کمک آزمون من- کندال وضعیت روند یاخته‌ای بررسی گردید. سپس با نرم‌افزار GIS نقشه‌ی پهنه‌بندی روند برای هرماه ترسیم گردید. به منظور بررسی تأثیرگذاری فعالیّت خورشیدی بر تغییر اقلیم استان کرمان از داده‌های شدّت تابش کلی خورشیدی ماهانه، روش تحلیل موجک و مقایسه نمودارهای ترسیمی استفاده گردیده است. نتایج حکایت از آن دارد که درطول دوره‌ی آماری بطور میانگین سالانه۶۶٪ از پهنه‌ی استان، تغییرات اقلیمی با روند افزایشی را تجربه نموده‌اند. بیشترین و کمترین گستردگی حاکمیّت روند مثبت به ترتیب در فصل تابستان و زمستان به وقوع پیوسته است. همچنین افزایش ۲/۶۲ درجه‌ای دمای شبانه را در پهنه‌ی استان کرمان شاهد بوده‌ایم. غالباً دشت‌های با ارتفاع کمتر از ۲۰۰۰ متر دارای روندافزایشی، کوهپایه‌های غربی استان با ارتفاع ۳۰۰۰-۲۰۰۰ متر دارای روند کاهشی و نواری با امتداد شمال غربی- جنوب شرقی که از مرکز استان می‌گذرد از گزند تغییرات اقلیمی درامان بوده است. بیشترین تأثیرپذیری از سیکل ۱۱ ساله فعالیّت‌های خورشیدی در ماه اکتبر رقم خورده به شکلی که می‌توان روند حادث شده در دمای شبانه‌ماه اکتبر را در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۶۱ با اطمینان ۹۵٪ به سیکل اصلی فعالیّت‌های خورشیدی منسوب دانست. ماه ژولای در مرحله‌ی بعدی تأثیرپذیری و سپس ماه‌های دسامبر و سپتامبر هستند.

کلیدواژه‌ها: دمای شبانه، استان کرمان، آزمون من- کندال، تحلیل موجک، شدّت تابش خورشیدی.

۱- دانشیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه پیام نورتهران (نویسنده مسؤول) h.ataei@pnu.ac.ir
۲- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقلیم‌شناسی، دانشگاه پیام نور مرکز اصفهان behi29usefi@gmail.com

مقدمه

اقلیم به معنای میانگین شرایط درازمدت جوی، مشابه با هر پدیده‌ی فیزیکی دیگر، از تغییرپذیری برخوردار است. تغییر اقلیم به اختلاف بین میانگین مقادیر داده‌های اقلیمی که خارج از محدوده‌های عادی تغییرپذیری طبیعی اقلیم، به هردلیلی رخ می‌دهد گفته می‌شود *(Obasi, 2000: 12)*. عوامل مختلفی باعث برهم خوردن شرایط حاکم بر اجزای سیستم اقلیمی کره‌ی زمین می‌شوند. این عوامل به دو بخش عوامل داخلی، ناشی از کنش‌های متقابل بین اجزای سیستم اقلیم و عوامل خارجی، ناشی از تابش خورشیدی، فعالیّت‌های آتشفشانی و افزایش غیرطبیعی گازهای گلخانه‌ای قابل تقسیم می‌باشند. خورشید منبع بنیادی تمامی انرژی در سامانه‌ی اقلیمی زمین است. به همین دلیل منطقی به نظر می‌رسد که وردش‌های موجود در انرژی خروجی خورشید را بر تغییرپذیری اقلیم مؤثر بدانیم *(Haigh, 2000: 400)*. تغییر اقلیم به آرامی در حال گسترش به سرتاسر کره‌ی زمین است. ایران نیز به عنوان جزیی از این کره‌ی خاکی از این تغییرات بی‌نصیب نمانده است. مصادیقی از این پدیده در ایران، کم‌آبی و حتّی نابودی دریاچه‌های طشک، بختگان و دریاچه‌ی ارومیه، تالاب‌های گاوخونی، بیضا، لپویی، آهوچر، زرقان و تالاب عظیم کمیجان هستند. تغییرات اقلیمی حیطه تسلّط خود را بر استان‌کرمان نیز گسترانیده است. امروزه اکثر طرح‌های زیست‌محیطی سعی بر شناخت تغییرات اقلیمی و کاهش آثار آن دارند. اجرای طرح‌های عمرانی، اقتصادی، اجتماعی و غیره نیاز به شناخت تغییرات اقلیمی جهت برنامه‌ریزی صحیح و قابل قبول داشته از این رو ضرورت و اهمیّت مطالعات اقلیمی از این دست، در کالبد برنامه‌ریزی خرد وکلان کشور قابل لمس است. در این راستا از میان تحقیقات پیشین موارد زیر را می‌توان برشمرد:

بختیاری با استفاده از روش‌های معمول سری‌های زمانی به بررسی تغییرات عناصر اقلیمی دما و بارش درایستگاه سینوپتیک کرمان طیّ یک دوره‌ی آماری ۲۹ ساله (۲۰۰۰-۱۹۷۱) پرداخته و نشان داده است که روند تغییرات دما افزایشی و مقدار بارش سالانه دارای روند کاهشی بوده است *(بختیاری، ۱۳۸۲: ۱۸۱)*.

کتیرایی و همکاران روند بارش ایران را به کمک آزمون من‌کندال و ۳۸ ایستگاه طیّ سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۱ بررسی کردند. آنها نشان دادند که ایستگاه‌های واقع در منطقه‌ی غرب و شمال‌غرب دارای روند بارش سالانه‌ی کاهشی و بیشتر ایستگاه‌های واقع در نواحی جنوبی و مرکزی ایران دارای روند افزایشی هستند *(کتیرایی و همکاران، ۱۳۸۶: ۶۷)*.

جهانبخش و همکاران با ارزیابی تغییرات درازمدت (۲۰۰۶- ۱۹۶۵) نوسان‌های سطح آب دریاچه ارومیّه و ارتباط با فعالیّت لکه‌های خورشیدی بر اساس دو روش آنالیز موجک پیوسته و متقاطع، نشان دادند که سطح آب این دریاچه دارای نوسان‌های دوره‌ای معنی‌دار (۹۵٪) و منفی ۱۱- ۸ ساله است. این واقعیت حاکی از وجود همبستگی منفی معنی‌دار بین این نوسان‌ها در ارتباط با لکه‌های خورشیدی است *(جهانبخش و همکاران، ۱۳۸۹: ۴۹)*.

مدرسی و همکاران با استفاده از آمار ۳۰ ساله بارش، دمای حداقل و حداکثر ایستگاه‌های هواشناسی حوزه‌ی آبریز گرگانرود- قره‌سو در فواصل سال‌های آبی ۵۷-۱۳۵۶ تا ۸۶-۱۳۸۵ در مقیاس فصلی و سالانه و با کمک آزمون‌های همگنی انحرافات تجمّعی، درست‌نمایی و رسلی و آزمون تعیین روند من-کندال، به آشکارسازی تغییر اقلیم در این حوزه‌ی آبی پرداختند *(مدرسی و همکاران، ۱۳۸۹: ۴۷۶)*.

نیستانی و تقوی از فنّ تحلیل موجک در زمینه‌ی تغییرپذیری بارش استفاده کرده‌اند. آنها در این بررسی

داده‌های بارش ماهانه تهران را در تحلیل طیفی کمّی و موجک مورد استفاده قرار داده و با بررسی طیف توان کلّی در مقیاس لگاریتمی، پیک بسامدی ۱۲ ماه و پیک‌های بسامد کم (با اهمّیت کمتر از بسامد سالانه)، را یافتند *(نیستانی و تقوی، ۱۳۸۹ : ۷۸)*.

محمّدی در پژوهشی روند بارش ایران را با استفاده از داده‌های ۱۴۳۷ ایستگاه همدید، اقلیم‌شناسی و باران‌سنجی، طیّ دوره‌ی ۴۰ ساله (۱۳۴۳ تا ۱۳۸۲) مورد بررسی قرار داد. وی با میان‌یابی این داده‌ها به روش کریجینگ، ایران را به ۸۲۳۰ یاخته به ابعاد ۱۴×۱۴ کیلومتر تبدیل کرده و میانگین ایستگاهی و یاخته‌ای بارش ایران را برای هر سال محاسبه کرد. نتایج نشان داد که در سری‌های زمانی میانگین ایستگاهی و یاخته‌ای بارش ایران، روند افزایشی یا کاهشی معنی‌داری در سطوح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪ وجود ندارد *(محمّدی، ۱۳۹۰: ۹۵)*.

"هرشل[1]" در سال ۱۷۹۵ امکان تأثیر فعالیّت‌های خورشیدی بر اقلیم زمین را مطرح نمود. او سعی کرد که برخی تغییرات سیستماتیک در شرایط جوّی را در ارتباط با تعداد لکّه‌های خورشیدی پیدا کند. هرشل با استفاده از نوسانات سال‌به‌سال نرخ گندم، ارتباطی بین شرایط متوسط جوّی و تغییرهای خورشیدی برقرار نمود *(Meadows, 1975: 96)*.

گمیج و بلومن اولین استفاده از روش تحلیل موجک در بررسی‌های اقلیمی را عملی ساختند. آنها به مقایسه‌ی کاربرد تحلیل طیفی کلّی، تحلیل موجک و توابع متعامد تجربی بر داده‌های مربوط به جبهه‌های سرد سطوح پایین پرداخته و نتیجه گرفتند که تحلیل موجک نسبت به دو روش دیگر ابزار بسیار مؤثرتری در درک رفتار جبهه‌های سرد سطوح پایین است *(Gamage & Blumen, 1993: 2867)*.

1-Hershel

تورنس و کامپو[2] نیز کاربردهای عملی این روش را در هواشناسی و اقلیم با مثال‌هایی از سری‌های زمانی نوسانات جنوبی النینو بیان کرده و مفاهیم سطوح اطمینان در تحلیل موجک را با جزییّات کامل تشریح کردند *(Torrence & Compo, 1998: 61)*.

تورنس و وبستر با به کارگیری آنالیز موجک نشان دادند که سری‌های زمانی شاخص نوسان جنوبی (شاخص استوایی دمای سطحی اقیانوس آرام) و بارش کلّی هند در چرخه‌های یک‌ساله با سیگنال‌های سالانه‌ی انسو همبستگی منفی دارند. همچنین ایشان با به کارگیری روش تطابق موجک در مورد شاخص‌های فوق اثبات کردند که شاخص نوسان جنوبی و بارش کلّی هند به ویژه در بازه‌های با واریانس بالا، از ارتباط معنی‌دار قوی برخوردار هستند *(Torrence & Webeter, 1999: 2679)*.

لیبمن[3] و همکاران روند بارش را در جنوب آمریکای مرکزی طیّ سال‌های ۱۹۷۶ تا ۱۹۹۹ بررسی کردند. نتایج کار ایشان نشان داد که بزرگترین روند مثبت در ۲۰ درجه‌ی جنوبی طیّ ماه‌های ژانویه تا مارس رخ داده و بر روی جنوب برزیل متمرکز بوده است *(Liebmann et al, 2004: 4357)*. جوان‌خائو[4] و همکاران ارتباط بین فعالیّت‌های خورشیدی و بارش سالانه را در منطقه‌ی بیجینگ چین به روش انتقال موجک پیوسته مورد بررسی قرار دادند. نتایج بیانگر این واقعیت بود که بارش سالانه با تغییرات تعداد لکّه‌های خورشیدی بسیار وابسته بوده و فعالیّت‌های خورشیدی نقش مهمّی در تأثیرگذاری بر بارش در این جزیره دارد *(Juan Zhao et al, 2004: 189)*. مارنگو و کامارگو از بررسی سری‌های بلندمدت دمای حداکثر و حداقل ایستگاه‌های جنوب برزیل به این نتیجه رسیدند که روند دمای حداقل، دارای شیب افزایشی بوده اما

2-Torrence and Compo
3-Liebmann
4-Juan Zhao

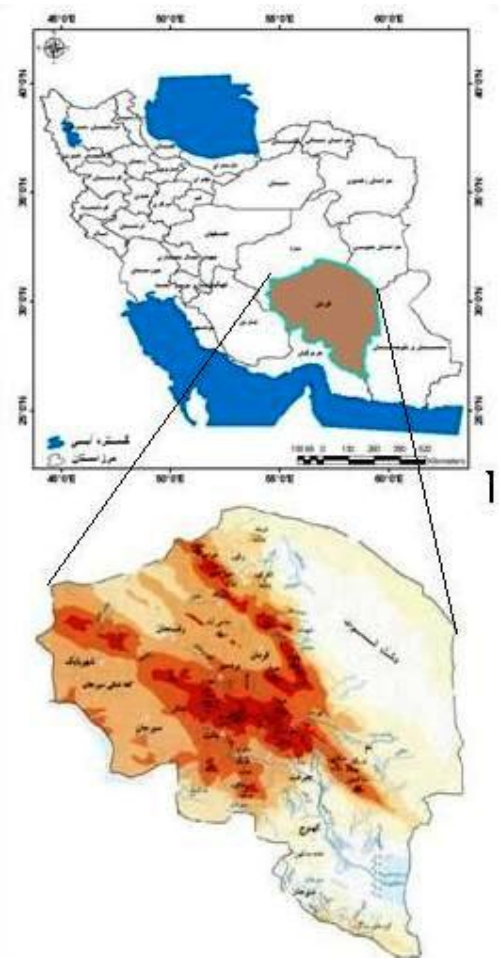
روند دمای حداکثر دارای شیب ملایمی بوده است (*Marengo & Camargo, 2008: 893*).

چاووکیو و همکاران تغییرپذیری، پیوند از دور و قابلیّت پیش‌بینی بارش را در تایوان با کمک روش تحلیل موجک بررسی کردند (*Chao Kue et al, 2010: 162*).

کاوچ و همکاران برای پاسخ دادن به این سؤال، که آیا روند معنی‌داری در سری‌های ماهانه و سالانه‌ی دما، بارش و تبخیر و تعرّق پتانسیل در بخش‌های غربی مناطق مدیترانه‌ای فرانسه وجود دارد یا خیر، آزمون من-کندال ناپارامتری را در مقیاس محلّی به کار گرفتند (*Chaouche et al, 2010: 234*).

داده‌ها

استان کرمان با وسعت ۱۸۱۷۱۴ کیلومترمربّع در ناحیه‌ی جنوب شرق کشور واقع شده و با اختصاص ۱۱ درصد از خاک کشورمان به خود، پهناورترین استان کشور است. استان کرمان از نظر طول جغرافیای در بین نصف‌النهارهای ´۳۰ °۵۴ و ″۳۶ ´۳۰ °۵۹ شرقی نسبت به نصف‌النهارگرینویچ واقع شده همچنین از نظر عرض جغرافیایی در بین مدارهای ″۰۸ ´۳۲ °۲۶ و °۳۲ شمالی واقع گردیده است. موقعیت جغرافیایی استان کرمان و توپوگرافی آن در شکل شماره‌ی ۱ ارائه شده است. بدون شک معمول‌ترین پارامترهای هواشناسی که درتبیین اقلیم مورد استفاده قرار می‌گیرند، دو عنصر دما و بارش می‌باشند. همین پارامترها معمول‌ترین عناصر مورد توجه در بررسی ارتباط بین فعالیّت‌های خورشیدی و اقلیم نیز محسوب می‌گردند (*Tsiropoula, 2003: 470*). داده‌های مربوط به پارامتر اقلیمی دمای شبانه (میانگین دمای حداقل ماهانه) تعداد ۱۱ ایستگاه سینوپتیک و کلیماتولوژی برگزیده شده در داخل استان (ایستگاه‌های سینوپتیک کرمان، بم، رفسنجان، سیرجان، انار، شهربابک، کهنوج، بافت، میانده جیرفت و همچنین ایستگاه‌های کلیماتولوژی.



شکل ۱: موقعیت جغرافیایی محدوده‌ی مورد مطالعه

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

گرگین‌خبر و زیارتگاه ده سیف و ۶ ایستگاه سینوپتیک خارج از استان (ایستگاه‌های زاهدان، بیرجند، طبس، یزد، شیراز، بندرعباس) از سازمان هواشناسی کلّ کشور اخذ گردید. طول دوره‌ی آماری مورد استفاده در این پژوهش جهت تجزیه و تحلیل داده‌های دما و تابش خورشیدی دوره‌ی ۵۰ ساله از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۰ میلادی می‌باشد. به منظور

بررسی تأثیر فعالیّت‌های خورشیدی بر تغییر اقلیم استان کرمان از سری داده‌های شدّت تابش کلی خورشیدی[1] ماهانه استفاده شده است. شدّت تابش کلّی خورشید، عبارت است از کلّ انرژی تابشی خورشید (موجود در تمام امواج الکترومغناطیس ساطع شده از خورشید)، در واحد زمان، بر واحد سطحی عمود بر اشعه‌های تابشی خورشید، در بالای اتمسفر زمین با واحد وات بر مترمربع. با بیانی دقیق‌تر می‌توان "TSI" را این‌گونه تعریف نمود: توان کلی خورشید، با واحد وات، تقسیم بر مساحت کره‌ای به مرکزیت خورشید که بر سطح مدار دایره‌ای تقریبی زمین مماس باشد *(Gutro et al, 2002: 2)*

داده‌های مربوطه از آزمایشگاه فیزیک هوافضا دانشگاه کولورادو[2] اخذ گردیده است *(http://lasp.colorado.edu/sorce/data/tsi_data.html)*

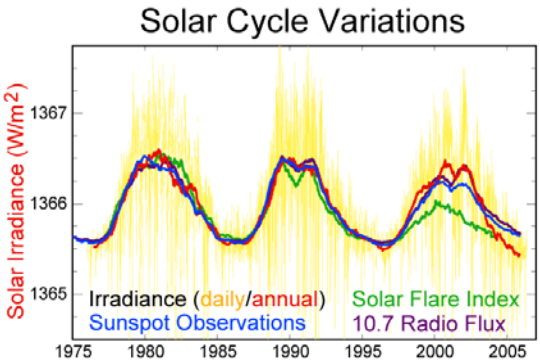
همچنین بطور نمونه بخشی از داده‌های ماه ژانویه در جدول ۱ ارائه گردیده است. این داده‌ها از تجهیزات تابش خورشیدی و اقلیمی"SORCE"[3] که یک ماهواره تحت مأموریت ناسا می‌باشد، به دست آمده است. این ماهواره اشعه‌ی ایکس[4] ورودی، امواج ماوراء بنفش[5]، نور مرئی[6]، امواج مادون قرمز نزدیک[7] و تابش کلی خورشیدی را اندازه‌گیری می‌کند. اندازه‌گیری‌های ارائه شده توسط این ماهواره بطور خاص به منظور شناسایی تغییرات اقلیمی درازمدت، تغییرات طبیعی و پیش‌بینی اقلیم آینده و همچنین بررسی ازون اتمسفری و امواج ماوراء بنفش کاربرد دارد. یکی از چهار تجهیزاتی که این ماهواره با خود حمل می‌کند، مانیتور تابش کلی خورشیدی[8] است.

این وسیله شدت تابش کلی خورشیدی را اندازه‌گیری می‌کند. ثبت اطلاعات اقلیمی خورشیدی توسط این مانیتور با هدف تشخیص تأثیرپذیری اقلیم زمین از تأثیرات طبیعی نیروی تابش خورشیدی انجام می‌گیرد *(Gutro et al, 2002: 3)*. به منظور فهم ارتباط بین شاخص‌های مختلف معرف فعالیّت‌های خورشیدی، چرخه‌ی زمانی برخی از این شاخص‌ها و ارتباط بین آنها در شکل شماره‌ی ۲ ارائه شده است.

جدول ۱: نمونه‌ای از داده‌های تابش خورشیدی ژانویه

سال	TSI	سال	TSI
۱۹۶۱	۱۳۶۶,۱۲۸۲	۱۹۶۶	۱۳۶۵,۷۵۹۹
۱۹۶۲	۱۳۶۵,۷۳۴۱	۱۹۶۷	۱۳۶۵,۸۴۳۲
۱۹۶۳	۱۳۶۵,۷۱۱۴	۱۹۶۸	۱۳۶۶,۱۶۱۵
۱۹۶۴	۱۳۶۵,۷۰۴۵	۱۹۶۹	۱۳۶۶,۱۱۳۴
۱۹۶۵	۱۳۶۵,۷۱۵۷	۱۹۷۰	۱۳۶۶,۱۶۹۴

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱



شکل۲ : میانگین‌های ماهانه از شاخص‌های مختلف فعالیّت مغناطیسی خورشید. رنگ قرمز: شدت تابش سالانه، رنگ زرد: شدت تابش روزانه، رنگ آبی: تعداد لکه‌های خورشیدی، رنگ سبز: شاخص شراره‌های خورشیدی و رنگ بنفش: شار رادیویی در باند ۱۰/۷ سانتی‌متر که نمایشگر تابش ماوراء بنفش می‌باشد.

مأخذ: (E.g. Solanki & Krivova, 2003)

1-Total Solar Irradiance (TSI)
2-Lasp.Colorado.edu
3- (SORCE) The Solar Radiation and Climate Experiment
4-X-ray
5-Ultraviolet
6-Visible
7-Near-infrared
8-The Total Irradiance Monitor (TIM)

روش‌شناسی

به منظور تبدیل داده‌های نقطه‌ای به داده‌های پهنه‌ای و تعمیم آن به کلّ مساحت استان، با استفاده از داده‌های دمای شبانه‌ی ایستگاه‌های داخل و خارج از استان، برای هر ماه از سال (برای هر ۵۰ سال بطور مجزا) به کمک نرم‌افزار Surfer یک نقشه‌ی میان یابی به روش کریجینگ و با ابعاد یاخته‌ای ۸×۸ کیلومتر ترسیم گردیده است. سپس یاخته‌های خارج از مرز استان حذف گردیده و ۲۷۹۸ یاخته درون محدوده‌ی مرزی استان بر جای ماند. به این ترتیب مقدار دمای شبانه‌ی هر یاخته در یک ماه از یک سال خاص به دست آمد. مقدار دمای شبانه‌ی هر یاخته طیّ نیم قرن، یک سری زمانی برای آن یاخته تشکیل می‌دهد و به کمک این سری زمانی روند تغییرات دمایی برای هر یاخته (بطور جداگانه) در یک ماه خاص به‌کمک آزمون من-کندال و برنامه‌نویسی در نرم‌افزار Mat lab محاسبه گردیده است. به این ترتیب وضعیّت روند هر یاخته به ازای یک ماه در بازه‌ی زمانی مورد مطالعه استخراج شده و سپس به کمک نرم‌افزار GIS نقشه‌ی پهنه‌بندی روند برای کلّ استان در همان ماه ترسیم گردیده است.

آزمون من- کندال: از نقاط قوّت این روش می‌توان به مناسب بودن کاربرد آن برای سری‌های زمانی که از توزیع آماری خاصی پیروی نمی‌کنند،اشاره نمود. فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و عدم وجود روند در سری داده‌ها دلالت دارد و پذیرش فرض یک (ردّ فرض صفر)مبین وجود روند در سری داده‌ها می‌باشد. مراحل محاسبه‌ی مقدار آماره‌ی این آزمون به شرح زیر است:

الف- محاسبه‌ی اختلاف بین تک‌تک مشاهدات با یکدیگر و اعمال تابع علامت و استخراج پارامتر S با رابطه‌ی ۱.

رابطه‌ی ۱

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

که n تعداد مشاهدات سری، X_j و X_k به ترتیب داده‌های j ام و k ام سری می‌باشند. تابع علامت نیز با رابطه‌ی ۲ محاسبه می‌شود:

رابطه‌ی ۲:

$$\operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} +1 \ldots\ldots if \ldots\ldots (x_j - x_k) \rangle 0 \\ 0 \ldots\ldots if \ldots\ldots (x_j - x_k) = 0 \\ -1 \ldots\ldots if \ldots\ldots (x_j - x_k) \langle 0 \end{cases}$$

ب- محاسبه‌ی واریانس توسط یکی از روابط ۳ یا ۴ :

رابطه‌ی ۳:

$$\operatorname{var}(s) = \frac{n-(n-1)(2n+5)-\sum_{i-1}^{m} t(t-1)(2t-5)}{18} \ldots if..n \rangle 10$$

رابطه‌ی ۴:

$$\operatorname{var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \ldots\ldots\ldots\ldots if \ldots\ldots\ldots n \langle 10$$

که n تعداد داده‌های مشاهده‌ای و m معرف تعداد سری‌هایی است که در آنها حداقل یک داده‌ی تکراری وجود دارد. t نیز بیانگر فراوانی داده‌های با ارزش یکسان می‌باشد

پ- استخراج آماره‌ی z به‌کمک رابطه‌ی ۵ :

رابطه ۵ :

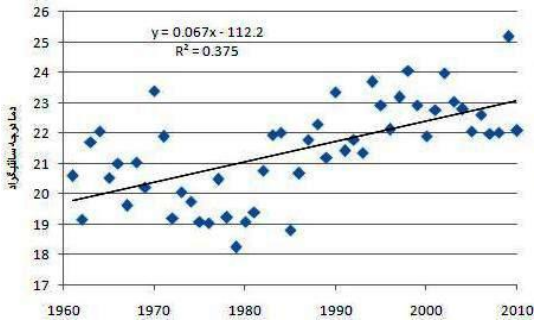
$$z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\operatorname{var}(s)}} \ldots\ldots\ldots if \ldots\ldots\ldots s \rangle 0 \\ 0 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots if \ldots\ldots\ldots s = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\operatorname{var}(s)}} \ldots\ldots\ldots if \ldots\ldots\ldots s \langle 0 \end{cases}$$

در یک آزمون دو دامنه‌ای برای روندیابی سری داده‌ها، فرض صفر در حالتی پذیرفته می‌شود که رابطه‌ی $|z| \le z_{\alpha/2}$ برقرار باشد. α سطح معنی‌داری است که برای آزمون در نظر گرفته می‌شود و Z_α آماره‌ی توزیع نرمال استاندارد در سطح معنی‌داری α می‌باشد که با توجه به دو دامنه بودن آزمون، از $\alpha/2$ استفاده شده است.

در مطالعه‌ی حاضر، این آزمون برای سطوح اعتماد ۹۵٪ استفاده شد. در صورتی که آماره‌ی Z مثبت باشد روند سری داده‌ها صعودی و در صورت منفی بودن آن روند نزولی در نظر گرفته می‌شود.

محاسبه‌ی آهنگ تغییرات روند

به منظور تبدیل داده‌های ایستگاهی به پهنه‌ای (استخراج سری زمانی دمای شبانه‌ی پهنه‌ای ماهانه‌ی استان کرمان) از مقادیر مطعلّق به ۲۷۹۷ یاخته‌ی موجود در محدوده‌ی استان (هر ماه‌جداگانه) و برای هر ۵۰ سال متوالی، میانگین‌گیری به عمل آمده و بدین ترتیب میانگین‌های پهنه‌ای استانی محاسبه گردیده است.به‌کمک سری‌های زمانی حاصل، نمودار پراکندگی ترسیم شده و خط روند، برازش گردیده است. سپس به کمک معادله‌ی خط برازش شده آهنگ تغییرات دما محاسبه گردید. شکل شماره‌ی ۳ خط روند برازش شده، برای ماه آگوست را نشان می‌دهد.



شکل۳ : برازش خط روند ماه آگوست

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

تحلیل موجک[1]

در پژوهش حاضر به منظور کشف وجود یا عدم وجود ارتباط معنی‌دار (سطح ۹۵٪) بین سری دمای شبانه و TSI از روش تطابق تبدیل موجک[2] استفاده گردیده است. از آنجا که تابع تطابق دو سری زمانی از تبدیل موجک پیوسته[3] دوسری زمانی حاصل خواهد شد به منظور فهم دقیق‌تر این روش، ابتدا تبدیل موجک پیوسته را تشریح می‌نماییم.

تبدیل موجک پیوسته

تبدیل موجک‌پیوسته یکی از ابزارهای قدرتمند و مفید برای بررسی سری‌های زمانی یا مکانی است، که در اواسط دهه‌ی ۱۹۸۰ معرفی شد. این تبدیل، سیگنال را از حوزه‌ی زمان (یامکان) به حوزه‌ی زمان- مقیاس (یا مکان- مقیاس)، که مقیاس با بسامد ارتباط دارد، منتقل می‌کند *(روشندل و همکاران، ۱۳۸۸: ۳)*. در روش تحلیل موجک، یا همان تجزیه‌ی طیفی در حوزه‌ی زمان- بسامد، یک تصویر زمانی- بسامدی از تغییرات واریانس مشاهده می‌شود. از دیدگاه ریاضی، تبدیل موجک، ترکیب[4] توابع موجک مادر با سیگنال اصلی است. موجک‌های مادر می‌توانند در مکان‌های متفاوت سیگنال اصلی حرکت کنند.همچنین می‌توانند کشیده و فشرده شوند. نقشه‌ی تبدیل موجک که مقیاس‌نما[5] نامیده می‌شود، همبستگی بین سیگنال و موجک در مقیاس‌های متفاوت و در مکان‌های گوناگون و در نتیجه ساختارهای همسان در سری زمانی را نشان می‌دهد. اگر موجک و سیگنال در یک مقیاس خاص، به‌خوبی همبسته باشند، مقدار تبدیل موجک بزرگ، و در غیر این صورت کوچک خواهد بود. انواع گوناگونی از موجک‌ها را که دارای شرط مقبولیت و انرژی محدود باشند، می‌توان در این زمینه به کار برد. شرط مقبولیت بیانگر صفربودن مؤلفه‌ی بسامد صفر در تبدیل فوریه‌ی موجک‌مادر است. برای تحقیقات اقلیمی در شناسایی ساختارهای‌همسان در سری زمانی، معمولاً موجک‌مادر مورلت[6] به‌کار می‌رود. این موجک که برای تحلیل زمانی- بسامدی به کار می‌رود در واقع ضرب یک موج سینوسی مختلط در یک پوش گاوسی است (رابطه ۶).

1-Wavelet Analysis
2-Wavelet coherence(WTC)
3-Continuous wavelet transform(CWT)
4-Convolution
5- Scalogram
6-Morlet

رابطه‌ی ۶:

$$\psi(t)=\pi^{-1/4}e^{i2\pi f_0 t}e^{-\frac{t}{2}}$$

که در آن t زمان، f_0 بسامد بی‌بعد و $\pi^{1/4}$ عاملی برای نرمال کردن است تا موجک مادر انرژی واحدی داشته باشد *(Goupilloud et al, 1984: 90)*. رابطه‌ی تبدیل موجک برای سیگنال پیوسته نسبت به موجک مادر را می‌توان به صورت رابطه ۷ بیان نمود:

رابطه‌ی ۷:

$$T(a,b)=\int_{-\infty}^{\infty}x(t)\psi^{*}_{a,b}(t)dt$$

که در آن x(t) سری زمانی ورودی و $\psi^{*}_{a,b}(t)$ مزدوج مختلط تابع موجک مادر نرمال شده، انتقال یافته و مقیاس شده است که این تابع به صورت رابطه ۸ تعریف می‌شود *(Addison, 2002: 351)*:

رابطه ۸:

$$\psi_{a,b}(t)=\frac{1}{\sqrt{a}}\psi\left(\frac{t-b}{a}\right)$$

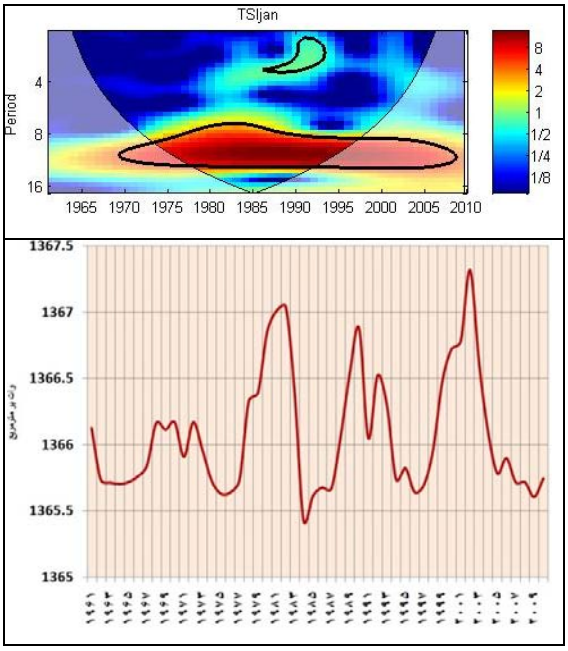
موجک‌ها همزمان با تغییر درمقیاس پدیده‌ها (s) در محدوده زمان (t) کشیده شده، باعث بارزتر شدن تغییرات موجود در پدیده‌ها می‌گردند.

تبدیل موجک پیوسته از سری $(x_n, n=1,....,N)$ با بازه‌های زمانی یکسان δt به شکل رابطه‌ی ۹ محاسبه می‌گردد.

رابطه ۹:

$$w_n^x(s)=\sqrt{\frac{\delta t}{s}}\sum_{n'=1}^{N}x_{n'}\psi_0\left[(n'-n)\frac{\delta t}{s}\right]$$

به‌کارگیری این معادله در حوزه‌ی فوریه، منجر به افزایش سرعت عمل محاسبات می‌گردد. توان طیفی تبدیل‌موجک پیوسته به‌شکل $\left|w_n^x(s)\right|^2$ تعریف می‌شود *(Torrence & Compo,1998: 64)*. برای نمایش واضح تر تغییرات واریانس موجک‌ها، از یک تصویر زمانی- بسامدی یا همان طیف توان موجک در قالب نمودارهای رنگی استفاده می‌شود. نمونه‌ای از مقیاس نمای مذکور در مورد سری زمانی تابش خورشیدی ژانویه در شکل (۴ الف) نمایش داده شده است.



شکل۴: الف) آنالیز موجک پیوسته TSI ماه ژانویه، خط کنتور ضخیم سیاه‌رنگ بیانگر محدوده‌های تأثیرپذیری با سطح معنی‌داری بالای ۹۵٪ است. نوار رنگی عمودی سمت راست توان طیفی موجک تبدیل یافته را به کمک رنگ‌بندی نشان می‌دهد. ب) نوسانات زمانی سری زمانی تابش کلی خورشیدی ژانویه.

مأخذ : مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

در شکل (۴ الف) گسترش خط کنتور ضخیم سیاه رنگ در بازه‌ی فرکانسی ۱۳-۸ سال (با محوریت ۱۱ سال، سیکل اصلی) کاملاً مشهود است. علاوه بر این در بازه‌ی زمانی ۱۹۷۵-۱۹۶۱ موجک تبدیل یافته توان ضعیف‌تری را از خود به نمایش گذاشته است. این واقعیات در شکل (۴ ب) نیز نمود بارزی دارد. چنانکه مشهود است تکرار فراز و فرودهای سیکل ۱۱ساله خورشیدی در ابتدای دوره با سه سیکل اصلی بعدی تناسب چندانی نداشته و سری زمانی تابش خورشیدی نتوانسته است هماهنگ با سه سیکل بعدی اوج‌ها و حضیض‌ها را ایجاد نماید.

تابع تطابق

به منظور بررسی دقیق میزان وابستگی سری زمانی تابش و دمای شبانه از تابع تطابق تبدیل موجک استفاده شد. از آنجا که تبدیل موجک واریانس‌ها را پررنگ‌تر جلوه می‌دهد تابع تطابق موجک نیز نمایش دقیقی از کواریانس‌های بین دوسری زمانی ارائه می‌دهد. این تابع در واقع تابع طیف متقاطع استاندارد شده بوده و ارتباط دو سری زمانی را در فرکانس‌های مختلف می‌سنجد. آماره‌ی اندازه‌گیری مقدار تطابق دوسری زمانی درحوزه‌ی زمان- بسامد بر مبنای تعریف تورنس و وبتر توسّط رابطه‌ی ۱۰ محاسبه می‌گردد *(Torence & webeter,1999: 2689)*.

رابطه‌ی ۱۰:

$$R_n^2(s)=\frac{\left|s\left(s^{-1}w_n^{xy}(s)\right)\right|^2}{s\left(s^{-1}\left|w_n^{x}(s)\right|^2\right)\cdot s\left(s^{-1}\left|w_n^{y}(s)\right|^2\right)}$$

در رابطه‌ی ۱۰ (S) عملگر هموارسازی بوده و به صورت رابطه ۱۱تعریف می‌شود:

رابطه‌ی ۱۱:

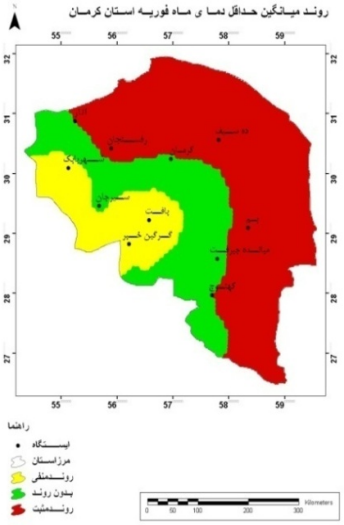
$$s(w)=S_{scale}\left(S_{time}\left(w_n(s)\right)\right)$$

همچنین S_{scale} هموارسازی در طول محور مقیاس موجک بوده و S_{time}هموارسازی در زمان می‌باشد. با به کارگیری این تعریف مقدار تابع تطابق بین صفر و یک متغیراست $0\le R_n^2(s)\le 1$. مقدار $R_n^2(s)$ دقیقاً مشابه با ضریب همبستگی سنّتی بوده و برای تشخیص همبستگی بین دو تبدیل موجک پیوسته، به عنوان یک ضریب همبستگی موضعی در حوزه‌ی زمان- بسامد مفید است. مقدار تابع تطابق یا همان $R_n^2(s)$ مشابه توان دوم ضریب همبستگی معمولی (ضریب تعیین) بوده و مقدار این تابع هرچه به عدد یک نزدیکتر باشد، مبیّن این حقیقت است که دو فرآیند در بازه‌ی زمانی- فرکانسی مربوطه، ارتباط نزدیک‌تری با همدیگر دارند. بطوری‌که اگر مقدار تابع تطابق در یک فراوانی برابر و یا نزدیک به ۱ باشد، نشان می‌دهد که در بازه مدّ نظر، متغیّر وابسته y_t ناشی از متغیّر مستقل X_t بوده و همبستگی بالایی با آن دارد و مقدار صفر تابع تطابق بیانگر استقلال دو سری متغیّر از همدیگر می‌باشد. مجذور مقدار تطابق به همراه اختلاف فاز تطابق در قالب یک مقیاس نما ارائه می‌شود. با به کارگیری رنگ‌بندی آبی تیره (مجذور تطابق مساوی با صفر) تا قرمز تیره (مجذور تطابق مساوی با یک) مقدار تابع و به کمک پیکان‌های جهت‌دار اختلاف زاویه‌ی فازی تطابق در قالب یک تجزیه‌ی طیفی زمانی- فرکانسی به نمایش درآمده است. پیکان‌ها با نوک معطوف به سمت راست بیانگر فاز مثبت (همفاز) و پیکان‌های با نوک معطوف به چپ بیانگر زاویه‌ی فازی منفی (آنتی فاز) بین دوسری زمانی هستند. اگر فاز مقدار منفی داشته باشد، یعنی سری X_t در فرکانس مربوطه مقدّم بر سری y_t است. همفاز بدین معناست که با افزایش در مقدار سری اول، سری دوّم نیز رو به افزایش می‌گذارد.

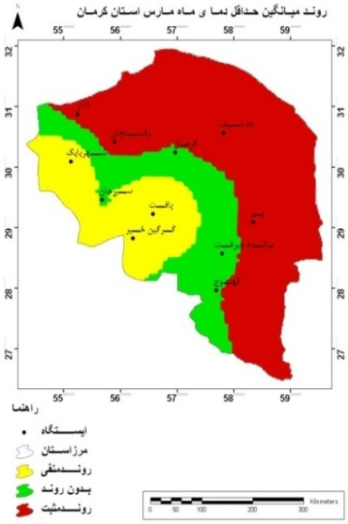
مباحث و یافته‌ها

در شکل‌های شماره ۵ تا شماره ۱۶ پهنه‌بندی روند ماه‌های مختلف طیّ نیم قرن اخیر در استان به تصویر درآمده است.

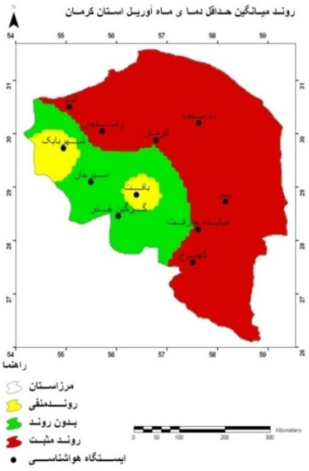
شکل۵ : دمای شبانه ژانویه



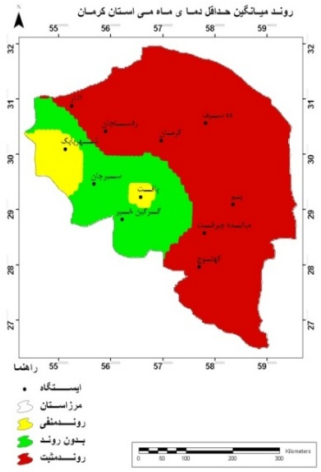
شکل۶ : دمای شبانه فوریه



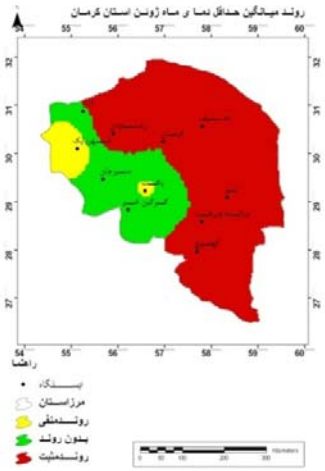
شکل۷ : دمای شبانه مارس



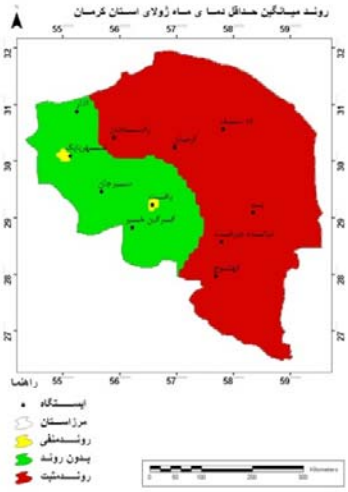
شکل۸ : دمای شبانه آوریل



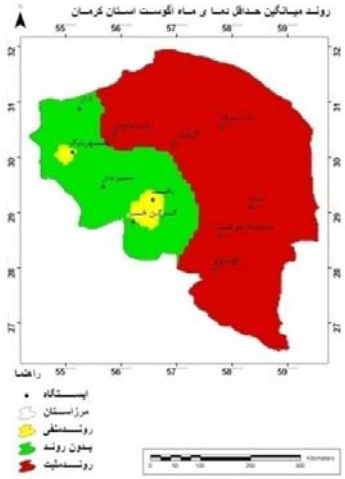
شکل۹ : دمای شبانه می



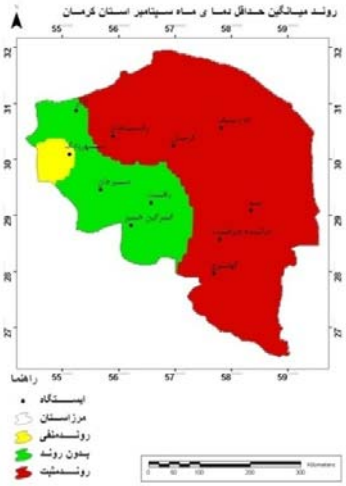
شکل۱۰ : دمای شبانه ژوئن



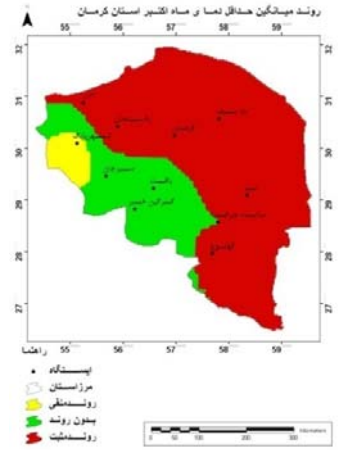
شکل۱۱ : دمای شبانه ژولای



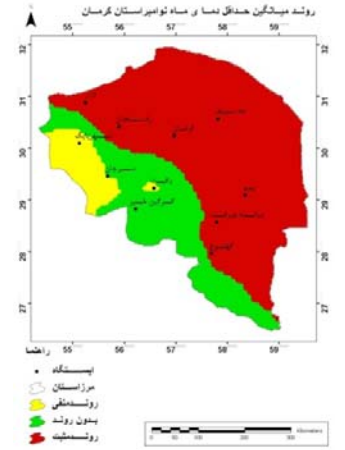
شکل۱۲ : دمای شبانه آگوست



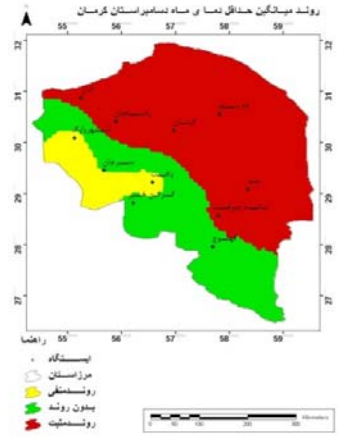
شکل۱۳ : دمای شبانه سپتامبر



شکل۱۴ : دمای شبانه اکتبر



شکل۱۵ : دمای شبانه نوامبر



شکل۱۶ : دمای شبانه دسامبر

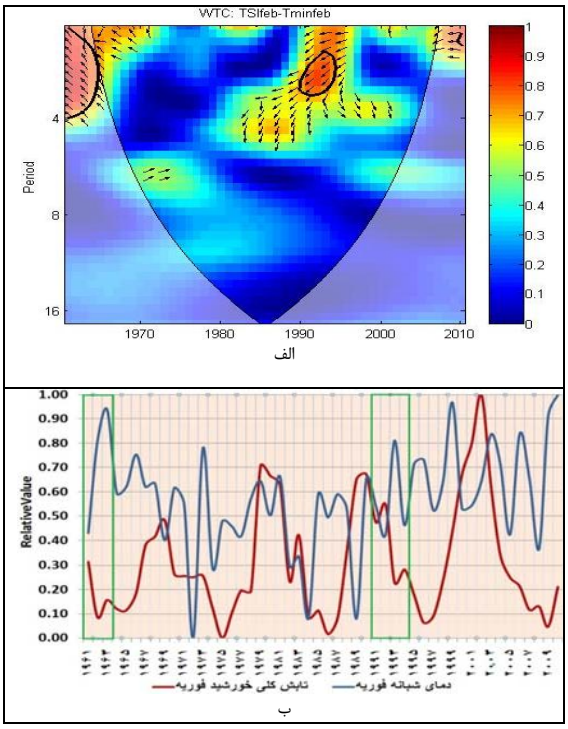
مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

به دلیل محدودیّت در حجم مطالب، به تحلیل فقط ماه ژانویه (شکل ۵) بسنده می‌کنیم: در ۵۱ درصد از مساحت کلّ استان حاکمیّت روند مثبت، مشهود است. این مناطق عبارتند از: دشت لوت واقع در شرق استان، دشت‌های نیمه‌بیابانی شمالی استان، قسمت شرقی چالهی رفسنجان- انار، قسمت‌شمالی چاله‌ی جازموریان که یک دشت بیابانی است و در جنوب غربی استان واقع گردیده و همچنین کوه‌های شمالی و بخش شمالی کوه‌های واقع در حاشیه‌ی غربی دشت لوت. روند منفی در غرب استان، بویژه درکفه‌ی نمکی سیرجان، دشت بیابانی ابراهیم‌آباد سیرجان، دشت‌های نیمه بیابانی اطراف بافت و در مرکز استان در بخشی از پرارتفاع‌ترین رشته‌کوه‌های مرکزی استان یعنی قله‌ی لاله‌زار نمود یافته است. نواری با امتداد شمال غربی- جنوب شرقی که ۲۸ درصد از مساحت کلّ استان را در برگرفته، فاقد روند است. این نوار قسمت غربی چاله‌ی رفسنجان- انار، بخش اعظمی از رشته‌کوه‌های مرکزی استان که قله‌ی مرتفع هزار را در بر می‌گیرد، ارتفاعات

بشاگرد واقع در جنوب استان، دشت نیمه بیابانی جیرفت و عمده مساحت چاله‌ی جازموریان را در خود جای داده است.

تابع تطابق تبدیل موجک

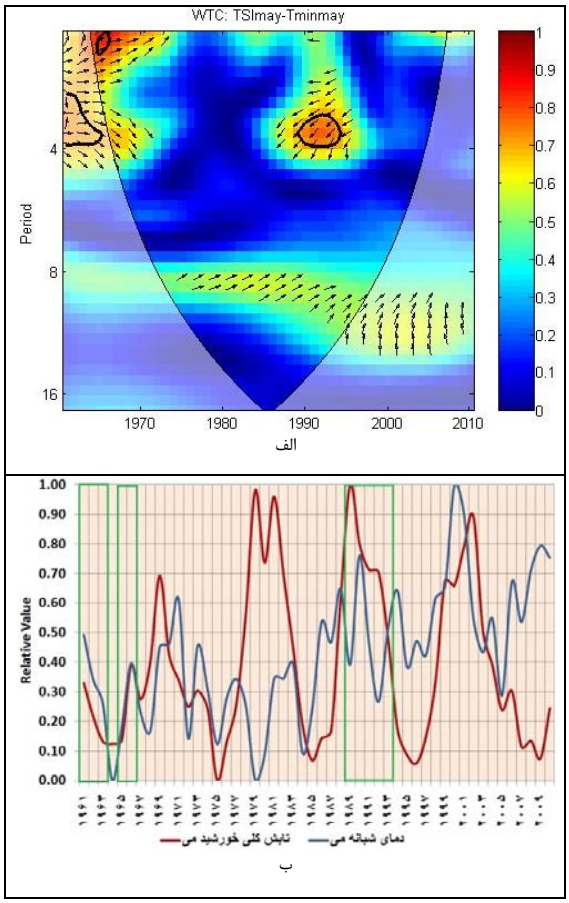
مجذور مقدار تطابق موجک دو سری زمانی شدّت تابش خورشیدی و دمای شبانه و نمودار مقایسه‌ای بین دوسری مذکور برای هرماه از سال بطور مجزا ترسیم شده و نتایج کلّی این نمودارها در جدول شماره ۴ ارائه شده است. به دلیل محدودیت در حجم مطالب به عنوان نمونه مقیاس نما و نمودار مقایسه‌ای ماه‌های فوریه، می، ژولای و اکتبر را در شکل‌های شماره ۱۷ تا ۲۰ ارائه نموده‌ایم. درشکل‌های مذکور خط کنتور ضخیم سیاه رنگ بیانگر محدوده‌های با سطح معنی داری بالای ۹۵٪ است. نواحی از نمودار که توسط این خط محصور شده، همبستگی موضعی را درحوزه‌ی زمان- بسامد بین دو سری زمانی ارائه می‌دهد. نوار رنگی عمودی سمت راست هر نمودار با استفاده از رنگ‌های مختلف میزان ضریب تعیین موضعی بین دوسری زمانی را تعیین می‌کند. همچنین مناطقی از نمودار طیف نما که درون خط کنتور قرار گرفته‌اند، تأثیر معنی‌دار نوسانات شدت تابش خورشیدی در تغییرات حادث شده در سری زمانی دمای شبانه را با سطحی بالاتر از ۹۵٪ به اثبات می‌رسانند. بخش‌هایی از نمودار زمان- بسامد که خارج از محدوده‌ی معنی‌داری ۹۵٪ قرار گرفته‌اند، نشانگر عدم تأثیرپذیری معنی‌دار تغییرات سری زمانی دمای شبانه، از نوسانات شدت تابش خورشیدی در سطح ۹۵٪ هستند. جهت فلش‌های درون محدوده‌ی معنی‌داری، تعیین‌کننده‌ی زاویه فازی بین دوسری زمانی است.



شکل ۱۷ : الف) توان دوم تطابق موجک، بین TSI و دمای شبانه (فوریه)، خط کنتور ضخیم سیاه‌رنگ بیانگر محدوده‌های تأثیرپذیری با سطح معنی‌داری بالای ۹۵٪ است. نوار رنگی عمودی سمت راست هر نمودار با استفاده از رنگ‌های مختلف میزان ضریب تعیین موضعی بین دوسری زمانی را تعیین می‌کند. جهت فلش‌های درون محدوده‌ی معنی‌داری، تعیین‌کننده‌ی زاویه فازی بین دوسری زمانی است. ب) مقایسه نوسانات زمانی دوسری

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

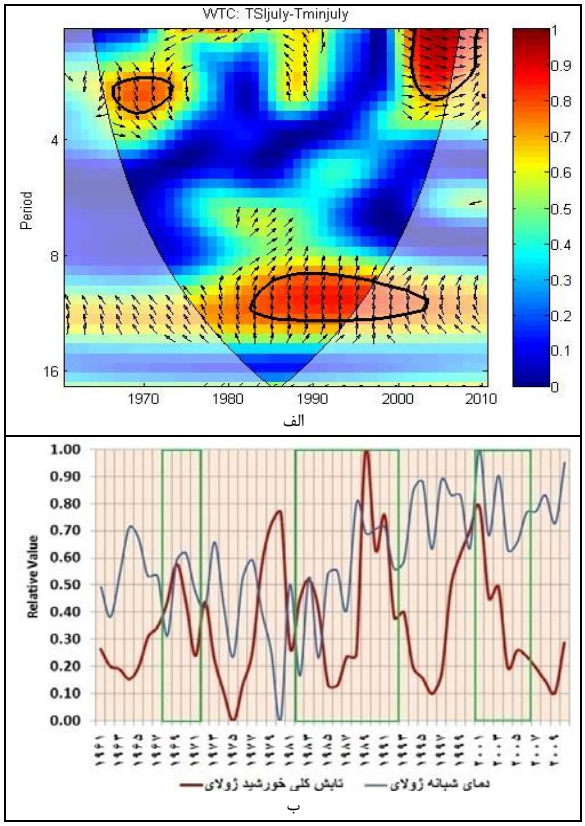
دو محدوده‌ی تأثیرپذیری معنادار کوچک یکی در ۳ سال ابتدایی دوره و دیگری حد فاصل سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۹۱با نوک پیکان‌های معطوف به چپ (آنتی فاز) مشاهده می‌شود (شکل۱۷-الف).این بدان معناست که دراین بازه‌های زمانی کاهش شدت تابش با افزایش دمای شبانه توام بوده است. این ارتباط را به خوبی در کادرهای سبز رنگ شکل (۱۷ ب) می‌توان مشاهده نمود. همانطور که نمایان است فعالیّت‌های خورشیدی دراین ماه هیچ تأثیر معناداری در جهت افزایش دمای شبانه در طول ۵۰ سال اخیر بر جای نگذاشته‌اند.



شکل۱۸ :الف-توان‌دوم تطابق موجک، بین TSI و دمای شبانه می، ب- مقایسه نوسانات زمانی دوسری

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

شکل (۱۸الف) سه ناحیه‌ی تأثیرگذاری را با سطح اعتماد ۹۵٪ به نمایش گذاشته است. ۳ سال ابتدایی دوره‌ی سیکل ۳ ساله خورشیدی منجر به کاهش دما گشته و افول دما در این بازه‌ی زمانی همگام با فعالیّت تابشی در شکل(۱۸ب)مشهود است.در سال‌های ۱۹۶۵ و ۱۹۶۶ محدوده‌ی تأثیرگذاری قوی سیکل یک‌ساله خورشیدی (همفاز) کاملاً بارز است و انطباق نمودار ترسیمی در کادر سبزرنگ شکل (۱۸ب) این ادعا را اثبات می‌کند. یعنی همگام با افزایش یا کاهش شدت تابش در این دو سال بر مقدار دما نیز افزوده و کاسته شده است.حدفاصل سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۸۹ پیکان‌های معطوف به چپ (آنتی فاز) نمایشگر تأثیرگذاری سیکل ۳ ساله فعالیّت خورشیدی بر تغییرات دما هستند (۱۸الف). همچنین حد فاصل سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۹۵ وجود محدوده‌ی زردرنگ بدون خط کنتور ضخیم، تأثیرگذاری سیکل ۱۱ ساله شدت تابشی خورشید را در سطحی پایین‌تر از ۹۵٪ به اثبات می‌رساند. مصداق این گفته در شکل (۱۸ب) به تصویر درآمده در همین بازه‌ی زمانی اوج‌گیری و افول دما منطبق با سری خورشیدی است.درنهایت این‌چنین اظهارنظر می‌نماییم که روند دمایی حادث شده ماه می در طول دوره‌ی در سطح ۹۵٪ از سیکل اصلی فعالیّت‌های خورشیدی نشأت نگرفته است.

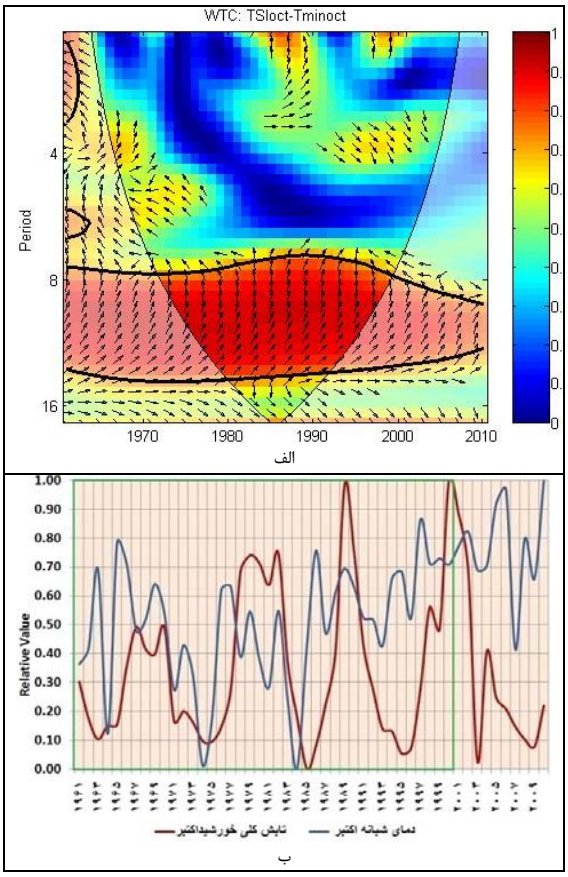


شکل۱۹ : الف- توان دوم تطابق موجک، بین TSIو دمای شبانه ژولای ب- مقایسه نوسانات زمانی دوسری

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

در شکل (۱۹الف) سه محدوده‌ی تأثیرپذیری معنی‌دار با سطح اعتماد ۹۵٪ یافت می‌شود: الف) بازه‌ی زمانی ۱۹۷۱- ۱۹۶۸ و میانگین ضریب تعیین موضعی ۰/۸. ب) حدفاصل سال‌های ۲۰۰۲– ۱۹۸۲ با چرخه‌ی نوسانی ۱۲- ۸ ساله و میانگین ضریب تعیین موضعی ۰/۸ ج) بازه‌ی زمانی سال‌های ۲۰۰۶- ۲۰۰۱ با دوره‌ی تناوب ۲-۰ سال و میانگین ضریب تعیین موضعی ۰/۸۵ ضمناً مناطق درون خطوط کنتور محدوده (الف) و محدوده (ج) دارای میانگین زاویه‌ای مثبت بوده، در نتیجه در هر ۲ محدوده‌ی زمانی- فرکانسی، رابطه‌ای مستقیم، بین تابش و دما حاکم بوده است. این همسویی در رفتار دو سری زمانی را در کادرهای سبزرنگ اول و سوم در شکل (۱۹ب) می‌توان مشاهده نمود. اما درون محدوده (ب) جهت‌گیری پیکان‌ها مبین این واقعیت است که رفتار دوسری در برخی سال‌ها همفاز و برخی سال‌ها غیرهمفاز بوده است. به صراحت می‌توان گفت که در ۳ محدوده‌ی مذکور، تغییرات دمای شبانه به شکل منفعلانه آیینه‌ی تمام نمای تغییرات شدت تابش خورشیدی بوده است. همچنین خارج از این سه ناحیه‌ی زمانی- فرکانسی هیچ نشانه‌ی قابل اعتمادی دالّ بر وجود رابطه‌ی علّی و معلولی در سطح اعتماد ۹۵٪ بین دو سری زمانی یافت نمی‌شود و دوسری مستقل از یکدیگر عمل نموده‌اند.

درخصوص محدوده‌ی تأثیرپذیری (ب) رفتار دو سری نسبت به‌هم حدّ فاصل سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۹۲ به‌شکل متناوب همفاز و غیرهمفاز بوده است. به همین دلیل فقط در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۲-۱۹۸۲ رفتار سری زمانی دما به‌تبعیت از سیکل ۱۱ ساله فعالیّت‌های خورشیدی درآمده و همین تبعیت به شکل‌گیری یک جهش در سال ۱۹۸۸ در سری زمانی دمای شبانه منجر گردیده است. این ارتباط را در کادر سبز رنگ میانی در شکل (۱۹ب) به وضوح می‌توان مشاهده نمود. بنابراین در ماه می فقط در محدوده‌ی سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۸۲ سیکل اصلی شدت تابش خورشیدی را می‌توان با اطمینان ۹۵٪ به‌عنوان عامل شکل‌دهنده‌ی روند دمایی حادث شده معرفی نمود.



شکل۲۰ : الف) توان دوم تطابق موجک، بین TSI و دمای شبانه اکتبر. ب) مقایسه نوسانات زمانی دوسری

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

می‌توان از شکل شماره‌ی۲۰ این‌گونه استدلال نمود که در طول نیم قرن اخیر نوسانات شدّت تابش خورشیدی اکتبر با دوره‌ی تناوب ۱۴- ۷ ساله (دوره‌ی بازگشت با محوریّت ۱۱ سال) در قالب تغییرات دمای شبانه آشکار گردیده است. شکل (۲۰الف) وجود یک محدوده‌ی تأثیرگذاری با میانگین ضریب تعیین ۰/۸ و همفاز را در طول دوره‌ی مذکور به خوبی نمایش داده است. همچنین با دقت در شکل (۲۰ب) می‌توان تکرار منظم سیکل ۱۱ ساله نوسانات سری زمانی دمایی را

نیز که هماهنگ با سیکل ۱۱ ساله فعالیّت‌های خورشیدی (سیکل اصلی) رقم خورده است شناسایی کرد. البته در ۱۰ سال پایانی دوره از میزان این هم‌نوایی کاسته شده است. در شکل (۲۰الف) کم‌عرض شدن محدوده‌ی خطوط ضخیم و همچنین تغییر رنگ درون محدوده معنادار در سطح ۹۵٪ به سمت صورتی کمرنگ (کاهش ضریب تعیین) دلالت بر این واقعیت دارند. علاوه بر این در شکل (۲۰ب) نظم موجود در تکرار سیکل‌های ۱۱ ساله دمایی از سال ۲۰۰۰ به بعد بر هم خورده و سری زمانی دما گرایش به افزایش را از خود نشان می‌دهد. قدر مسلم عوامل دیگری از جمله حضور ریزگردها و یا سایر آئروسل‌ها در منطقه‌ی مورد مطالعه و یا افزایش سایر گازهای گلخانه‌ای موجود در جو و یا سایر عوامل ناشناخته دیگر در بازه‌ی پایانی دوره‌ی مذکور نقش شکل‌دهی روند را بر عهده گرفته است. بنابراین استدلال کلی این است که می‌توان روند حادث شده در دمای شبانه ماه اکتبر را از ابتدای دوره تا سال ۲۰۰۰ با اطمینان ۹۵٪ به سیکل اصلی فعالیّت‌های خورشیدی منسوب دانست.

نتیجه

درصد گستردگی روند تغییرات دمای شبانه طیّ ماه‌های مختلف سال در جدول شماره‌ی ۲ ارائه گردیده است. بطور میانگین سالانه ۶۶ درصد از پهنه‌ی استان تغییرات اقلیمی با روند افزایشی را تجربه نموده و بدون استثنا در تمام ماه‌های سال، بیش از ۵۰ درصد از مساحت کلّ استان در حیطه‌ی روندهای مثبت قرار گرفته است. بیشترین گستردگی با حاکمیّت روند مثبت، در فصل گرم سال و کمترین گستردگی در فصل زمستان به وقوع پیوسته است. در مقابل فصل تابستان حدّاقل درصد از پراکنش مکانی تغییرات با روند منفی و فصل زمستان بالاترین سهم از پراکنش مکانی این تغییرات را به خود اختصاص داده‌اند. در فصول مختلف سال درصد گسترش نواحی که از روند تغییرات اقلیمی (مثبت و یا منفی) در امان بوده‌اند، تغییر محسوسی نداشته است.

جدول۲ : پراکنش مکانی روند دمای شبانه طیّ ماه‌های مختلف سال در استان کرمان (به درصد)

ماه		ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	ژولای	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر	میانگین سالانه
درصد پراکنش مکانی	افزایشی	۵۱	۵۷	۵۶	۶۹	۷۲	۷۱	۷۰	۷۰	۷۳	۷۳	۶۸	۶۰	۶۶
	فاقد روند	۲۸	۲۸	۲۳	۲۵	۲۲	۲۴	۲۹	۲۸	۲۴	۲۴	۲۶	۳۱	۲۶
	کاهشی	۲۱	۱۵	۲۰	۶	۶	۵	۱	۲	۳	۴	۷	۹	۸

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

آهنگ تغییرات دمای شبانه برای ماه‌های مختلف سال درجدول شماره‌ی ۳ ارائه شده است. طیّ نیم قرن اخیر به طور متوسّط به ازای هر سال ۰/۰۵۳ درجه سانتی‌گراد دمای شبانه افزایش داشته و در کل ۵۰ سال افزایش ۲/۶۲ درجه‌ای دمای شبانه را در پهنه‌ی استان کرمان شاهد بوده‌ایم. کمترین آهنگ تغییرات دمایی را ماه‌های فصل سرد سال از آن خود کرده‌اند، این رقم در ماه مارس به‌حداقل خود یعنی۱/۰۳درجه‌ی سانتی‌گراد در ۵۰ سال اخیر رسیده است. آهنگ تغییرات دما در اواسط فصل بهار رو به افزایش گذاشته و در اکتبر بالاترین رکورد را با مقدار ۳/۴۸ درجه سانتی‌گراد به ثبت رسانده و سپس در اواخر فصل پاییز رو به افول نهاده است. فراز و نشیب‌های شکل‌گرفته در آهنگ تغییرات دمای شبانه، در ماه‌های مختلف را می‌توان این‌گونه تفسیر نمود: در اواخر فصل پاییز و با شروع‌فصل‌زمستان، ورود توده‌های هوای غربی و توده‌ی

هوای سرد سیبری به منطقه و حکمفرمایی این عوامل خارجی، سبب می‌گردد تا شرایط جوی حاکم بر استان نسبت به فصل گرم سال، از شرایط اقلیم محلی سرپیچی نموده و تأثیرپذیری بیشتری از عواملی فراتر از اقلیم محلی را، دارا باشند.

جدول ۳ : آهنگ تغییرات میانگین دمای شبانه در استان کرمان (درجه سانتی‌گراد)

	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	ژولای	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر	سالانه
بطور متوسط در هر سال	۰/۰۲۹	۰/۰۲۵	۰/۰۲۱	۰/۰۵۵	۰/۰۶۴	۰/۰۵۸	۰/۰۶۲	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۰۷۱	۰/۰۶۶	۰/۰۵۷	۰/۰۵۳
طیّ ۵۰ سال	۱/۴۲	۱/۲۳	۱/۰۳	۲/۷	۳/۱۴	۲/۸۴	۳/۰۴	۳/۲۸	۳/۲۸	۳/۴۸	۳/۲۳	۲/۷۹	۲/۶۲

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

به کمک تابع تطابق موجک و قیاس نمودارهای ترسیمی از دو سری زمانی ارتباط موجود بین فعالیّت‌های خورشیدی و روند تغییرات دمای شبانه در بازه‌ی سال‌های مورد مطالعه در قالب مقیاس نماها به تصویرکشیده شد و نتایج نهایی آن در جدول شماره‌ی ۴ قرار داده شده است.

جدول ۴ : همبستگی موضعی باسطح معنی‌داری بالاتر از ۹۵٪ (شدت تابش خورشیدی و میانگین دمای شبانه)

ماه	مقیاس (دوره تناوب) سیکل	بازه‌ی زمانی (سال)	میانگین ضریب تعیین	میانگین زاویه فازی
ژانویه	----	----	----	----
فوریه	۴ - ۰	۱۹۶۳ - ۱۹۶۰	۰/۷۵	منفی
	۴ - ۰	۱۹۹۴-۱۹۹۱	۰/۷۰	منفی
مارس	۲ - ۰	۱۹۸۴ - ۱۹۷۸	۰/۸۵	مثبت
	۳ - ۰	۲۰۰۸ - ۱۹۹۸	۰/۸	مثبت
آوریل	----	----	----	----
می	۴ - ۲	۱۹۶۳-۱۹۶۱	۰/۶۵	مثبت
	۱- ۰	۱۹۶۶- ۱۹۶۵	۰/۹۵	مثبت
	۴- ۲	۱۹۹۳- ۱۹۸۹	۰/۸	منفی
ژوئن	۶ - ۵	۲۰۱۰ - ۲۰۰۳	۰/۷۵	منفی
	۱۲ - ۱۰	۲۰۰۶ - ۱۹۹۴	۰/۷۰	منفی
ژولای	۱۲ - ۸	۲۰۰۲ - ۱۹۸۲	۰/۸	مثبت
	۲ - ۰	۲۰۰۶ - ۲۰۰۱	۰/۸۵	مثبت
	۳ - ۲	۱۹۷۱ - ۱۹۶۸	۰/۸	مثبت
آگوست	۶- ۳	۲۰۱۰-۲۰۰۲	۰/۷۵	منفی
سپتامبر	۱۲ - ۹	۲۰۱۰ - ۱۹۹۴	۰/۷۵	مثبت
	۲ - ۱	۱۹۹۲ - ۱۹۸۶	۰/۸۵	منفی
اکتبر	۱۴ - ۷	۲۰۰۰ - ۱۹۶۰	۰/۸۵	مثبت
نوامبر	----	----	----	----
دسامبر	۳ - ۱	۱۹۶۸ - ۱۹۶۰	۰/۷۵	منفی
	۱۴ – ۱۱	۱۹۸۲ - ۱۹۶۶	۰/۷	مثبت

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۱

بیشترین تأثیرپذیری از سیکل ۱۱ ساله فعالیّت‌های خورشیدی با سطح اطمینان ۹۵٪ در ماه اکتبر رقم خورده است. به‌نحوی که می‌توان به جرأت یکی از عوامل تغییرات اقلیمی در دمای شبانه، طیّ سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۶۱ را تغییرات شدّت تابش خورشیدی در این ماه دانست. وقوع بیشترین آهنگ تغییرات دمای شبانه و همچنین بالاترین میزان درصد گستردگی مکانی روند مثبت در استان‌کرمان در این ماه، می‌تواند مهر تأییدی بر این ادعا باشد. ماه ژولای در مرحله‌ی بعدی تأثیرپذیری قرار گرفته و روند تغییرات دمای شبانه در بازه‌های ۱۱ ساله (۱۹۹۲-۱۹۸۲) توسط سیکل اصلی فعالیّت‌های خورشیدی توجیه می‌گردد. سپس ماه‌های دسامبر و سپتامبر قرار دارند. ماه‌ژانویه، فوریه، مارس، آوریل، می، ژوئن، آگوست و نوامبر نیز فاقد رابطه‌ی معنی‌دار هستند.

منابع

- بختیاری، بهرام (۱۳۸۲). نگرشی تحلیلی بر تغییر اقلیم بارندگی و دمای شهر کرمان، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملّی تغییر اقلیم. اصفهان. صفحات ۱۸۷-۱۸۱.
- نیستانی، ابوالفضل؛ فرحناز تقوی (۱۳۸۹). بررسی تغییرپذیری بارش با استفاده از آنالیز طیفی و موجک: چهارمین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم. تهران. صفحات ۷۹-۷۶.
- جهانبخش،سعید؛ معصومه عدالت‌دوست؛ معصومه تدینی (۱۳۸۹). دریاچه ارومیه، شاخصی کلاسیک از ارتباط بین لکه‌های خورشیدی و اقلیم در شمال غرب ایران، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. شماره۹۹.صفحات ۷۶-۴۹.
- روشندل‌کاهو، امین؛ فرشاد سلاجقه (۱۳۸۸). تشخیص منبع‌های گرانی با استفاده از تبدیل موجک پیوسته، مجله فیزیک زمین و فضا. دوره ۳۵. شماره‌ی ۲. صفحات ۱۵-۱.
- کتیرایی، پری‌سیما؛ سهراب حجام؛ پرویز ایران‌نژاد (۱۳۸۶). سهم تغییرات فراوانی و شدت بارش روزانه در روند بارش در ایران طیّ دوره‌ی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱. مجله فیزیک زمین و فضا. جلد ۳۳. شماره۱. صفحات۸۳-۶۷.
- محمدی، بختیار (۱۳۹۰). تحلیل روند بارش سالانه ایران، مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی. سال۲۲. شماره پیاپی۴۳. شماره ۳. پاییز۹۰. صفحات ۱۰۶- ۹۵.
- مدرسی، فرشته؛ شهاب عراقی‌نژاد؛ کیومرث ابراهیمی؛ مجید خلقی (۱۳۸۹). بررسی منطقه‌ای پدیده‌ی تغییر اقلیم با استفاده از آزمون‌های آماری مطالعه موردی: حوضه‌ی آبریز گرگانرود- قره‌سو. نشریه آب و خاک. شماره ۳. صفحات ۴۸۹-۴۷۶.
- Addison, P.S (2002). The illustrated wavelet transform handbook: IOP Publishing Ltd., 351pp.
- Chao Kuo, C. T., Gan, and Yu, P (2010). Wavelet analysis on the variability, teleconnectivity, and predictability of the seasonal rainfall of Taiwan:Mon. Wea. Rev., 138, 162-175.
- Chaouche Keltoum , Neppel Luc, Dieulin Claudine, Pujol Nicolas, Ladouche Bernard , Martin Eric, Salas Dallas, Caballero Yvan (2010). Analyses of precipitation, temperature and evapotranspiration in a French Mediterranean region in the context of climate change, Comptes Rendus Geoscience,C. R. Geoscience 342 (2010). 234-243.
- Gamage,N.,and Blumen, W (1993). Comparative analysis of low level cold fronts, Wavelet, Fourier, and empirical orthogonal function decomposition:Mon. wea. Rev, 21, 2867-2878.
- Gutro Rob,Weier John (2002). SORCE Science writer guide, NASA,NP-2002-9-082-GSFC.
- Goupilloud, P., Grossman, A., and Morlet, J (1984).Cycle-octave and related transforms in seismic signal analysis: Geoexploration, 23: 85-102.
- Haigh, J.D (2000). Solar variability and climate, Weather,Vol.55,No11, PP.399-407.
- Juan Zhao, Yan-Ben Han and Zhi-An Li (2004). The Effect of solar activity on the annual precipitation in the Beijing Area: Chin. J. Astron. Astrophys. Vol. 4 (2004),No.2,189-197.

- Solanki,S.K. and Krivova, N.A (2003). Cycles and cyclicities of the sun", in "Interplay of periodic, cyclic and stochastic variability in selected areas of the H-R diagram, Sterken, C. (ed.), ASP Conf. Ser., 292, 423.
- Torrence, C. H., and Compo, G. P (1998). A practical guide to wavelet analysis : Bull Am Meteor Soc., 79,61-78.
- Torrence, Christopher., Webeter, Peter J (1999). Interdecadal changes in the ENSO-Monsoon system, JOURNAL of CLIMATE, Volume 12, 2679-2690.
- Tsiropoula,G (2003). Signatures of solar activity variability in meteorological parameters, J. Atmos. Solar-Terr. Phys., Vol.65, PP.469-482.
- Liebmann, B., Vera, C.S., Leila Carvalho, M.V., Camilloni, I.S.A., Hoerling, M. P.,Allured, D. Barros, V. R., Ba´ Ez, J. N.Bidegain, M (2004). An Observed Trend inCentral South American Precipitation, Journal of Climate, Volume 17, 4357-4367.
- Marengo, J.A & Camargo, C.C (2008). Surface air Temperature Trends in Southern Brazil for 1960- 2002, Int. J. Climatol, 28: 893- 904.
- Meadows, A (1975). A hundred years of controversy over sunspots and weather, Nature,Vol.256, PP: 95-97.
- Obasi G. O. P (2000). "The impact of climate change to socio-Economic Development in the Third World" , 12th General Meeting of Third World Academy of Science (TWAS), Tehran, Iran.