

## واکاوی روند دمایی و تحلیل چرخه‌های میانگین دمای سالانه غرب ایران

محمد کمانگر<sup>۱</sup>، زهرا حجازی زاده<sup>۲</sup>، علیرضا کربلائی<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری اقلیم شناسی دانشگاه زنجان

<sup>۲</sup> استاد دانشکده جغرافیای دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

<sup>۲</sup> دانشجوی دکتری اقلیم شناسی سینوپتیک دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۹۷/۵/۲۵ ، تاریخ پذیرش: ۹۷/۸/۱

### چکیده

تحلیل و مدل‌سازی دقیق سری‌های زمانی دما یکی از چالش‌های مهم در پیش‌بینی رفتار اقلیم و به تبع آن تأثیر بر شرایط آینده محیطی و اقتصادی-اجتماعی است. سری‌های زمانی اقلیمی پیچیده و غیر ایستا هستند. در این تحقیق تلاش شده تا رفتار میانگین طولانی‌مدت (تغییر) و نوسانی (تغییرپذیری) دما در غرب ایران ارزیابی و تحلیل گردد. بنابراین ابتدا مدل‌سازی در خانواده چندجمله‌ای‌ها برای شناسایی روند انجام شد، نتایج نشان داد ایستگاه‌های کرمانشاه و ایلام دارای روند خطی و کردستان، همدان، خرم‌آباد دارای روند سهمی معنا دار می‌باشند. با استفاده از تحلیل طیفی دوره نگر دمای سالیانه با فاصله اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد استخراج گردید. در این پژوهش ایستگاه‌های همدیدی مرکز استان‌های غرب کشور انتخاب گردید، اکثر ایستگاه‌ها چرخه‌های ۲-۳ ساله معنا دار را از خود نشان دادند؛ یعنی هر رویداد دمایی بازگشتی ۲-۳ ساله در یک دوره دارد. به عبارت دیگر انتظار می‌رود هر رویداد دمایی ۲ تا ۳ سال یک‌بار تکرار شود. از دیدگاه احتمالی برای تکرار رخداد؛ احتمال ۰/۴ تکرار می‌شود. این چرخه در دمای نواحی زیادی از کره زمین مشاهده می‌شود و پذیرفته شده است که چرخه‌های دوسالانه ویژگی عام کره زمین و حاصل تغییر جریان‌های مداری است. به طور کلی با توجه به معناداری چرخه‌ها ۲-۳ می‌توان بیان نمود نوسانات دمایی غرب کشور از الگوهای بزرگ‌مقیاس تأثیر می‌پذیرند.

کلمات کلیدی: تحلیل طیفی، همسازها، صدک‌ها، الگوسازی روند

اقلیم یکی از مهم‌ترین عوامل طبیعی است که تأثیرهای زیادی بر نحوه بهره‌برداری انسان از محیط دارد (ذوالفقاری و همکاران، ۱۳۹۱: ۶۰). تحلیل سری‌های زمانی اقلیم و مدل‌سازی برای کاربرد در زمینه‌های کشاورزی، جنگل، اکوسیستم، انرژی و طراحی و ساخت مهندسی، منابع آب و مدیریت مخاطرات و غیره بسیار مهم است (پاناگولیا و وله‌وگیانی<sup>۱</sup>، ۲۰۱۸). سری‌های زمانی اقلیمی پیچیده و غیر ایستا هستند (ویلارانی و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰). تجزیه و تحلیل چنین داده‌هایی ممکن است به درک بهتر و پیش‌بینی پدیده‌های اقلیمی منجر شود. نوسانات در سری‌های زمانی اقلیمی می‌تواند به صورت چرخه‌های پیدا و نهان خود را نشان دهد. از روش‌های شناخت این چرخه‌ها تکنیک تحلیل طیفی است. تحلیل طیفی از ابزارهای مفید برای جستجو و ارزیابی نوسانات اقلیمی است (عساکره، ۱۳۸۹: ۱۲)؛ یا به عبارت دیگر تکنیک تحلیل طیفی روش‌های برآورد تابع چگالی طیفی یا طیف یک سری زمانی است. این روش بیش‌تر با برآورد کردن طیف روی تمام دامنه، بسامدها را بررسی می‌کند. طیف چگونگی توزیع واریانس بین دامنه‌ای پیوسته از بسامدها را نشان می‌دهد (عساکره، ۱۳۸۸: ۱۳). در تابع چگالی طیف فراوانی چرخه در واحد زمان و دامنه میزان توزیع واریانس را نشان می‌دهد. تحلیل طیف توان ابزاری مفید برای بررسی خواص فرکانس متغیرهای پیوسته و گسسته ایستا و نا ایستای سری‌های زمانی اقلیمی است (رابسون<sup>۳</sup>، ۱۹۹۷: ۲۸). تحلیل طیفی یا به عبارتی تحلیل سری‌های زمانی این قابلیت را دارد که ضمن آشکارسازی روند، چرخه‌ها یا دوره تناوبی‌ها را به خوبی نشان دهد. باین‌وجود کاربرد اصلی تحلیل طیفی شناسایی روند تغییرات و حالت‌های تناوبی سری‌های زمانی پیچیده و ممکن ساختن پیش‌بینی هست (تقوی و همکاران، ۱۳۸۹، ۶-۸). در ارتباط با تحلیل طیفی مطالعاتی در رشته‌های

اقلیم‌شناسی (کریستینا<sup>۴</sup> و همکاران، ۱۹۸۹؛ لانا و بورگنوه<sup>۵</sup>، ۲۰۰۰؛ هندرسن<sup>۶</sup>، ۲۰۰۰؛ چانگ و یون<sup>۷</sup>، ۲۰۰۰؛ لیوادا<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۰۸؛ هایدالگو<sup>۹</sup> و همکاران، ۲۰۰۹؛ عساکره، ۱۳۸۹) انجام شده است. آندرو<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۰۶: ۳۲۰) با به‌کارگیری تحلیل همبستگی و تجزیه و تحلیل طیفی سری زمانی بارش و دما را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که دما و بارش در قسمت‌های جنوبی شبه‌جزیره ایبری در طول ۱۰۰ سال گذشته دارای چرخه ۲.۵ و ۵ ساله می‌باشد. آنان این نوسانات را در رابطه با نوسان‌های اقیانوس اطلس شمالی در ارتباط می‌دانند. آزاد و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی همسازهای ۳ تا ۵ ساله در بارش‌های موسمی هند پرداخته‌اند، آنان این همسازها را به پدیده انسو نسبت می‌دهند؛ آگزو<sup>۱۱</sup> و همکاران (۲۰۱۱) بارش و ورواناب رودخانه ونگ را با روش من‌کندال و تحلیل طیفی انجام دادند. نتایج آنها نشان داد روند معناداری بین بارش و ورواناب وجود ندارد اما تحلیل طیفی ارتباط بارندگی‌های موسمی هند با سطح رودخانه ونگ معنادار نشان داد. رنگیلووا<sup>۱۲</sup> و همکاران (۲۰۱۲) تکنیک‌های روابط غیر خطی دیفرانسیلی درجه دوم و تحیل طیفی را برای بازگشت روزهای یخبندان خلیج هادسون بکار بردند؛ نتایج آنها نشان داد روش تحلیل طیفی دوره با دوره بازگشت ۲.۱ تا ۲.۵ ساله با بیش از ۶۰ درصد صحت در ضرایب کروی طیفی قابلیت پیش‌بینی بهتری را دارد. ترامل و همکاران (۲۰۱۴) تغییرات مکانی و زمانی بارش را در نواحی حاره با روش تحلیل طیفی مورد بررسی قرار دادند. عساکره و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی آنومالی و چرخه‌های آب قابل بارش در ایران در دهه‌های اخیر پرداخته‌اند. آنان از داده‌های فشار و داده‌های رطوبت طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۰ بهره گرفته‌اند، نتایج این مطالعه نشان داد چرخه‌های کوتاه مدت ۲

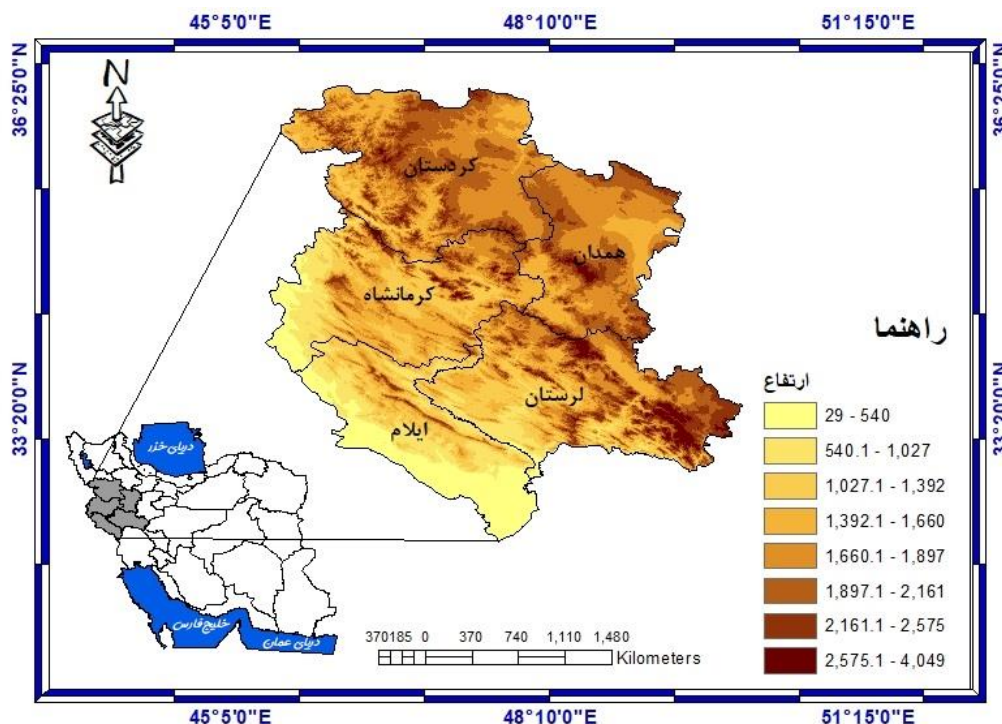
4 Kristina  
5 Lana & Burgueno  
6 Henderson  
7 Chung and Yun  
8 Livada  
9 Hidalgo  
10 Andreo  
11 Xue  
12 Rangelova

1 Panagoulia and Vlahogianni  
2 Villarini et al  
3 Robeson

تا ۵ ساله در اکثر نقاط کشور رخ داده است و نیز کوتاه ترین چرخه ها در جنوب شرق کشور وجود دارد. عساکره و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه ایی به تغییرات فراوانی سیکلون های موثر بر بارش حوضه رود زرد پرداخته اند آنان با استفاده از تحلیل طیفی هم ساز های فراوانی این سیکلون ها را استخراج نموده اند. هم ساز های موجود در فراوانی سیکلون ها و بارندگی های سیکلونی نشان دهنده وجود هم ساز های مشابه (۳ و ۴.۶ سال) در هر دو فاکتور است. آنان همانند کارشناسان دیگر در این زمینه این چرخه های کوتاه مدت را به نوسان شبه دوسالانه (QBO) در تروپوسفر، ENSO و پدیده های مشابهی که اغلب در زمینه تغییرات آب و هوایی رخ می دهد، نسبت داده اند.

میر موسوی (۱۳۸۷) با استفاده از مدل تابع انتقال، نوسانات بارش و دمای شمال غرب ایران را مورد بررسی قرار داد. حاصل مطالعه وی آشکار ساخت که دمای سالانه در برخی ایستگاه ها دارای روند صعودی معنی دار بوده و بارش سالانه در برخی ایستگاه ها نیز دارای روند نزولی است. عساکره (۱۳۸۸) به تحلیل طیفی سری های زمانی دمای سالانه تبریز پرداخته است؛ در این مطالعه چرخه های دمای سالانه ایستگاه تبریز برای دوره آماری ۱۹۵۱ تا ۲۰۰۵ به طول دوره آماری ۵۵ سال بررسی شد، نتایج این مطالعه نشان داد چرخه های ۲ تا ۲.۶ ساله و ۴.۵ تا ۵ ساله یک چرخه غیر سینوسی در سری زمانی تبریز است و این چرخه را به نوسان های جنوبی ال نینو و تغییر در فعالیت های خورشیدی و تغییرات مداری گردش عمومی جو نسبت داده است. عساکره (۱۳۸۹) اتوکواریانس، طیف دما و چرخه های دمایی شهر زنجان را استخراج کرد. یافته های ایشان چرخه های ۲.۵ ساله حاکم بر میانگین دما را نشان داد و بیان نمودند که این نوسانات احتمالاً ناشی از انتقال تکانه عمودی از تروپوسفر به استراتوسفر با دوره های بازگشت نامنظم ۲-۳ ساله است. تقوی و همکاران (۱۳۹۰) رفتار مقادیر فرین بارش و دما را در ایران با استفاده از تحلیل طیفی مورد مطالعه قرار دادند و مشخصات طیفی آماره های اقلیمی از قبیل

دامنه و بسامد را محاسبه نمودند و سپس با استفاده از تحلیل خوشه ای ایران را منطقه بندی نمودند و نتیجه گرفتند بر مشخصات فرین دما و بارش در ایران لزوماً سامانه ای خاص بر مناطق هم رفتار حاکم نیست. عساکره و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی تحلیل چرخه های سری زمانی دبی و بارش ایستگاه آب سنجی ماشین خانه حوضه ی آبریز گرگان رود تالش پرداخته اند؛ نتایج این مطالعه نشان داد چرخه ۲-۴ ساله و ۵.۳ - ۴ ساله بیش ترین تکرار را در دو سری زمانی دبی و بارش در مقیاس ماهانه و سالانه دارد. در این مطالعه در مقیاس سالانه، چرخه ۶.۴ ساله و در مقیاس ماهانه چرخه های ۲-۴، ۵.۳-۴، ۶.۴، ۸، ۱۰.۷ و ۱۶ ساله استخراج شده است. همچنین این چرخه ها به النینو نوسانات جنوبی (ENSO) و نوسانات اقیانوس اطلس شمالی و نوسانات دو سالانه تروپوسفری نسبت داده شده است. عساکره و رزمی (۱۳۹۱) تغییرات میانگین بارش سالانه را در منطقه شمال غرب ایران مورد مطالعه قرار دادند و وجود چرخه معنی دار در بارش سالانه شمال غرب ایران را به تأثیر عوامل کلان مقیاس اقلیمی - اقیانوسی نسبت دادند. ایشان چرخه های ۲-۳ ساله را به تغییرات دوسالانه الگوی بزرگ مقیاس گردش عمومی جو و چرخه های ۲ ساله را به پدیده انسو نسبت دادند. سلیقه و همکاران (۱۳۹۴) روند بارش ۳۷ ایستگاه حوضه های آبریز حله و مند را مورد بررسی قرار دادند آنان با روش تحلیل طیفی چرخه های معنادار را استخراج کردند، یافته های آنان نشان داد در تمامی ایستگاه ها روند کاهشی حاکم بوده و نیز تحلیل طیفی چرخه های ۲-۳ ساله به صورت فضایی در تمامی منطقه مورد مطالعه دارای بیشترین رخداد بازگشت بارش سالانه را نشان می داد. علیجانی و همکاران (۱۳۹۵) تحلیل طیفی بارش سالانه ایستگاه های همدید ایران را انجام دادند نتایج آن ها چرخه های معنادار ۲-۳، ۳-۵، ۲-۶ و گاهی ۱۱ ساله و بالاتر را نشان داد. آنان بیان نمودند که بیشترین و متنوع ترین چرخه ها در جنوب و جنوب غرب به دلیل قرارگیری در سایه ناهمواری زاگرس و مجاورت با خلیج فارس رخ داده است. چرخه های غیر سینوسی در ایستگاه قزوین،



شکل ۱. جایگاه منطقه مورد مطالعه و وضعیت توپوگرافی غرب کشور

۱۳۸۴) و اساسی‌ترین عامل در تعیین نقش و پراکندگی سایر عناصر اقلیمی است. به دلیل اثرات محیطی و اقتصادی- اجتماعی بررسی رفتار و مدل‌سازی دما مورد توجه است. این عنصر به‌عنوان یکی از عناصر اقلیمی شاخص مناسبی برای ردیابی تغییر اقلیم نیز است (عساکره، ۱۱: ۱۳۸۳). با توجه به اهمیت تغییر دما و نقش تأثیرگذار آن در رابطه با فعالیت‌های مردم هدف از این تحقیق استخراج و تحلیل چرخه‌های سالانه دمایی در محدوده غرب کشور می‌باشد.

### مواد و روش‌ها

محدوده مورد مطالعه شامل استان‌های کردستان، کرمانشاه، ایلام، همدان و لرستان بین عرض‌های جغرافیایی ۳۱ درجه و ۵۱ دقیقه تا ۳۶ درجه و ۲۸ دقیقه شمالی و ۴۵ درجه و ۲۷ دقیقه تا ۵۰ درجه و ۴ دقیقه شرقی با وسعت ۱۲۱,۴۶۶ کیلومترمربع است (شکل ۱). بر اساس پهنه‌بندی آب و هوایی ایران در سیستم کوپن که توسط گنجی صورت گرفته است، بخش اعظم زاگرس

سنندج و تهران را نیز به وجود روند در داده‌ها نسبت داده‌اند. احمدی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی و تحلیل دوره‌های بازگشت دما و بارش با استفاده از تحلیل طیفی و تأثیر آن بر مدیریت اراضی در آذربایجان شرقی در شهر خداآفرین پرداخته‌اند. در این پژوهش بدین منظور از آمار مؤلفه‌های اقلیمی (بارندگی، متوسط، بیشینه و کمینه دما) برای یک دوره ۲۷ ساله (۱۹۸۹-۲۰۱۵) برای مدیریت پایدار اراضی استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی این پژوهش نشان داد که کمینه مطلق دما دارای چرخه‌های معنادار با دوره‌های بازگشت ۲.۴ و ۳.۸ ساله، بیشینه مطلق دما دارای چرخه معنادار با دوره بازگشت ۲.۱ ساله و متوسط دما دارای چرخه معنادار با دوره بازگشت ۲.۷ ساله هستند. همچنین بررسی دوره‌نگار مربوط به بارش مؤید چرخه معنادار با دوره بازگشت ۳.۴ ساله می‌باشد. نتایج حاصل از بررسی چرخه‌ها، حاکی از آن است که حالت‌های خاص اقلیمی در منطقه دارای دوره‌های بازگشت کوتاه‌مدت است.

دما از عناصر اساسی شکل‌گیری اقلیم (مسعودیان،

در شمال کردستان، همدان، کرمانشاه و لرستان دارای آبوهوای مدیترانه‌ای است و در نواحی مرتفع زاگرس نیز آبوهوای سرد و خشک مشاهده می‌شود. بخش‌های دیگر منطقه از جمله بخش‌های جنوب غربی کرمانشاه و ایلام دارای آبوهوای نیمه‌خشک است (ذوالفقاری و همکاران، ۱۳۸۱). بر اساس تقسیم‌بندی علیجانی (۱۳۸۱) نیز غرب ایران به‌طور کلی دارای آبوهوای کوهستانی و پایکوهی است. وضعیت حرارتی ناحیه در تابستان همگن تر از زمستان است. این محدوده در دوره سرد سال، به علت حاکمیت بادهای غربی و نزدیکی به منبع رطوبتی دریای مدیترانه بارندگی زیادی دارد، اما دوره گرم سال نفوذ پرفشار آזור باعث کاهش بارندگی می‌شود (مجرد و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۳-۱۲) در این تحقیق به منظور استخراج و تحلیل چرخه‌های میانگین دمایی سالانه از سری داده‌های دما ایستگاه سینوپتیک مراکز استان‌های غرب کشور در بازه زمانی ۱۹۵۸ تا ۲۰۱۸ استفاده شد. در این پژوهش به منظور مدل‌سازی سری زمانی دمایی از رگرسیون چند متغیره که به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود استفاده شد.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 t^2 + \dots + \beta_k t^k + e_t \quad (1)$$

که در آن  $Y_t$  متغیر وابسته و  $\beta$  فراسنج مستقل و  $e_t$  باقیمانده‌ها است که دنباله‌ای از متغیر تصادفی نرمال مستقل با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت می‌باشند. در الگوسازی در خانواده چندجمله‌ای‌ها (رگرسیون خطی و درجه دوم) مشخص می‌شود که کدام یک از الگوهای خطی یا سهمی یا الگوی دیگر برازنده‌ترین الگو نمایش روند است (بیات، ۱۳۸۹: ۲۲). البته باید مقادیر برازش خط و ترسیم اولیه نمودار سری زمانی جهت تعیین نوع روند یک سری زمانی در معرض معنی‌داری آماری قرار گیرد (عساکره و حسینجانی، ۱۳۹۶). رابطه معادله خطی روند به شکل زیر است:

$$z_t = a + bT + e_t \quad (2)$$

که در آن  $z_t$  متغیر موردنظر،  $T$  زمان،  $a$  عرض از مبدأ و  $b$  شیب خط و  $e_t$  خطاهای برآورد است که متغیری

تصادفی غیرقابل مشاهده است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت است  
 $a$  (عرض از مبدأ) محل آغاز روند را نشان می‌دهد. جایی است که  $Z_t$  صفر باشد.  $b$  شیب خط، بیان می‌کند که به ازای هر واحد زمانی، متغیر موردنظر چه میزان افزایش و یا کاهش داشته است.  $b$  مقدار روند را نشان می‌دهد. اگر  $b$  بزرگ‌تر از صفر باشد نشان‌دهنده رابطه مستقیم بین دو متغیر و اگر کوچک‌تر از صفر باشد رابطه منفی بین دو متغیر را بیان می‌کند. معمولاً برای برازش یک خط مناسب و مستقیم روش‌های متفاوتی وجود دارد. اگر  $a$  و  $b$  مشخص باشند، محل عبور یک خط را می‌توان به آسانی تعیین کرد. روش‌های متفاوتی برای برآورد کردن  $a$  و  $b$  وجود دارد که در دو روش پارامتریک و ناپارامتریک جای می‌گیرند (عساکره، ۱۳۹۰).

جهت پهنه‌بندی روند دمایی از زمین‌آمار استفاده شد. روش‌های زمین‌آمار از اصول ریاضی و آمار پیروی نموده و علاوه بر فراهم نمودن تکنیک‌های متنوع برای میان‌یابی، ابزاری برای درک بهتر داده‌ها و توزیع آن‌ها در سطح در اختیار محققان قرار می‌دهند. در طبیعت اشیاء نزدیک‌تر به هم بیشتر از اشیاء دور از هم تمایل به تشابه دارند. این یک اصل جغرافیائی است (Tobler, 1970) بنابراین هر چه فاصله دو نقطه از یکدیگر بیشتر گردد، تأثیر نقاط کمتر می‌گردد. لذا تعیین تعداد نقاط همسایه و فاصله بین آن‌ها بسیار مهم است. اصل اولیه در زمین‌آمار این است که شباهت مقادیر یک متغیر مکانی با افزایش فاصله کاهش می‌یابد و یا به عبارت ساده‌تر نمونه‌های نزدیک در مقایسه با نمونه‌های دورتر شباهت بیشتری به هم دارند (گوآرتس<sup>۱۳</sup>، ۲۰۰۰). روش‌های آماری میان‌یابی متنوعی همانند کریجینگ، نزدیک‌ترین همسایگی وزنی، معکوس فاصله، انحنا کمیته و غیره وجود دارد که به کمک آن‌ها می‌توان داده‌های مکانی را برآورد نمود. روش کریجینگ بر اساس میانگین متحرک وزن‌دار بوده و می‌توان آن را بهترین تخمین گر خطی نارایب<sup>۱۴</sup> با کمترین مقدار واریانس تخمین معرفی نمود. شرط نارایب بودن در سایر

13 Goovaerts

14 Best Linear Unbiased Estimator (BLUE)

(۶) واریانس هم سازها حساب می‌شود.

$$I(f_i) = \frac{n}{2} (a_i^2 + b_i^2) \quad (۶)$$

ترسیم نمودار دوره نگار طیف : نمودار دوره نگار نموداری است که محور افقی آن بسامد (احتمال وقوع) دوره‌ها و محور عمودی آن مقادیر واریانس هر یک از چرخه‌ها را نشان می‌دهد. آزمون معنی‌داری طیف : که برای انجام آن سه مرحله طی می‌شود: الف- محاسبه میانگین طیف  $(\bar{S})$ ، ب- محاسبه خودهمبستگی مرتبه اول برای مشاهدات  $(I_1)$ ، ج- محاسبه طیف برای یک سری تصادفی با مشخصات  $(\bar{S})$  و  $(I_1)$  با استفاده از رابطه‌ی (۷):

$$\hat{I}(f) = \bar{S} \left[ \frac{1 - r_1^2}{1 + r_1^2 - 2r_1 \cos\left(\frac{\pi * i}{q}\right)} \right] \quad (۷)$$

$i=1,2, \dots, q$

بدین ترتیب طیفی که حاصل می‌شود نه دارای روند است و نه سیکل. برای آزمون ابتدا یک فاصله اطمینان مشخص می‌کنیم که هرکدام از طیف‌ها خارج از فاصله اطمینان باشند آن چرخه‌ها معنادار خواهند بود بدین منظور از آزمون خی دو با درجه آزادی زیر استفاده می‌شود.

$$df = \frac{2n - q}{2} \quad (۸)$$

با این درجه آزادی و با یک سطح اطمینان مشخص و مقادیر جدول سطح معناداری با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$\text{sig } \hat{I}(f) = \frac{x^2}{df} \times \hat{I}(f) \quad (۹)$$

برای چرخه‌هایی که در آن مقدار واریانس  $I(f) > \hat{I}$  باشد آن چرخه‌ها معنادار هستند (سلیقه و همکاران، ۱۳۹۴). مراحل انجام این پژوهش در شکل (؟؟؟) نشان داده شده است.

روش‌های تخمین، نظیر چندضلعی و عکس فاصله نیز اعمال می‌شود ولی ویژگی کریجینگ آن است که در عین ناریب بودن، واریانس تخمین آن نیز حداقل است. این موضوع نشانگر آن است که این تخمین گر از اطلاعات موجود به بهترین نحو استفاده می‌کند؛ بنابراین کریجینگ همراه هر تخمین، مقدار خطای آن را نیز می‌دهد که با استفاده از این ویژگی منحصر به فرد می‌توان قسمت‌هایی که در آنجا خطا بالاست و برای کاهش آن به داده‌های بیشتری نیاز است را مشخص کرده و تحت پوشش لازم قرارداد (زهتابیان و همکاران، ۱۳۸۶). فرمول کلی روش کریجینگ مانند سایر تخمین گرها به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$z^*(xi) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot z(xi) \quad (۳)$$

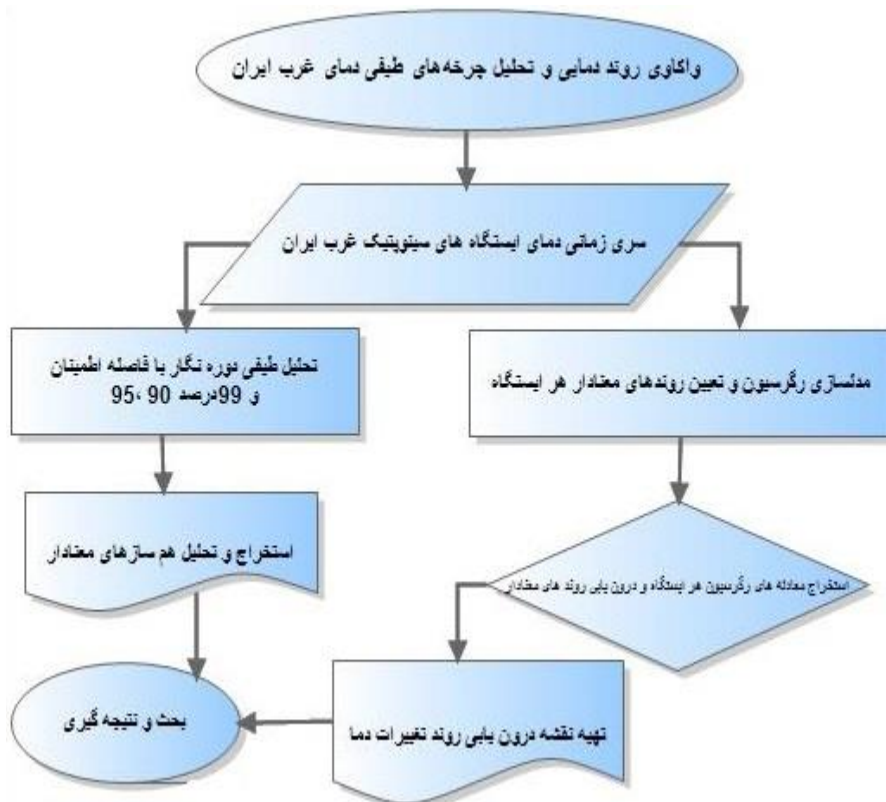
که در آن:  $z^*(xi)$  : مقدار تخمینی متغیر،  $\lambda_i$  : وزن یا اهمیت نمونه  $i$  ام،  $n$  : تعداد مشاهدات،  $z(xi)$  : مقدار مشاهده شده متغیر است. به منظور بررسی نوسانات (چرخه‌ها) سری زمانی میانگین دمایی از روش تحلیل طیفی استفاده شد. در واقع تکنیک تحلیل طیف تجزیه واریانس سری زمانی است که ابتدا سری‌های زمانی به توابع فرکانسی به صورت تابع دوره‌ای با دامنه و فراوانی تبدیل می‌شوند. در این تابع فراوانی گویای مقیاس زمانی چرخه‌ها در واحد زمان و دامنه بیانگر میزان واریانس در مقیاس زمانی است. به منظور استخراج چگالی طیفی مراحل زیر انجام شد:

الف: تبدیل سری زمانی  $(X_t)$  به طول  $\Pi$  به فرکانس و محاسبه هارمونیک‌ها که ابتدا باید دو پارامتر زیر را حساب کرد:

$$a_t = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n X_i \cos\left(\frac{2\pi q}{n} t\right) \quad q=1,2,\dots,\frac{n}{2} \quad (۴)$$

$$b_t = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sin\left(\frac{2\pi q}{n} t\right) \quad t=1,2,\dots,n \quad (۵)$$

در رابطه بالا  $q$  تعداد همسازها می‌باشد که برای سری‌های زوج به تعداد  $q = \frac{n}{2}$  و برای سری‌های فرد  $q = \frac{n-1}{2}$  هم ساز خواهیم داشت. با استفاده از رابطه

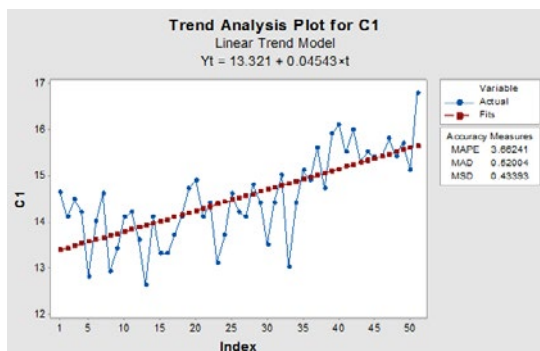


شکل ۲. مراحل انجام واکاوی روند دمایی و تحلیل چرخه های طیفی دمای غرب ایران

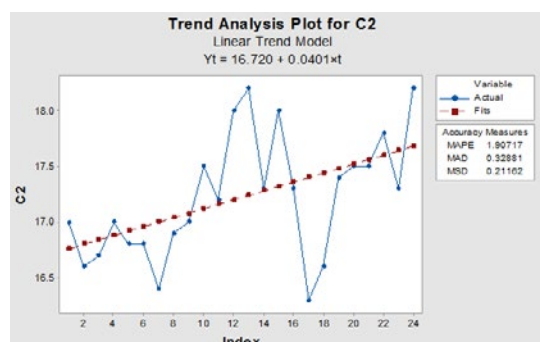
### نتایج و بحث

۹۵ درصد اطمینان و نمودارهای آن ارائه شده است، در ادامه با الگوسازی در خانواده چندجمله‌ای‌ها میزان روند و درجه شیب برای هر ایستگاه بیان شده است و آزمون معناداری در سطح ۹۵ درصد مورد بررسی قرار گرفته است. مقادیر P\_Value و آماره آزمون t\_student این شیب‌ها در زیر معادلات نوشته شده است. نتایج در جدول (۱) آورده شده است.

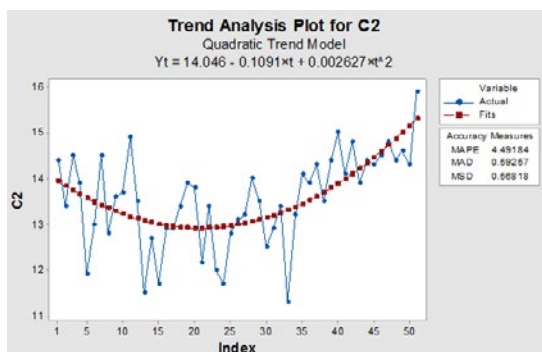
به منظور شناخت تغییرات رفتار زمانی دمای ایستگاه‌های مورد مطالعه با روش رگرسیون چند متغیره با تعیین نوع روند و درجه شیب خط روند مدل سازی شد، برازنده ترین الگو برای نمایش روند سری زمانی با توجه به آزمون‌های آماری مورد بررسی قرار گرفت. در اشکال ۳ تا ۷ آزمون معنی‌داری آماری الگوهای برازش یافته در سطح



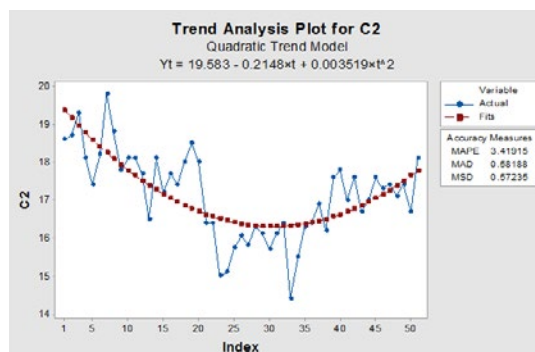
شکل ۳. نمودار روند میانگین دما مرکز استان کرمانشاه



شکل ۴. نمودار روند میانگین دما مرکز استان ایلام



شکل ۵. نمودار روند میانگین دما مرکز استان همدان



شکل ۶. نمودار روند میانگین دما مرکز استان لرستان

جدول ۱. مدل برازش یافته شده بر میانگین دمایی ایستگاه‌های مرکزی غرب کشور

نام ایستگاه	مدل برازش داده شده	نوع الگوی برازش یافته	P_Value
کرمانشاه	TEP = 13.321 + 0.04543 t (27.74) (7.11)	خطی	0.0021
سنندج	TEP = 14.046 - 0.1091 t + 0.002627 t <sup>2</sup> (4.68) (41.36) (-3.63)	سه‌می	0.0012
ایلام	TEP = 16.72 + 0.0401 t (51.73) (3.11)	خطی	0.0374
همدان	TEP = 11.793 - 0.1142 t + 0.002425 t <sup>2</sup> (4.01) (32.25) (-3.52)	سه‌می	0.0028
خرم‌آباد	TEP = 19.583 - 0.2148 t + 0.003519 t <sup>2</sup> (57.45) (-7.10) (6.24)	سه‌می	0.000

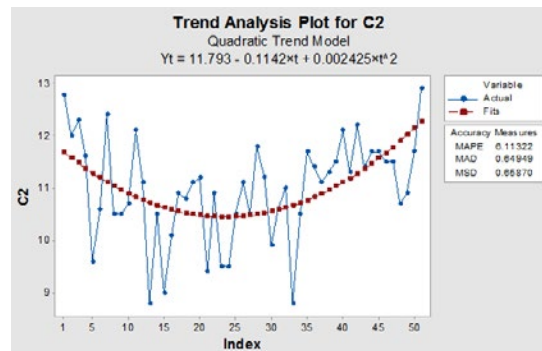
در این تحقیق بیانگر آن است که در ایستگاه کرمانشاه و ایلام روند تعیین شده خطی است و حاکی از افزایش دما در این ایستگاه‌ها به ترتیب به ازای هر سال ۰,۰۴۵ و ۰,۰۴۰ درجه می‌باشد، در ایستگاه همدان، لرستان و کردستان الگوی برازش یافته بر میانگین دما از نوع روند سه‌می است؛ که خط روند نشان دهنده کاهش دما و تقریباً از سال ۱۹۸۰ به بعد ایستگاه‌ها روند افزایشی را نشان می‌دهد که با بحث تغییر اقلیم و گرمایش جهانی قابل تفسیر است. با توجه به شکل (۷) در کلیه ایستگاه‌ها روند معنادار تدریجی افزایشی مشاهده می‌شود در ایستگاه‌های ایلام و کرمانشاه غربی‌ترین ایستگاه‌ها بیشترین روند تغییرات را داشته‌اند. در شکل ۸ تا ۱۲ دوره نگار ایستگاه‌های مورد مطالعه در یک دوره مشترک ۳۳ ساله در دوره‌ی آماری ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۸ نشان داده شده است. ارتفاع (دامنه) این هم‌سازها که با یک مقدار از محور عمودی نظیر هستند در واقع همان مقدار واریانس چرخه‌هاست

پس از محاسبه روند پیش‌بینی ایستگاه‌های مورد مطالعه فیلدهای ژئومتری یا طول و عرض جغرافیایی به هر ایستگاه اضافه شد و نرم‌افزار Arc GIS 10 عمل میان‌یابی به روش کریجینگ انجام شد. برای انتخاب روش درونیابی مناسب نیاز به انتخاب بهترین تابع نیم تغییر نما برای برازش بر داده‌ها است. قابل ذکر است در این پژوهش چهار نوع نیم تغییر نمای کروی، گوسین، خطی و نمایی استفاده شده است. با توجه پراکندگی ایستگاه‌ها و نیز شاخص RMSE و MAE در مدل‌های اجرا شده Simple Kriging بهترین مدل برازش تشخیص داده شده و با این مدل منطقه غرب پهنه‌بندی شد. جهت انتخاب بهترین روش برون‌یابی در این تحقیق هشت روش استفاده گردید که جدول (۲) به اختصار ذکر شده است. روندها و بسامدهای مختلف آشکار و نهان در سری‌های زمانی دما می‌توانند نشان دهنده رفتار دمایی محدوده مورد مطالعه باشند. تجزیه و تحلیل سری‌های مورد مطالعه

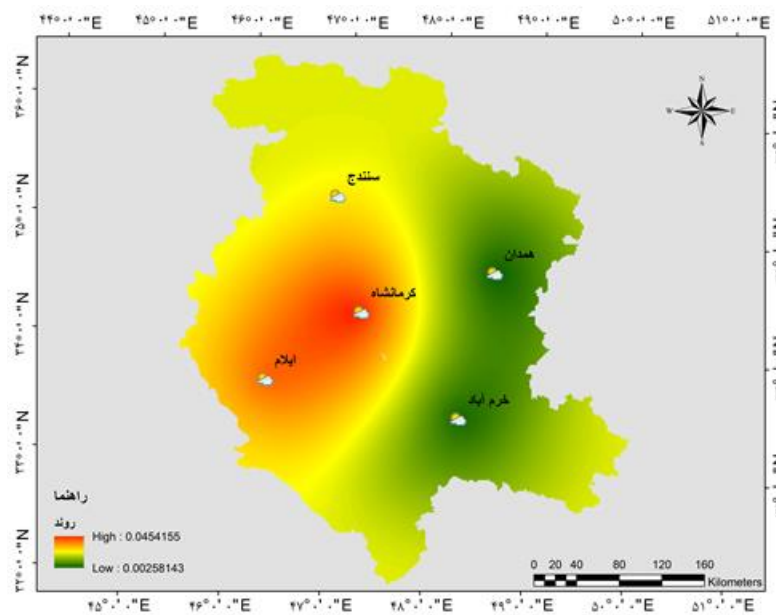
جدول ۲. میزان RMSE روش‌های درون‌یابی ماخذ: یافته‌های تحقیق، ۱۳۹۷

روش درون‌یابی	RMSE	MAE
Inverse distance weighting with powe1	0/04	0/08
Inverse distance weighting with powe3	0/06	0/036
Inverse distance weighting with powe4	0/032	0/027
Local Polynomial Interpolation	0/05	0/032
Simple Kiriging	0/014	0/021
Radial Basis Function	0/08	0/093
Universal Kiriging	0/015	0/031
Ordinary Kiriging	0/036	0/022

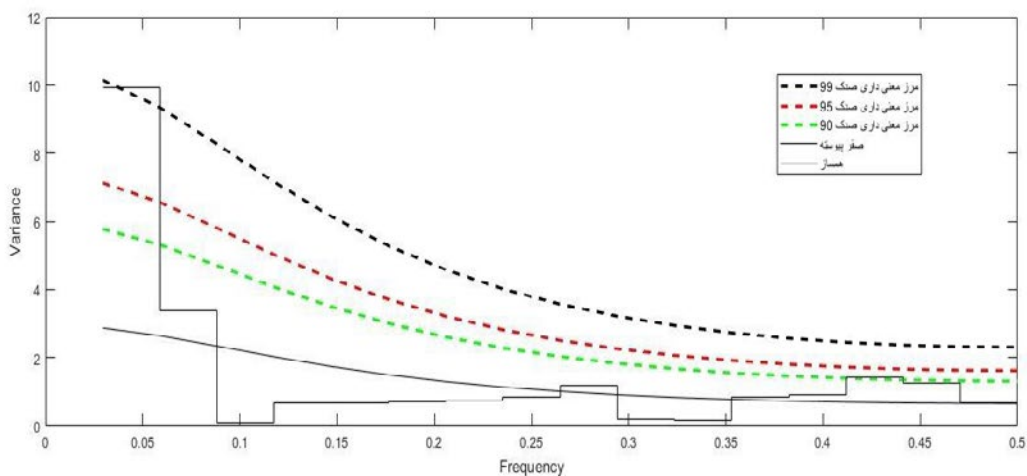
هر چرخه‌ای دامنه بیشتری داشته باشد در واقع واریانس بیشتری از طیف‌ها را به خود اختصاص می‌دهد (بلیانی و همکاران، ۱۳۹۴). با توجه به ایستگاه‌های مورد مطالعه؛ تنها همساز ایستگاه کرمانشاه در سطح اطمینان صدک ۹۹ معنی‌دار است؛ در این ایستگاه همساز اول و چهاردهم در سطح اطمینان ۰٫۹۹ معنی‌دار است، همساز اول علاوه برداشتن بسامد بالا، وجود روند در داده‌ها را نمایش داده و دوره بازگشت آن برابر با طول دوره آماری خواهد بود،



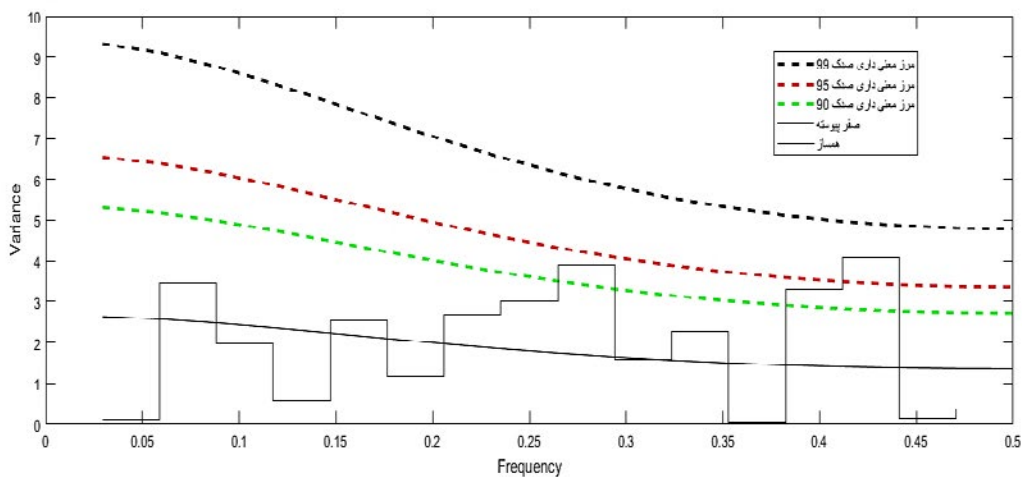
شکل ۷. نمودار روند میانگین دما مرکز استان کردستان



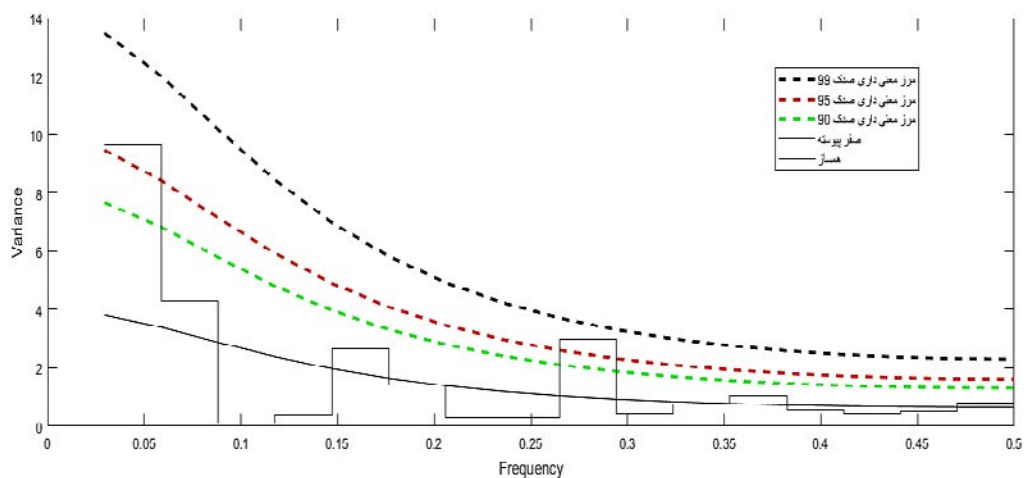
شکل ۸. توزیع مکانی روند دمایی غرب کشور



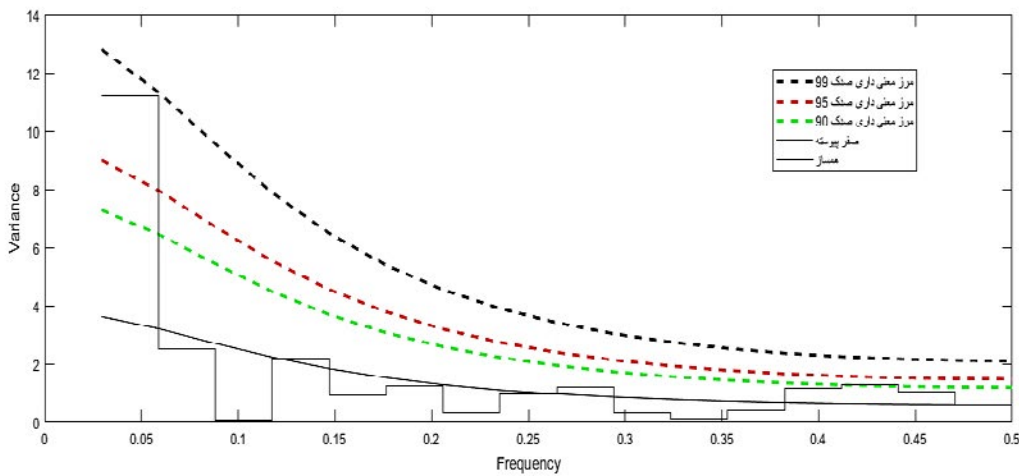
شکل ۹. دوره نگار ایستگاه کرمانشاه



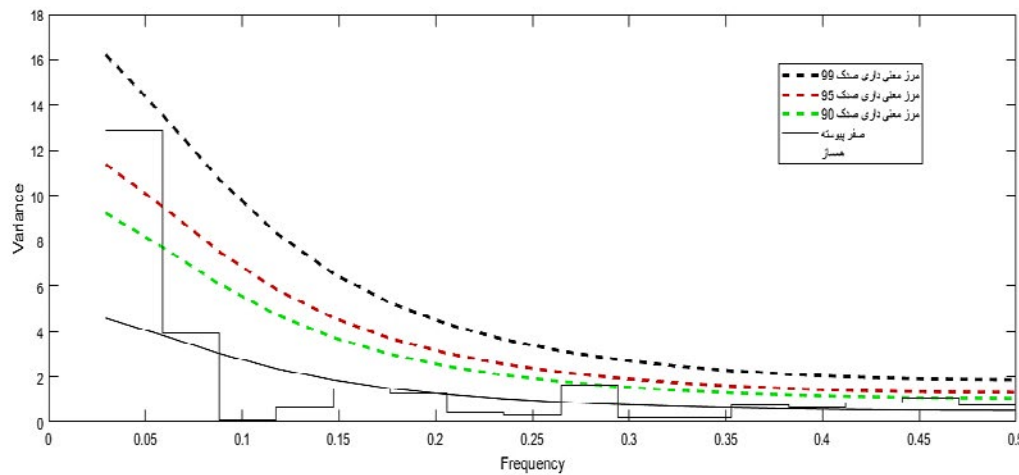
شکل ۱۰. دوره نگار ایستگاه ایلام



شکل ۱۱. دوره نگار ایستگاه همدان



شکل ۱۲. دوره نگر ایستگاه خرم‌آباد



شکل ۱۳. دوره نگر ایستگاه سنندج

روش تحلیل طیفی بر سری زمانی میانگین داده‌های دمایی مراکز غرب کشور چرخه‌های سینوسی معنی‌دار ۲-۳ ساله یا بسامد ۰,۴ در تمامی آن‌ها آشکار گردید. این نتایج همسو با نتایج کانه و تگزیرا (۱۹۹۰:۱۲۲) که آن‌ها نیز چرخه‌های ۲-۵ ساله در دمای کره زمین را استخراج نموده‌اند. بعضی از دانشمندان این چرخه‌ها را حاصل تغییرات دوسالانه الگوی بزرگ‌مقیاس گردش عمومی جو و جریانات مداری می‌دانند (عساکره، ۱۳۸۸)؛ که عمده‌ترین دلیل آن را روابط متقابل جو-اقیانوس و سامانه‌های موسمی برون حاره تعریف کرده‌اند (چانگ<sup>۱۵</sup>،

در ایستگاه ایلام در همساز چهاردهم معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد مشاهده می‌شود، در ایستگاه همدان، همساز اول و نهم در سطح اطمینان ۰,۹۵ معنی‌دار هستند. ایستگاه‌های سنندج و خرم‌آباد در همساز اول در سطح معنی‌داری ۹۵ معنی‌دار هستند و در سایر همسازها معنی‌داری مشاهده نمی‌شود. سطح اطمینان ۰,۹۰ در سایر ایستگاه‌ها مشاهده می‌شود. با توجه به همسازها فراوانی ۲ و ۳ در دوره بازگشت ایستگاه‌ها فراوانی بیشتری دارد. در بین ایستگاه‌ها، کرمانشاه، ایلام و همدان دارای ۴ همساز معنی‌دار می‌باشند. ایستگاه‌های خرم‌آباد و سنندج دارای ۳ همساز معنی‌دار هستند (جدول ۳). با به کار بردن

جدول ۳. مشخصات آماری همسازها

شماره ایستگاه	سطح اطمینان	شماره همساز	احتمال	دوره بازگشت	واریانس همساز
کرمانشاه	۰/۹۹	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۹/۹۱
	۰/۹۵	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۷/۹
	۰/۹۰	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۶
	۰/۹۰	۱۴	۰/۴۱۱	۳	۰/۹۵۸
	۰/۹۹	-	-	-	-
ایلام	۰/۹۵	۱۴	۰/۴۱۱	۳	۴/۰۸
	۰/۹۰	۹	۰/۲۶۴۷	۳/۷	۳/۰۹
	۰/۹۰	۱۳	۰/۳۸۲۴	۳	۳/۳۱
	۰/۹۰	۱۴	۰/۴۱۱	۷	۴/۰۸
	۰/۹۹	-	-	-	-
همدان	۰/۹۵	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۹/۶
	۰/۹۵	۹	۰/۲۶۴۷	۳/۷	۲/۹۷
	۰/۹۰	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۷
	۰/۹۰	۹	۰/۲۶۴۷	۳/۷	۲
	۰/۹۹	-	-	-	-
خرم‌آباد	۰/۹۵	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۸
	۰/۹۰	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۶/۵
	۰/۹۰	۱۴	۰/۴۱۱۸	۳	۱/۲
	۰/۹۹	-	-	-	-
	۰/۹۵	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۱۲/۸
سنندج	۰/۹۰	۱	۰/۰۲۹۴	۳۴	۸
	۰/۹۰	۹	۰/۲۱۷	۴/۶	۱/۶

۲۰۰۰). به‌طور کلی با توجه به معناداری چرخه‌ها می‌توان بیان نمود چرخه‌های دمایی غرب کشور از الگوهای بزرگ‌مقیاس تأثیر می‌پذیرند.

### جمع‌بندی

نوسانات دمایی می‌توانند به‌صورت روند و چرخه‌های آشکار و نهان خود را نشان دهند. آگاهی از این الگوها می‌تواند در پیش‌بینی‌های اقلیمی مؤثر باشد. در این تحقیق با مدل‌سازی خانواده چندجمله‌ای‌ها برای ایستگاه‌های مراکز غرب کشور روند ابتدا کاهشی تا سال ۱۹۸۰ و سپس افزایشی استخراج گردید. به غیر ایستگاه‌های کرمانشاه و ایلام که مدل خطی معنادار

داشتند بقیه ایستگاه‌ها روند سهمی معنادار به خود گرفتند. با میان‌یابی مشخص شد مناطق غربی ایران نسبت به مرکز آن آهنگ روند افزایش بیشتری دارند. با کاربرد تحلیل طیفی و استخراج چگالی طیف چرخه‌های معنادار ۲-۳ ساله در تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه مشاهده گردید. به‌عبارت‌دیگر احتمال رخداد دمایی یکسان ۰,۴ است و هر رویداد دمایی ۲ تا ۳ سال تکرار می‌شود. این تکرار در تمامی نقاط کره زمین مشاهده گردیده است (کانه و تگزیرا، ۱۹۹۰؛ عساکره، ۱۳۸۸). بنابراین پذیرفته‌شده که چرخه‌های دوسالانه ویژگی عام اقلیم کره زمین و حاصل تغییرات جریان‌اتمداری است (عساکره، ۱۳۸۸). گرچه وجود چرخه نهان دوسالانه در

غرب کشور مشاهده شد اما با توجه به روند افزایشی دما به نظر می‌رسد همزمانی حالت‌های فرین و غیرهمسو شاخص‌های NAO مثبت و SIO منفی یا NAO منفی و SIO مثبت که بیشترین تأثیر را بر اقلیم می‌گذارند (عزیزی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۴) موجب آشکار شدن این چرخه‌ها بوده باشد از طرفی اکثریت پژوهش‌های صورت گرفته (آزاد و همکاران، ۲۰۱۰؛ کالاجی و همکاران، ۲۰۰۴؛ عساکره، ۱۳۸۹؛ عساکره و رزمی، ۱۳۹۱؛ سلیقه و همکاران، ۱۳۹۴؛ علیجانی و همکاران، ۱۳۹۵؛ عساکره و حسینجانی، ۱۳۹۶؛ عساکره، ۲۰۱۹) این چرخه‌ها را به ال نینو نوسانات جنوبی و تغییرات دو سالانه نسبت داده اند. در پایان پیشنهاد می‌گردد با در نظر گرفتن تعداد بیشتر ایستگاه‌های دارای آمار در این محدوده مورد مطالعه و تأثیر نوسانات دوسالانه، النینو و انسو بر روی غرب کشور مطالعه بیشتری صورت گیرد که نویسندگان در تحقیقات آینده مدنظر خواهند گرفت.

### مراجع

- احمدی امید، علمداری پرپسا، ثروتی مسلم، خوش‌زمان تورج، شاهبایی کوتنایی علی (۱۳۹۸). بررسی و تحلیل دوره‌های بازگشت دما و بارش با استفاده از تحلیل طیفی و تأثیر آن بر مدیریت اراضی (مطالعه موردی: خداقرین، آذربایجان شرقی). مجله علوم آب و خاک، ۲۳ (۱): ۲۲۲-۲۳۵.
- بلیانی، سعید؛ سلیقه، محمد؛ عساکره، حسین؛ ناصرزاده، محمد حسین (۱۳۹۴). تحلیل روند و چرخه‌های سری زمانی بارش سالانه حوضه‌های ابریز حله و مند، نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، ۱۵ (۳۷): ۲۷۲-۲۴۵.
- تقوی، فرحناز؛ ناصری، محسن؛ بیات، بردیا؛ متولیان، ساجد؛ آزادی فرد، داود (۱۳۹۰). تعیین الگوهای رفتار اقلیم در مناطق مختلف ایران برا اساس تحلیل طیفی و خوشه بندی مقادیر حدی بارش و دما، پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، ۴۳ (۷۷): ۱۰۹-۱۲۴.
- ذوالفقاری، حسن؛ معصوم پور، جعفر، سماکوش؛ جلیلیان، آذر؛ امان‌الله، فتح‌نیا (۱۳۹۲). تعیین الگوهای سینوپتیک و توده‌های هوای موثر بر فصول اقلیمی غرب ایران، پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، ۴۵ (۱): ۵۳-۷۰.
- زهبابیان، غلامرضا؛ عسکری، محمد (۱۳۸۶). طرح تحقیقاتی بررسی و تحلیل مکانی خصوصیات کیفی آبهای زیرزمینی درحوزه آبخیزگرمسار. دانشگاه تهران.
- عساکره، حسین. (۱۳۸۹). تحلیل چرخه‌های میانگین دمای سالانه شهر زنجان. فصلنامه جغرافیا و توسعه، ۱۹ (۱): ۱۱-۲۴.
- عساکره، حسین. (۱۳۸۸). تحلیل طیفی سری زمانی دمای سالانه تبریز. تحقیقات جغرافیایی، ۳ (۲۴): ۳۳-۵۰.
- عساکره، حسین، حسینجانی، لیلیا (۱۳۹۶). واکاوی چرخه‌های دمایی و بارشی سالانه ایستگاه همدید بندر انزلی. اندیشه جغرافیا، ۹ (۱۷): ۲۲-۳۸.
- عساکره، حسین؛ خوشرفتار، رضا؛ ستوده فاطمه. (۱۳۹۱). تحلیل
- علیجانی، بهلول (۱۳۸۱). اقلیم شناسی سینوپتیک، چاپ اول، انتشارات سمت، تهران.
- علیجانی، بهلول؛ بیات، علی؛ دوستکامیان، مهدی؛ بلیانی، یدالله (۱۳۹۵). تحلیل طیفی سری‌های زمانی بارش سالانه ایران. نشریه جغرافیا و برنامه ریزی، ۲۰ (۵۷): ۲۱۷-۲۳۶.
- میرموسوی، سیدحسین، جلالی، مسعود، ابختی گروسی، هوشنگ و ندا خانفی (۱۳۹۱). تحلیل الگوهای سری زمانی بارش در ایستگاه هواشناسی خوی. فصلنامه فضای جغرافیایی، ۴ (۴۷): ۱-۱۷.
- Asakereh, H., Doostkamian, M., & Sadrafshary, S. (2015). Anomalies and cycles of precipitable water over Iran in recent decades. *Arabian Journal of Geosciences*, 8(11), 9569-9576.
- Asakereh, H., Jahanbakhsh, S., & Ashrafi, S. (2019). On the frequency changes of cyclones affecting precipitation in the Rood Zard basin, Iran. *Arabian Journal of Geosciences*, 12(13), 413.
- Azad, S., Vignesh, T. S., & Narasimha, R. (2010). Periodicities in Indian monsoon rainfall over spectrally homogeneous regions. *International Journal of Climatology*, 30(15), 2289-2298.
- Chung, Y. S., & Yoon, M. B. (2000). Interpretation of recent temperature and precipitation trends observed in Korea. *Theoretical and Applied Climatology*, 67(3-4), 171-180.
- Gonzalez-Hidalgo, J. C., Lopez-Bustins, J. A., Štěpánek, P., Martin-Vide, J., & de Luis, M. (2009). Monthly precipitation trends on the Mediterranean fringe of the Iberian Peninsula during the second-half of the twentieth century (1951–2000). *International Journal of Climatology*, 29(10), 1415-1429.
- Goovaerts, P. (2000). Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall. *Journal of hydrology*, 228(1-2), 113-129.
- Henderson, K. G. (2000). Autumn precipitation trends in the northeast United States. *Middle States Geographer*, 33, 74-81.
- Kalayci, S., Karabörk, M. Ç., & Kahya, E. (2004). Analysis of El Nino signals on Turkish streamflow and precipitation patterns using spectral analysis. *Fresenius environmental bulletin*, 13(8), 719-725.
- Kane, R. P., & Teixeira, N. R. (1991). Power spectrum analysis of the annual rainfall series for Massachusetts (NE, USA). *Climatic change*, 18(1), 89-94.
- Kirkyla, K. I., & Hameed, S. (1989). Harmonic analysis of the seasonal cycle in precipitation over the United States: A comparison between observations and a general circulation model. *Journal of climate*, 2(12), 1463-1475.
- Lana, X., & Burgueno, A. (2000). Statistical

- doi:10.1016/j.jog.2011.10.006
27. Robeson, S. M. (1997). Spherical methods for spatial interpolation: Review and evaluation. *Cartography and Geographic Information Systems*, 24(1), 3-20.
28. Thompson, R. (1997). *Applied climatology: principles and practice*. Psychology Press.
29. Trammell, J. H., Jiang, X., Li, L., Kao, A., Zhang, G. J., Chang, E. K., & Yung, Y. (2016). Temporal and spatial variability of precipitation from observations and models. *Journal of Climate*, 29(7), 2543-2555.
30. Villarini, G., Smith, J. A., & Napolitano, F. (2010). Nonstationary modeling of a long record of rainfall and temperature over Rome. *Advances in Water Resources*, 33(10), 1256-1267.
31. Xue Z. Liu P. J. and Qian G. 2011. Changes in hydrology and sediment delivery of the Mekong River in the last 50 years: connection to damming, monsoon, and ENSO. *Earth Surf. Process. Landforms* 36: 296–308
- distribution and spectral analysis of rainfall anomalies for Barcelona (NE Spain). *Theoretical and applied climatology*, 66(3-4), 211-227.
24. Livada, I., Charalambous, G., & Assimakopoulos, M. N. (2008). Spatial and temporal study of precipitation characteristics over Greece. *Theoretical and Applied Climatology*, 93(1-2), 45-55.
25. Panagoulia, D., & Vlahogianni, E. I. (2018). Recurrence quantification analysis of extremes of maximum and minimum temperature patterns for different climate scenarios in the Mesochora catchment in Central-Western Greece. *Atmospheric research*, 205, 33-47. <https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2018.02.004>
26. Rangelova, E., Sideris, M.G., Kim, J.W., 2012. On the Capabilities of the Multi-Channel Singular Spectrum Method for Extracting the Main Periodic and Non-Periodic Variability from Weekly GRACE Data. *J. Geodyn.* 54, 64–78.

## Analysis of the Temperature Trend and Analysis of Annual Averag Temperature in western Iran

Mohamad kamangar<sup>1</sup>, Zahra Hedjazizadeh<sup>2</sup>, ali reza karbalaee<sup>3</sup>

Ph.D. Student, Climatology Faculty of Geography University of Zanjan, Iran

Department of Climatology, Faculty of Geography, Kharazmi University of Tehran, Iran

Ph.D. Student, Synoptic Climatology Faculty of Geography University of kharazmi Tehran, Iran

\*Corresponding Author Email: [Mohamad.kamangar63@gmail.com](mailto:Mohamad.kamangar63@gmail.com)

Received: 16 August 2018, accepted: 23 October 2018

### ABSTRACT

An accurate analysis and modeling of temperature time series is one of the important challenges in predicting climate behavior and the impact on future environmental and socioeconomic conditions. time series are complex and non-stationary. In this research, we tried to evaluate and analyze the average long-term oscillation (temperature variability) of temperature in western Iran. First, modeling in the family of polynomials was used to identify the trend. The results showed that Kermanshah and Ilam stations have linear trend and Kurdistan, Hamadan, and Khorramabad have a significant proportional trend. Using the spatial analysis of the periodologist, the annual temperature with confidence of 99, 95 and 90 percent was extracted. In this research, synoptic stations were selected in the provinces of the western part of the country, all stations showed significant 2-3-year cycles; which is every recurring temperature event is 2-3 years in one period. In addition, each temperature event is expected to be repeated every two to three years. From the perspective of probability, it can be repeated 0.4 times to repeat the event. This cycle is observed at high temperatures in large areas of the globe and it has been accepted that the biennial cycles are common features of the planet and are the result of a change in orbital flow. In general, with respect to the significance of cycles 2-3, it can be stated that the temperature fluctuations of the west of the country are influenced by large scale models.

**Keywords:** Temperature modeling, oscillation cycle, spectral analysis, the west of Iran

### HOW TO CITE THIS ARTICLE

Kamangar, M.; Hedjazizadeh, Z.; karbalaee, AR., (2018). Analysis of the Temperature Trend and Analysis of Annual Averag Temperature in western Iran. *J. Meteorol. Atmos. Sci.*, 1(3): 244-257.

### COPYRIGHTS

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to the JMAS Journal. This is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

