

تحلیل تغییرات بارش حوضه‌ی آبریز هراز با استفاده از روش‌های آماری و تکنیک تحلیل طیفی

عباسعلی داداشی رودباری^۱

غلامعباس فلاح قاهری*^۲

مختار کرمی^۳

محمد باعقیده^۴

چکیده

شناسایی رفتار بارش از مهم‌ترین اصول برنامه‌ریزی‌های محیطی به شمار می‌رود. چرا که رفتار بارش در بلندمدت راه را برای برنامه‌ریزی‌های محلی و منطقه‌ای هموار می‌نماید. پژوهش پیش‌رو با هدف پیش‌آگاهی مدیریت سیلاب در حوضه‌ی آبریز هراز واقع در جنوب استان مازندران انجام شده است. بدین منظور از تحلیل روند و تکنیک تحلیل طیفی استفاده شده است. داده‌های بارش مورد نیاز در بازه‌ی زمانی ۱۹۵۱-۲۰۰۷ از پایگاه داده‌ی بارش آفرودیت اخذ شده است. نتایج نشان داد که ضریب تغییرات بارش در سطح حوضه در ماه‌های گرم سال نسبت به دوره‌ی سرد سال بیشتر بوده است. همچنین با توجه به آماره‌های پراکندگی به دست آمده، بزرگ‌ترین خوشه‌های بارش در حوضه‌ی آبریز هراز در فصل زمستان ایجاد می‌شوند که نشان‌دهنده‌ی نظم نسبی بارش در منطقه‌ی مورد مطالعه می‌باشد. تحلیل طیفی مشاهدات بارش، حاکی از وجود چرخه‌های سینوسی معنی‌دار ۲-۳، ۵-۳، ۵-۱۱ و ۱۱ سال به بالا در منطقه‌ی مورد مطالعه است. وجود این چرخه‌ها را می‌توان به تأثیر عوامل کلان‌مقیاس جوی- اقیانوسی نسبت داد. شیب خط روند به دست آمده برای بارش سالانه‌ی حوضه‌ی آبریز هراز ۷/۶۷ میلی‌متر بر دهه به دست آمد. مهم‌ترین ساز و کاری که می‌توان بر اساس آن با وجود روند افزایشی دما، مقادیر مثبت بارش را در حوضه‌ی آبریز هراز توجیه نمود، ساز و کار «مرطوب‌تر شدن گرم‌تر» است که بر اساس آن هر چه دمای سطحی منطقه بالاتر باشد، مقدار بارندگی بیشتر است.

کلمات کلیدی: آزمون من کندانال، آزمون سنس، تحلیل طیفی، روند، همساز، حوضه‌ی آبریز هراز.

مقدمه

تغییر اقلیم از طریق ردیابی مشخصاتی نظیر کمیت و الگوی زمانی - کانی عناصر اقلیمی قابل مطالعه است. در این میان مطالعه بارش از رواج زیادی برخوردار است. بارش به عنوان یکی از عناصر بنیادی اقلیم به ویژه طی قرن بیستم در عرض‌های میانه و بالای نیمکره شمالی در حدود ۰/۱ درصد افزایش یافته است. از طرف دیگر در خشکی‌های جنب حاره (عرض‌های ۳۰-۱۰ درجه شمالی) روند بارش در حدود ۰/۳ درصد کاهش یافته و در نواحی حاره، افزایش نسبی بارش در حدود ۰/۲ تا ۰/۳ درصد بوده است (موسمان و همکاران^۱، ۲۰۰۴: ۴۴). به تعبیری دیگر می‌توان اذعان داشت که یکی از رفتارهای بارندگی که طی دهه‌های گذشته نمایان تر شده است، تغییر و جابجایی رژیم آن است که به صورت تغییر در مقدار بارندگی، زمان و تداوم رویداد بارش نمایان می‌شود (شیفته سومی و همکاران^۲، ۲۰۱۲: ۹؛ دوهان و پاندی^۳، ۲۰۱۳: ۱۳۸). عناصر آب و هوایی با تغییرات کمی و کیفی خود اوضاع محیطی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این اثرات هر چند که ممکن است بطئی و تدریجی باشند، لیکن می‌توانند پیامدهای زیادی به دنبال داشته باشند. با شناخت ویژگی‌های آب و هوایی می‌توان قابلیت‌های سازگاری انسان در محیط را ارزیابی کرد و متناسب با شرایط اقلیمی اشکال مطلوب ساخت‌های فضائی را با ابزار متناسب به وجود آورد (رزمی، ۱۳۸۹: ۱۴). در یک نگاه منطقی، اقلیم و تغییرات آن بخصوص تغییرپذیری بارش می‌تواند سبب آسیب‌پذیری بیشتری به حیات بشر و همچنین بخش‌های آب و کشاورزی باشد (مریانجی، ۱۳۹۱: ۴۵). وجود دوره یا سال‌هایی که طی آن بارشی کمتر یا بیشتر از میانگین ثبت می‌شود، یک خصیصه‌ی شناخته شده در اقلیم اکثر مناطق کره‌ی زمین می‌باشد. از آنجا که شرایط آب و هوایی هر منطقه‌ای تابع متغیرهای زیادی است و این متغیرها هر ساله از شرایط و مقدار ثابتی برخوردار نیست، وجود نوسان در بارش مناطق مختلف را می‌توان امری بدیهی و اجتناب‌ناپذیر به حساب آورد. همچنین آب و هوای کره‌ی زمین در طول قرن بیستم به ویژه در دو دهه‌ی اخیر تعادل خود را از دست داده و تمایل به افزایش دما نشان داده است که به طور بالقوه می‌تواند منجر به تغییر چرخه‌ی آب و بارش شود و ناهنجاری‌های هیدرولوژیک همچون خشکی‌ها و سیل را سبب شود (رزمی، ۱۳۸۹: ۲۷).

با توجه به مطرح شدن بحث تغییر اقلیم و تغییرات زمانی و مکانی عنصر بارش تا کنون از سوی محققان پژوهش‌های متعددی با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری انجام شده است که از جمله می‌توان به

1- Mosmann et al.,

2- Shifteh Some'e et al.,

3- Duhan and Pandey

پژوهش‌های (کاهیا و کالایکی^۱، ۲۰۰۴؛ زانگ و همکاران^۲، ۲۰۰۶؛ لی یانگ و همکاران^۳، ۲۰۱۰؛ تانگ و همکاران^۴، ۲۰۱۱؛ شیفته سومئی و همکاران^۵، ۲۰۱۲؛ دوهان و پاندی^۶، ۲۰۱۳) اشاره کرد. توموزیو و همکاران^۷ (۲۰۰۰) با استفاده از روش من-کندال و توابع تجربی متعامد^۸، تغییرپذیری میانگین بارندگی تابستانه را در امیلیا رومانیا^۹ در ایتالیا بررسی کردند. مطالعات آنها نشان داد که همه‌ی ایستگاه‌ها دارای روند کاهشی در بارندگی تابستانه می‌باشند. گمر و همکاران^{۱۰} (۲۰۰۴) روند تغییرات بارش ماهانه‌ی چین را مورد مطالعه قرار دادند و نشان دادند که تعداد، توزیع و کاهش روندها از ماهی به ماه دیگر متفاوت است. مارنگو و همکاران^{۱۱} (۲۰۰۴) الگوهای بلندمدت و دهه‌ای بارش در حوضه‌ی آمازون را تجزیه و تحلیل کردند و به این نتیجه رسیدند که کل بارندگی در این منطقه دارای روندی منفی می‌باشد، اما این روند از توزیع مکانی ناهمگون برخوردار بوده است، برای مثال بخش شمالی حوضه دارای روندی منفی و بخش جنوبی دارای روندی مثبت می‌باشد. توشیچ و انکاشویچ^{۱۲} (۲۰۰۵) با استفاده از روش تجزیه و تحلیل طیفی، تغییرات سری‌های زمانی بارش ماهانه، فصلی و سالانه ایستگاه بلغراد را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که تغییرات بارش با دوره‌ی بازگشت دو ساله در ایستگاه بلغراد وجود دارد.

در ایران نیز رزمی (۱۳۸۹) در پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد خود به ارزیابی تغییر رژیم بارندگی آذربایجان ایران پرداخت، روش اصلی به کار گرفته شده در پژوهش وی، روش تحلیل همسازها بوده است. بر اساس تحلیل همسازها مشخص گردید که دو سامانه‌ی همدید- محلی تا بیش از ۹۰ درصد بارش آذربایجان را توجیه می‌کنند. کمترین سهم بارش حاصل از سامانه‌های همدید در شمال شرق رخ می‌دهد. مریانجی (۱۳۹۱) در رساله دکتری خود تغییرپذیری بارش ایران را مورد بررسی قرار داد. نتایج پژوهش وی نشان داد که روند سالانه بارش در ۵۴ درصد از مساحت کشور دارای روند مثبت با میانگین ۱/۷۲ میلی‌متر بوده است. در نهایت نتایج تحلیل خوشه‌ای نشان داد که تغییرپذیری بارش کشور در ۵ گروه عمده قابل طبقه‌بندی می‌باشد. فرسادنیا و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی تحلیل روند بارندگی در استان مازندران با استفاده از روش من-کندال منطقه‌ای پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بررسی وجود روند در سری زمانی میانگین

1- Kahya Kalayci

2- Zhang et al.,

3- Liang et al.,

4- Tang et al.,

5- Some'e et al.,

6- Duhan and Pandey

7- Tomozeiu

8- Emprical Orthogonal Functions(EOF)

9- Emilia Romagna

10- Gemmer et al.,

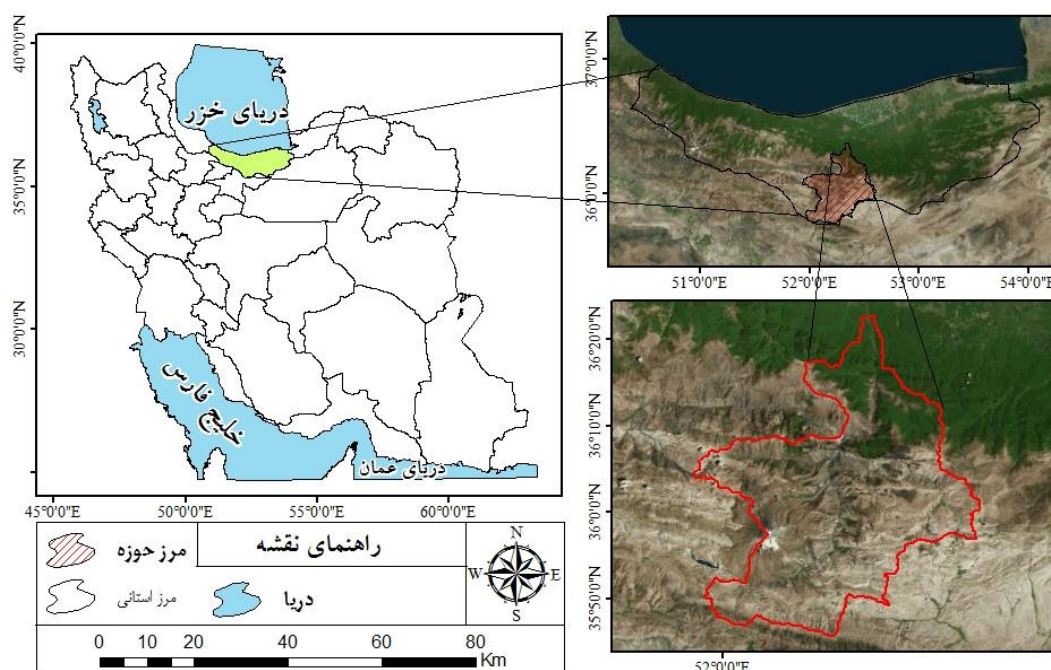
11- Marengo et al.,

12- Tomic' and M. Unkasevic

بارش سالانه در کل استان مازندران دارای روند صعودی در سطح معنی‌دار ۱٪ است. در پژوهش حاضر ضمن بررسی ویژگی‌های عمومی بارش حوضه آبریز هراز سعی شده است روند داده‌های بارش و دوره‌ی بازگشت بارش در مقیاس‌های ماهیانه، سالانه و فصلی نیز مورد ارزیابی قرار گیرد تا بتوان بر اساس دوره‌های بازگشت و سامانه‌های مؤثر در بارش منطقه، پیش‌آگاهی مناسبی به جهت مدیریت سیلاب ارائه گردد.

مواد و روش‌ها

منطقه‌ی مورد مطالعه در پژوهش حاضر، حوضه آبریز هراز در جنوب استان مازندران می‌باشد. این منطقه از نظر تقسیمات سیاسی جزو شهرستان آمل می‌باشد. وسعت حوضه آبریز هراز، ۲۰۰۰۵۱ هکتار است. محیط حوضه هراز برابر با ۲۹۶۰۶۲/۵ کیلومتر، حداقل ارتفاع حوضه ۲۰۰ متر و حداکثر ارتفاع آن ۵۶۰۰ متر می‌باشد. تمامی رودخانه‌های حوضه به رودخانه‌ی هراز منتهی می‌گردد. از مهم‌ترین رودخانه‌های حوضه می‌توان به رودخانه‌های آخن‌سر، شیرکلارود و نمارستاق اشاره کرد. از ارتفاعات مهم حوضه کوه‌های دماوند که مرتفع‌ترین منطقه در حوضه به شمار می‌آید و نیز شیم‌کوه و کوه امامزاده قاسم اشاره نمود. مراکز مهم مسکونی حوضه آبریز هراز عبارت‌اند از پلور، نشل، تیران، رینه، کندوا، آب اسک، گزنک، بایجان، بلقلم و... اشاره کرد. شکل (۱) موقعیت مطالعاتی هراز را نسبت به استان مازندران و کل کشور نشان می‌دهد.



شکل (۱) موقعیت منطقه‌ی مورد مطالعه

جنوب استان مازندران سرزمینی ناهموار است و همین عامل به همراه چندین عامل دیگر موجب تغییرپذیری بارش در استان مازندران و بخصوص مناطق جنوبی آن می‌شود. با توجه به ویژگی‌های اقلیمی خاص استان مازندران و اهمیت بارش در مدیریت منابع آب نیاز به مطالعات در مورد بارش و رفتارهای آن به شدت احساس می‌شود. اما در سطح استان مازندران دسترسی به داده‌های بلندمدت بارش با گستره‌ی وسیع مسیر نیست. هم اکنون ۱۵ ایستگاه همدید در استان مازندران وجود دارد که کمتر از یک سوم آنها آمار بلندمدت (۳۰ ساله و یا بیشتر) متغیرهای هواشناسی را در اختیار دارند که با توجه به گستره‌ی وسیع استان، این تعداد ایستگاه برای بررسی تغییرات بارش که خود سرکش‌ترین عنصر اقلیمی به شمار می‌رود و همچنین دارای نوسان مکانی - زمانی زیاد است؛ کافی نیست. افزون بر مشکلاتی که جهت دسترسی به داده‌های بلند مدت اشاره شد؛ بخش اعظم منطقه‌ی مورد مطالعه را مناطق مرتفع تشکیل می‌دهد (قرارگیری بخشی از مناطق شرقی قله‌ی دماوند و ارتفاعات شمالی و جنوبی آن) و با توجه به اینکه در نواحی با ارتفاع بیش از ۲۶۰۰ متر (کانون‌های آبگیر کشور)، فاقد ایستگاه‌های سنجش و اندازه‌گیری بارش هستیم. همچنین نواحی مجاور که از تباین اقلیمی بالایی برخوردارند (دامنه‌های شمالی - جنوبی البرز) از توزیع مناسب ایستگاه برخوردار نیستند (عساکره، ۱۳۸۷: ۲۵). در این پژوهش با استفاده از بروندادهای یاخته‌ای بارش پایگاه آفرودیت^۱، به ارزیابی تغییرات زمانی - مکانی بارش ماهیانه‌ی حوضه‌ی آبریز هراز پرداخته شده است. داده‌های این پایگاه با بازه‌ی مکانی خاورمیانه و جنوب شرق آسیا و بازه‌ی زمانی ۱۹۵۱/۱/۱ تا ۲۰۰۷/۱۲/۳۱ میلادی و تفکیک مکانی ۰/۲۵×۰/۲۵ و ۰/۵×۰/۵ درجه در تارنمای اینترنتی (<http://www.chikyu.ac.jp/precip/index.html>) موجود می‌باشند (باتاگانی و همکاران^۲، ۲۰۱۲: ۱۴۰۷). در مطالعه‌ی حاضر داده‌های منطقه‌ی خاورمیانه (APHRO_ME) از آخرین محصول پایگاه داده APHRODITE تحت عنوان v1101، با قدرت تفکیک ۰/۲۵×۰/۲۵ و فرمت "NetCDF.nc" از سایت مربوطه اخذ گردید. لازم به ذکر است کنترل کیفی بر روی داده‌های فوق انجام شده است. در مرحله‌ی بعد با استفاده از تکنیک‌های زمین آمار و روش کریجینگ، یاخته‌ای به ابعاد ۱۵×۱۵ کیلومتر مربع بر منطقه‌ی مورد مطالعه گسترانیده شد. حال به جای انجام تحلیل بر روی گره‌گاه‌های ۰/۲۵×۰/۲۵ درجه و انتساب نتایج به دست آمده به پهنه‌ی مورد مطالعه؛ از داده‌های ریزمقیاس‌نمایی شده با تفکیک فضایی ۱۵×۱۵ کیلومتر استفاده شده است.

1- Aphrodite

2- Yatagani and et al.,

ارزیابی روند داده‌ها

جهت برآورد شیب واقعی یک روند در یک سری زمانی، استفاده از روش ناپارامتریک سنس^۱ می‌تواند یکی از روش‌های مناسب در این زمینه باشد. این روش ابتدا توسط تیل در سال (۱۹۵۰) ارائه و سپس توسط سن در سال (۱۹۶۸) بسط و گسترش داده شد. روش حاضر همانند بسیاری دیگر از روش‌های ناپارامتریک همچون من-کندال بر تحلیل تفاوت بین مشاهدات سری زمانی استوار است. این روش زمانی می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد که روند موجود در سری زمانی یک روند خطی باشد. این بدین معناست که $f(t)$ در رابطه‌ی (۱) برابر است با:

$$f(t) = Qt + B \quad \text{رابطه‌ی (۱)}$$

در رابطه‌ی (۱) Q ، شیب خط روند و B ، مقدار ثابت است. جهت محاسبه شیب خط روند یعنی Q ، ابتدا بایستی شیب بین هر جفت داده مشاهداتی، با استفاده از رابطه‌ی (۲) محاسبه گردد:

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} \quad \text{رابطه‌ی (۲)}$$

در رابطه‌ی (۲) $j > k$ است. در این رابطه x_j و x_k به ترتیب داده‌های مشاهداتی در زمان‌های j و k است. با اعمال این رابطه برای هر جفت داده مشاهده‌ای، یک شیب به دست می‌آید. با قرار دادن این شیب‌ها در کنار یکدیگر یک سری زمانی از شیب‌های محاسبه شده حاصل می‌آید. یعنی اگر n تعداد x_i در سری زمانی وجود داشته باشد (در این تحقیق $n = 57$) ما به اندازه‌ی $N = n(n-1)/2$ برآورد شیب Q_i خواهیم داشت. در مرحله‌ی بعد سری زمانی مورد مطالعه به دست می‌آید. برای این کار N تعداد از Q_i ها از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند و سپس با استفاده از یکی از رابطه‌های زیر اقدام به تعیین میانه‌ی سری زمانی می‌گردد. اگر تعداد مشاهدات سری زمانی مورد مطالعه فرد باشد، از رابطه‌ی (۳) و اگر زوج باشد از رابطه‌ی (۴) استفاده می‌گردد (ویوکاناندان^۲، ۲۰۰۷: ۱۰۴):

$$Q = Q_{[(N+1)/2]} \quad \text{رابطه‌ی (۳)}$$

$$Q = \frac{1}{2} [Q_{[N/2]} + Q_{[(N+2)/2]}] \quad \text{رابطه‌ی (۴)}$$

نتیجه‌ی حاصل از این رابطه، به دست آمدن شیب خط روند (Q_{med}) است. اگر شیب خط روند مثبت باشد، حاکی از صعودی بودن روند و اگر منفی باشد، دال بر نزولی بودن روند است. در گام بعدی، آزمون نمودن شیب به دست آمده در فاصله اطمینان ۹۵ درصد است. جهت انجام این آزمون از رابطه‌ی زیر استفاده می‌گردد:

$$C_a = Z_{1-\alpha/2} \sqrt{VAR(s)} \quad \text{رابطه‌ی (۵)}$$

در رابطه‌ی (Z) عبارت است از آماره توزیع نرمال استاندارد در یک آزمون دوطرفه که برای سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با $Z=1.96$ است و $VAR(S)$ نیز واریانس پارامتر S است. جهت به دست آوردن مقدار پارامتر S و همچنین $VAR(S)$ مراحل زیر بایستی پیموده شود:

الف) محاسبه اختلاف بین تک تک جملات سری با همدیگر و اعمال تابع sgn و استخراج پارامتر S :

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n sgn(x_j - x_k) \quad \text{رابطه‌ی (۶)}$$

در رابطه‌ی (۶) تعداد مشاهدات سری (در این تحقیق برابر با ۵۷ سال)، x_j و x_k نیز به ترتیب داده‌های j ام و k ام سری می‌باشند.

ب) محاسبه‌ی تابع علامت^۱ (ریچارد^۲، ۱۹۸۷: ۲۵) که به صورت تابع γ قابل محاسبه است:

$$sgn(x) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad \text{رابطه‌ی (۷)}$$

ج) محاسبه واریانس S توسط یکی از روابط زیر. اگر تعداد داده‌های سری زمانی بزرگ‌تر از ۱۰ مورد باشد از رابطه‌ی ۸ و اگر کوچک‌تر از ۱۰ باشد، از رابطه‌ی ۹ بهره گرفته می‌شود:

$$VAR(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m t(t-1)(2t+5)}{18} \quad \text{رابطه‌ی (۸)}$$

$$VAR(s) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad \text{رابطه‌ی (۹)}$$

در رابطه‌ی ۸ و ۹، n تعداد داده‌های مشاهداتی، m تعداد سری‌هائی است که در آنها حداقل یک داده‌ی تکراری وجود دارد و t نیز بیانگر فراوانی داده‌های با ارزش یکسان می‌باشد و در نهایت حدود اعتماد بالا و پایین به کمک روابط زیر محاسبه می‌گردد:

$$\begin{cases} M_1 = \frac{n' + C_a}{2} \\ M_2 = \frac{n' - C_a}{2} \end{cases} \quad \text{رابطه‌ی (۱۰)}$$

در رابطه‌ی (۱۰) n' تعداد شیب‌هائی است که از طریق رابطه‌ی (۲) به دست آمده است. حال M_1 امین و M_{2+1} امین شیب‌ها را از بین شیب‌های محاسبه شده استخراج می‌نمائیم. در صورتی که عدد صفر در دامنه‌ی بین دو شیب استخراج شده فوق قرار گیرد، فرض صفر پذیرفته شده و عدم وجود روند در سری داده‌ها تأیید می‌گردد. در غیر این صورت فرض صفر رد شده و وجود روند در سطح اطمینان مورد آزمون پذیرفته می‌گردد. در نهایت جهت به دست آوردن مقدار B در رابطه‌ی ۱، n تعداد تفاضل $x_i - Qf_i$ محاسبه می‌شود. سپس میانه این مقادیر، برآورد B را در اختیار می‌گذارد.

در پژوهش حاضر برای ارزیابی روند داده‌های بارش حوضه آبریز هراز، از آزمون ناپارامتریک من-کندال^۱ نیز استفاده شده است. این آزمون ابتدا توسط من (۱۹۴۵) ارائه و سپس توسط کندال (۱۹۷۵) تکامل یافت. این روش نیز همانند آزمون شیب خط سنس در مباحث علوم محیطی به طور گسترده‌ای کاربرد دارد. در آزمون من-کندال نمره Z از رابطه‌ی ۱۱، محاسبه می‌گردد:

$$Z = \begin{cases} x = \frac{S-1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{if } S > 0 \\ x = \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{if } S = 0 \\ x = \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad \text{رابطه‌ی (۱۱)}$$

در رابطه (۱۱) S نشانه‌ی تفاوت مقادیر با یکدیگر و $\text{var}(s)$ واریانس S است:

$$s = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_j^n = k + \text{sgn}(x_j - x_k) \quad \text{رابطه‌ی (۱۲)}$$

$$\text{Var}(s) = \frac{n - (n-1)(2n+5) - \beta}{18} \quad \text{رابطه‌ی (۱۳)}$$

که n تعداد مشاهدات سری (در این تحقیق برابر با ۵۷ سال)، x_j و x_k نیز به ترتیب داده‌های z ام و k ام سری می‌باشند. sgn تابع علامت است که شرح آن در رابطه‌ی (۷) آمده است. β عاملی مربوط به تصحیح پراش است. در صورتی که داده‌های تکراری در اطلاعات وجود داشته باشد از رابطه‌ی (۱۴) استفاده می‌شود:

$$\beta = \sum_{i=1}^m t(t-1)(2t-5) \quad \text{رابطه‌ی (۱۴)}$$

در رابطه‌ی (۱۴) t تعداد داده‌های مشاهده شده و m معرف تعداد سری‌هایی است که در آنها حداقل یک داده‌ی تکراری وجود دارد.

آماره‌های پراکندگی

در پژوهش حاضر برای بررسی ساختار مکانی یاخته‌های بارش حوضه‌ی آبریز هراز، از آماره‌های پراکندگی استفاده شده است. آماره‌های پراکندگی استفاده شده عبارت‌اند از: شاخص پراکندگی^۱، شاخص تجمع، شاخص گرین، شاخص فرکانس خوشه، شاخص تراکم میانگین، شاخص لکه‌ها و شاخص مورسیستا. شاخص پراکندگی نسبت واریانس به میانگین را بررسی می‌کند. اگر داده‌های مورد مطالعه از توزیع تصادفی پیروی کنند انتظار می‌رود ID برابر یک باشد. این آماره از توزیع χ^2 با درجه آزادی $n-1$ پیروی می‌کند (رابطه‌ی ۱۵ را ملاحظه نمایید). شاخص تجمع^۲ (دیوید و مور^۳، ۱۹۵۴: ۵۰) تابع مستقیم از شاخص پراکندگی است. اگر داده‌های مورد مطالعه از توزیع تصادفی پیروی کنند، انتظار می‌رود این شاخص برابر صفر باشد. مقادیر ارزشی مثبت در این آماره حاکی از خوشه‌ای بودن داده‌ها و مقادیر ارزشی منفی بیانگر ناخوشه بودن داده‌ها می‌باشد (رابطه‌ی ۱۶). آماره گرین^۴ (گرین^۵، ۱۹۶۶) در حقیقت اصلاح شده شاخص تجمع می‌باشد که مستقل از N است. در این آماره ارزش عددی صفر برای توزیع‌های تصادفی و مقادیر ارزشی یک برای توزیع‌های با حداکثر خوشه است (رابطه‌ی ۱۷):

$$ID = \frac{s^2}{\bar{x}} \quad \text{رابطه‌ی (۱۵)}$$

$$ICS = \frac{s^2}{\bar{x}} - 1 = ID - 1 \quad \text{رابطه‌ی (۱۶)}$$

$$GI = \frac{\frac{s^2}{\bar{x}} - 1}{n-1} = \frac{ICS}{n-1} \quad \text{رابطه‌ی (۱۷)}$$

1- Index of Dispersion (ID)
2- Index of Cluster Size (ICS)
3- David and Moore
4- Green's Index (GI)
5- Green

شاخص فرکانس خوشه^۱ (داگلاس^۲، ۱۹۷۵: ۴۰۳) معیاری برای اندازه‌گیری خوشه بر اساس تابع K با استفاده از توزیع دوجمله‌ای منفی است (رابطه‌ی ۱۸). شاخص تراکم میانگین^۳ (لوید^۴، ۱۹۶۷: ۹) متوسط تعداد نقاط موجود در منطقه‌ی مورد مطالعه است که به طور تصادفی از یک نقطه سنجش می‌شود (رابطه‌ی ۱۹):

$$ICF = \frac{\bar{x}}{\frac{s^2}{\bar{x}} - 1} = \frac{\bar{x}}{ICS} \quad \text{رابطه‌ی (۱۸)}$$

$$IMC = \bar{x} + \frac{s^2}{\bar{x}} - 1 = \bar{x} + ICS \quad \text{رابطه‌ی (۱۹)}$$

شاخص لکه‌ها^۵ (لوید، ۱۹۶۷: ۱۴) شدت الگوی تأثیرپذیر را مورد مطالعه قرار می‌دهد (رابطه‌ی ۲۰). شاخص مورسیتا^۶ (مورسیتا^۷، ۱۹۵۹: ۱۳) احتمال مقیاس‌بندی خوشه‌های دو یاخته از کل یاخته‌های مورد مورد مطالعه را مورد ارزیابی قرار می‌دهد (رابطه‌ی ۲۱):

$$IP = \frac{\bar{x} + \frac{s^2}{\bar{x}} - 1}{\bar{x}} = \frac{IMC}{\bar{x}} = 1 + \frac{1}{ICF} \quad \text{رابطه‌ی (۲۰)}$$

$$I_m = \frac{n \sum x(x-1)}{n\bar{x}(n\bar{x}-1)} = \frac{n\bar{x}IP}{(n\bar{x}-1)} \quad \text{رابطه‌ی (۲۱)}$$

علاوه بر موارد فوق، ضریب چولگی (g_1) و ضریب درجه‌ی اوج (g_2) نیز برای هر یک از ماه‌های مورد مطالعه به طور جداگانه با استفاده از رابطه‌ی ۲۲ محاسبه شده است:

$$g_2(v) = g_1 \left(v + \frac{\pi}{2} \right) \quad \text{رابطه‌ی (۲۲)}$$

تکنیک تحلیل طیفی (تحلیل سری‌های فوریه^۸)

برای بررسی چرخه‌های بارش حوضه آبریز هراز از روش تحلیل طیفی استفاده شد. در تکنیک تحلیل

-
- 1- Index of Cluster Frequency (ICF)
 - 2- Douglas
 - 3- Index of Mean Crowding (IMC)
 - 4- Lloyd
 - 5- Index of Patchiness (IP)
 - 6- Morisita's Index (IM)
 - 7- Morisita
 - 8- fourier series

طیفی ابتدا سری‌های زمانی به تابع فرکانسی (به صورت تابعی دوره‌ای^۱ با دامنه^۲ و فراوانی^۳) تبدیل شد. روش‌های پرشمار و متنوعی برای تبدیل سری‌های بسامد وجود دارد (عساکره و رزمی، ۱۳۹۱: ۱۵۲). یکی از روش‌های ساده و کارآ، روش همسازهاست. در این روش سری زمانی (Z_T) به طول n ، $\{Z_t\}_{t=1}^n$ به فرم یک مدل فوریه و به شکل رابطه‌ی (۲۳) نوشته می‌شود (ماسلن و روک‌مور^۴، ۱۹۹۷: ۲۰۰).

$$z_T = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \cos 2\pi f_i T + b_i \sin 2\pi f_i T) \quad \text{رابطه‌ی (۲۳)}$$

که در آن α و b ضرایب فوریه خوانده می‌شوند و از طریق روش کم‌ترین مربعات خطا قابل برآورد هستند. f_i و $i=1,2,\dots,q$ فراوانی تکرار مشاهدات (عکس دوره بازگشت) است و با $f_i = \frac{i}{n}$ نشان داده می‌شود. واریانس برای فرکانس f_i و طول دوره آماری از رابطه‌ی (۲۴) به دست می‌آید:

$$I(f_i) = \frac{n}{2} (a_i^2 + b_i^2) \quad i = 1, 2, \dots, q \quad \text{رابطه‌ی (۲۴)}$$

نموداری که مقادیر $I(f_i)$ را در مقابل i نشان می‌دهد، دوره نگار^۵ نامیده می‌شود. از آنجا که دوره نگار نسبتی از توزیع واریانس در فرکانس‌های بنیادی و برآوردی پر افت و خیز از طیف است، برای کاهش واریانس، آریبی و ایستاسازی این برآورد، باید آن را در مجاورت فرکانس مورد نظر و به وسیله‌ی صافی‌های مناسب هموار ساخت. به عبارت دیگر دوره نگار هموار شده، برآوردی از طیف جامعه است که حاصل میانگین موزن m مقدار راست و چپ فرکانس مورد نظر می‌باشد (گلدسته، ۱۳۷۷: ۲۴۵-۲۴۶). یکی از روش‌های ساده و مناسب برای هموارسازی داده‌های سالانه به وسیله‌ی میتچل و همکاران^۶ (۱۹۶۶: ۳۴) معرفی شد. در این رویه، دوره نگار با یک میانگین متحرک موزون سه‌جمله‌ای هموار می‌شود.

بحث و نتایج

مشخصات آماری بارش حوضه‌ی آبریز هراز

-
- 1- Periodic
 - 2- Amplitude
 - 3- Frequency
 - 4- Maslen and Rockmore
 - 5- Periodogram
 - 6- Mitchell et al.,

جدول (۱) بعضی از مشخصات آماری بارش را طی ماه‌های مختلف نشان می‌دهد. مطابق این جدول بیشترین میانگین بارش با ۵۴/۹۹ میلی‌متر در ماه مارس رخ داده است. کمترین مقدار بارش به میزان ۱۶/۴۶ میلی‌متری در ژوئیه اتفاق افتاده است. این در حالی است که بیشترین ضریب تغییرات بارش نیز با ۱۰۲/۶۶ در ماه ژوئیه اتفاق افتاده است. چولگی و توزیع ضریب چولگی (g_1) بارش در همه‌ی ماه‌ها مثبت بوده است. سامانه‌های بارش‌زا با توجه به شرایط دینامیک و ترمودینامیک و بسته به موقعیت جغرافیایی خود، در برخورد با شرایط متفاوت محلی می‌توانند نواحی بارشی متفاوتی ایجاد کنند (غیور و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۹). لذا مقدار بارش دارای شاخص‌های آماری متفاوتی خواهد بود. همان‌طور که در جدول (۱) نیز مشخص می‌باشد، بیش‌ترین مقدار عددی شاخص g_2 (ضریب درجه اوج) مربوط به ماه ژوئیه (۱۰/۲۶) و کمترین مقدار آن متعلق به ماه سپتامبر (۵/۳۲) بوده است. ضریب درجه‌ی اوج نشان‌دهنده‌ی تفاوت مکانی بارش می‌باشد. دلیل بالاتر بودن شاخص درجه اوج در ماه ژوئیه ناشی از تفاوت مکانی بالای بارش می‌باشد. علت کاهش شدید شاخص با شروع فصل پاییز را می‌توان با فرارفت رطوبت بیشتر همزمان با تقویت و نفوذ زبانه‌های پرفشار سیبری نسبت داد که با مطالعات علیجانی (۱۳۸۹) نیز همخوانی دارد. همرفت محلی در منطقه‌ی مورد مطالعه در فصول انتقالی که رطوبت حاصل از سامانه‌های مدیترانه‌ای هنوز در محیط وجود دارد، نیز می‌تواند در تغییرات مکانی بارش منطقه موثر باشد. اطلاعات کامل مشخصه‌های آماری هر یک از ماه‌های سال در دوره‌ی آماری ۵۷ ساله در جدول (۱) آمده است.

آماره‌های پراکندگی بارش در حوضه‌ی آبریز هراز

جدول (۲) مشخصات آماره‌های پراکندگی بارش را طی ماه‌های مختلف نشان می‌دهد. بر اساس شاخص ID ماه‌های ژوئیه و اکتبر بالاترین مقادیر عددی را نشان داده‌اند. این شاخص به‌خوبی ناهنجاری مکانی بارش حوضه‌ی مورد مطالعه را نشان داده است، به طوری که در ماه‌های نامبرده ایستگاه کره سنگ به نمایندگی از مناطق شمالی حوضه در مقایسه با ایستگاه پلور به نمایندگی از مناطق جنوبی حوضه در یک فاصله کمتر از ۶۰ کیلومتری، اختلاف ۱۰ میلی‌متری دارند. همان‌گونه که در جدول (۲) نشان داده شده است، شاخص ICS برای هر ۱۲ ماه مورد مطالعه مثبت و بالای ۴ بوده است که نشان‌دهنده‌ی الگوی خوشه‌ای بالای بارش در حوضه می‌باشد. شاخص‌های GI تبیین‌کننده‌ی همین امر می‌باشد. شاخص ICF نیز اندازه‌ی خوشه را نشان می‌دهد. بر اساس این شاخص در فصل زمستان بزرگ‌ترین خوشه‌های بارش در حوضه‌ی آبریز هراز ایجاد می‌شوند که نشان‌دهنده‌ی نظم نسبی بارش در منطقه‌ی مورد مطالعه می‌باشد. شاخص‌های IP و GI نشان‌دهنده‌ی تفاوت مکانی خوشه‌های بارش می‌باشند که فصل تابستان بالاترین مقادیر تفاوت مکانی

خوشه‌ای را به خود اختصاص داده است. شاخص MI نیز مقدار تعدیل‌شده شاخص IP می‌باشد که مبین تفاوت ساختار مکانی بارش می‌باشد.

جدول (۱) مشخصات آماری بارش برای هر یک ماه‌های سال در حوضه‌ی آبریز هراز

نوع آماره	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
ضریب تغییرات	37/09	46/58	45/34	54/28	49/84	67/51
واریانس	219/37	415/54	621/80	615/93	338/18	132/36
میانگین	39/93	43/77	54/99	45/72	36/90	17/04
میانه	39/21	41/34	48/19	36/95	34/82	13/91
مد	14/25	7/93	12/00	7/69	4/26	1/38
انحراف معیار	14/81	20/38	24/94	24/82	18/39	11/50
انحراف از میانگین	1/96	2/70	3/30	3/29	2/44	1/52
چولگی	0/65	0/71	1/12	1/13	0/36	0/83
کشیدگی	0/66	0/61	0/68	1/40	-0/25	0/19
دامنه تغییرات	69/11	93/37	110/98	116/75	76/35	45/86
کمینه	14/25	7/93	12/00	7/69	4/26	1/38
بیشینه	83/36	101/30	122/98	124/44	80/61	47/24
g1	0/64	0/70	1/12	1/13	0/35	0/82
g2	6/99	6/94	7/01	7/73	6/08	6/52
نوع آماره	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
ضریب تغییرات	102/66	66/85	48/53	60/21	46/04	38/80
واریانس	285/71	101/39	128/01	584/27	443/23	265/04
میانگین	16/46	15/06	23/31	40/15	45/73	41/95
میانه	8/97	11/99	22/83	35/97	44/92	39/61
مد	0/81	0/43	3/70	5/01	1/35	14/69
انحراف معیار	16/90	10/07	11/31	24/17	21/05	16/28
انحراف از میانگین	2/24	1/33	1/50	3/20	2/79	2/16
چولگی	1/96	0/95	0/17	1/10	0/47	0/37
کشیدگی	3/93	0/51	-1/01	0/97	-0/22	-0/50
دامنه تغییرات	76/86	44/18	41/11	109/09	96/60	66/74
کمینه	0/81	0/43	3/70	5/01	1/35	14/69
بیشینه	77/67	44/60	44/82	114/11	97/95	81/43
g1	1/96	0/94	0/16	1/09	0/46	0/36
g2	10/26	6/84	5/32	7/301	6/11	5/83

جدول (۲) مشخصات آماره‌های پراکندگی بارش حوضه آبریز هراز

شاخص‌های پراکندگی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
ID	۵/۴۹	۹/۴۹	۱۱/۳۰	۱۳/۴۷	۹/۱۶	۷/۷۶
ICS	۴/۴۹	۸/۴۹	۱۰/۳۰	۱۲/۴۷	۸/۱۶	۶/۷۶
GI	۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۱۸	۰/۲۲	۰/۱۴	۰/۱۲
ICF	۸/۸۸	۵/۵۱	۵/۳۳	۳/۶۶	۴/۵۱	۲/۵۱
IMC	۴۴/۴۲	۵۲/۲۶	۶۵/۲۳۰۸	۵۸/۱۹	۴۵/۰۶	۲۳/۸۰
IP	۱/۱۱۲۵۱	۱/۱۹۴۰۸	۱/۱۸۷۴۱	۱/۲۷۲۷۴	۱/۲۲۱۲۷	۱/۳۹۷۱۲
MI	۱/۱۱۰۵۹	۱/۱۹۰۷۵	۱/۱۸۴۱۹	۱/۲۶۸۰۶	۱/۲۱۷۴۹	۱/۳۹۰۵۵
شاخص‌های پراکندگی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
ID	۱۷/۳۵	۶/۷۳	۵/۴۹	۱۴/۵۵	۹/۶۹	۶/۳۱
ICS	۱۶/۳۵	۵/۷۳	۴/۴۹	۱۳/۵۵	۸/۶۹	۵/۳۱
GI	۰/۲۹	۰/۱۰	۰/۰۸	۰/۲۴	۰/۱۵	۰/۰۹
ICF	۱/۰۰	۲/۶۲	۵/۱۹	۲/۹۶	۵/۲۶	۷/۸۹
IMC	۳۲/۸۱	۲۰/۷۹	۲۷/۸۰	۵۳/۷۰	۵۴/۴۲	۴۷/۲۷
IP	۱/۹۹۳۲۶	۱/۳۸۰۴۶	۱/۱۹۲۶۳	۱/۳۳۷۵۹	۱/۱۹۰۰۹	۱/۱۲۶۷۴
MI	۱/۹۷۶۸۷	۱/۳۷۴۲۳	۱/۱۸۹۴۰	۱/۳۳۱۸۱	۱/۱۸۶۸۳	۱/۱۲۴۵۷

ارزیابی روند داده‌ها

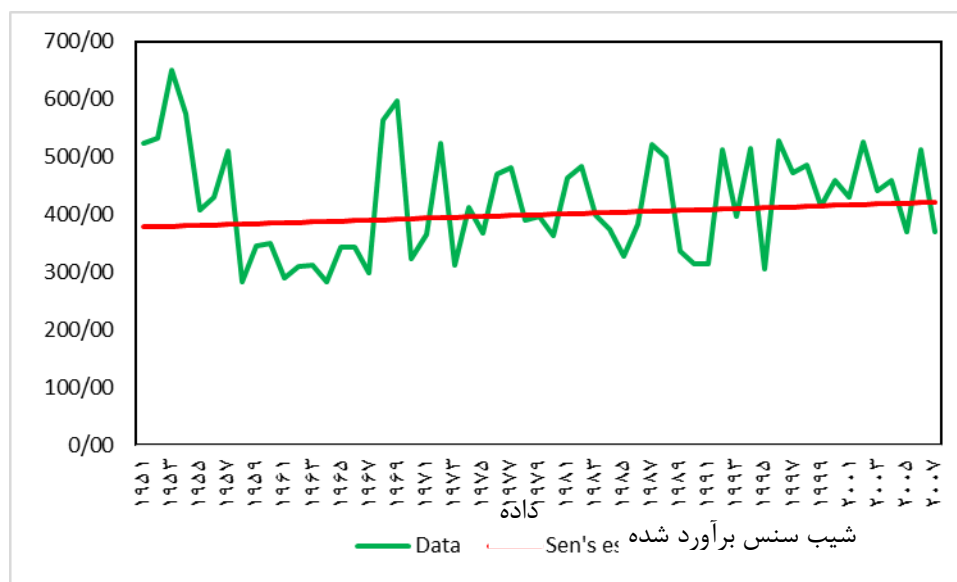
از آنجا که مبانی زندگی انسان با بارش هماهنگ شده است؛ وجود روند کاهشی یا افزایشی در بارش به معنای تغییر شکل زندگی خواهد بود. لذا جهت شناسایی روندهای کاهشی یا افزایشی در بارش‌های حوضه آبریز هراز از دو روش ناپارامتریک برآوردکننده شیب سنس و من-کندال استفاده گردید. نتایج حاصل از این روش‌ها نشان داد هر چند نشانه‌هایی از روند کاهشی (سه ماه فوریه، مارس و آوریل در آزمون من-کندال و شیب سنس) و افزایشی (۹ ماه دیگر سال) در بارش‌های حوضه مشاهده می‌شود، اما از بین این روندهای کاهشی و افزایشی تنها دو ماه سپتامبر و اکتبر از نظر آماری در سطح معنی‌دار ۵ درصد معنی‌دار بوده‌اند. اطلاعات هر یک از روندها در سطوح ۵ و ۱ درصد در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳) نتایج حاصل از آزمون سنس و من-کندال در سطوح احتمالاتی ۵ و ۱ درصد برای بارش ماهانه حوضه‌ی آبریز هراز

آماره‌های روند تغییرات	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
نمره Z در آزمون من-کندال	1/07	-0/21	-0/23	-1/49	0/20	1/23
آماره Q در آزمون شیب سنس	0/12	-0/06	-0/05	-0/24	0/03	0/10
Qmin99	-0/21	-0/49	-0/57	-0/67	-0/40	-0/14
Qmax99	0/49	0/42	0/36	0/24	0/43	0/34
Qmin95	-0/11	-0/37	-0/44	-0/55	-0/30	-0/07
Qmax95	0/41	0/35	0/27	0/10	0/35	0/28
B	35/96	43/08	49/67	44/14	33/54	10/92
Bmin99	45/37	55/04	68/00	56/76	48/53	18/98
Bmax99	27/57	29/52	38/70	32/92	20/47	5/62
Bmin95	41/82	52/28	62/66	52/93	46/05	15/50
Bmax95	29/31	31/50	42/06	35/68	22/44	7/14
آماره‌های روند تغییرات	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
نمره Z در آزمون من-کندال	0/68	0/31	1/96	1/96	0/72	0/53
آماره Q در آزمون شیب سنس	0/05	0/02	0/19	0/32	0/11	0/08
Qmin99	-0/14	-0/15	-0/06	-0/12	-0/41	-0/29
Qmax99	0/28	0/29	0/47	0/73	0/64	0/48
Qmin95	-0/09	-0/11	0/00	0/00	-0/28	-0/20
Qmax95	0/21	0/22	0/40	0/62	0/51	0/37
B	8/09	11/78	17/11	25/38	41/07	38/36
Bmin99	13/63	16/31	23/01	39/43	54/52	47/98
Bmax99	2/99	7/73	10/09	11/88	23/42	25/57
Bmin95	12/13	15/19	22/83	36/01	50/89	45/41
Bmax95	4/49	8/96	12/11	14/01	26/44	30/60

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد یاخته‌هایی که روند کاهشی در آنها مشاهده شده است، همگی در بخشی جنوبی حوضه و اطراف قله دماوند واقع شده‌اند که می‌تواند نشانه‌هایی از تغییر شرایط بارش در این قسمت از ایران باشد. هر چند اثبات وجود روند معنی‌دار در یک سری زمانی بارندگی نمی‌تواند به تنهایی دلیلی قاطع بر وقوع تغییر اقلیم در یک منطقه باشد، اما فرض رخداد آن را می‌تواند تقویت کند. لذا همین تغییرات رخ داده می‌تواند حائز اهمیت باشد. به طور کلی بارش حوضه‌ی آبریز هراز در مقیاس سالیانه بر اساس نتایج آزمون شیب سنس افزایش ۷/۶۷ میلی‌متری در هر دهه داشته است. بر این اساس در طول دوره‌ی ۵۷ ساله به رقم باور عمومی مبنی بر کاهش بارش در سطح کشور و منطقه، بارش سالانه حوضه‌ی آبریز هراز افزایش ۴۳/۷۱۹ میلی‌متری داشته است. بر این اساس می‌توان برای روند تغییرات بارش در سطح حوضه‌ی آبریز هراز رابطه‌ای به شکل $f(57) = 0.767(2007 - 1957) + 378.49 = 422.209$ ارائه داد. شکل (۱)

برازش نمودار خط سنس بر سری زمانی داده‌های میانگین یاخته‌ای بارش حوضه آبریز هراز را در دوره زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد.



شکل (۱) برازش نمودار شیب سنس بر سری زمانی داده‌های میانگین یاخته‌ای بارش حوضه آبریز هراز

در نگاه اول به نظر می‌رسد نتایج حاضر دور از واقعیت است، چرا که با افزایش دمای متوسط جهانی باور عمومی مبنی بر کاهش مقدار نزولات جوی است، اما نتایج پژوهش حاضر نشان داده است که مقدار بارش در ۵۷ سال اخیر در حوضه آبریز هراز افزایش یافته است. بررسی‌ها نشان داده است که این افزایش بارش بیشتر به شکل رگباری بوده و بارش‌های آخر فصل سرد و فصول گرم سال در حال افزایش است. چنین افزایشی نه تنها سودمند نیست، بلکه موجب وقوع رخداد وقایع فرین اقلیمی همچون سیل شده است. روند مشاهده شده در حوضه آبریز هراز به خوبی با گزارش‌های سازمان‌های مختلف حاکی از تغییرات جدی در اقلیم همخوانی دارد؛ به طوری که بر اساس گزارش‌های ارائه شده از تغییرات آب و هوایی (IPCC^۱, 2013: 18)، از نیمه دوم قرن بیستم روند بارش سنگین (بارش‌های رگباری) در نقاط مختلف جهان رو به افزایش است. نتایج سایر مطالعات در سطح جهانی تأییدی بر نتایج حاضر است، زیرا بررسی داده‌های بارندگی بیش از ۸ هزار ایستگاه هواشناسی در سطح جهان و در فاصله‌ی زمانی بین سال‌های ۱۹۰۰ تا ۲۰۰۹ نشان داده است که در این دوره‌ی زمانی گرمای جو زمین به اندازه‌ی یک درجه‌ی سانتی‌گراد زیاد شده و در نتیجه آن تعداد بارندگی‌های شدید نیز افزایش یافته است (وسترا و همکاران^۲، ۲۰۱۳: ۳۹۰۴). ساز و کار این امر را نیز

1- Intergovernmental Panel on Climate Change

2- Westra et al.,

می‌توان به گونه‌ای تشریح کرد که با افزایش گازهای گلخانه‌ای و افزایش گرما، مقدار رطوبت بیشتری در جو می‌ماند و بارش‌ها شدیدتر می‌شود. به ازای هر یک درجه گرمایش جو زمین، شدت باران ۷ درصد افزایش می‌یابد و انتظار می‌رود دمای کره‌ی زمین در انتهای قرن جاری ۳ تا ۵ درجه سانتی‌گراد افزایش یابد و تغییرات آب و هوا شدت بارندگی انتهای قرن را نیز به میزان قابل توجهی افزایش دهد (همان، ۳۹۱۶). مهم‌ترین ساز و کاری که می‌توان بر اساس آن به تبع وجود روند افزایشی دما، مقادیر مثبت بارش را در حوضه‌ی آبریز هراز توجیه نمود، مکانیسم «مرطوب‌ترشدن گرم‌تر»^۱ (تن و همکاران^۲، ۲۰۱۵: ۴۵۱) است که بر اساس آن هر چه دمای سطحی منطقه بالاتر باشد، مقدار بارندگی بیشتر است. در دهه‌های اخیر روند چشمگیری در بارش اکثر ماه‌های سال مشاهده نشده است و تنها شاهد تغییر و تنوع سالانه بارندگی‌ها هستیم و حتی در برخی از موارد با گرم‌تر بودن سال‌ها بارندگی نیز بیشتر صورت گرفته است. در توجیه این تغییر و تنوع سالانه می‌توان به نقش بارز پدیده‌ی ال‌نینو اشاره کرد. تلفیق پدیده‌ی گرمایش زمین و پدیده‌ی ال‌نینو و خروجی آن دو تحت مدل‌های عددی در سطح جهان نشان داده است که، بارندگی در مناطق مرطوب، بیشتر و در مناطق خشک، کمتر می‌شود (وسترا و همکاران^۳، ۲۰۱۳: ۳۹۱۶). این تأییدی بر مکانیسم مرطوب‌تر شدن مرطوب^۴ است که در حوضه‌ی آبریز هراز با توجه به مرطوب بودن منطقه قابل تعمیم است. ادغام ساز و کار «مرطوب‌ترشدن گرم‌تر» و «مرطوب‌تر شدن مرطوب» حدود ۸۰ درصد تغییرات بارندگی ناشی از گرمایش زمین را توضیح می‌دهد که در حوضه‌ی آبریز هراز نیز مکانیسم مرطوب‌تر شدن گرم‌تر و مرطوب‌تر شدن مرطوب مشاهده گردید.

تحلیل همسازهای بارش حوضه‌ی آبریز هراز

برای تحلیل دقیق‌تر تغییرات بارش حوضه‌ی آبریز هراز چرخه‌های حاکم در هر ماه و فصل با استفاده از تحلیل طیفی مورد بررسی قرار گرفت. اساس روش‌های تحلیل طیفی، تقسیم‌بندی تغییرپذیری سری‌های زمانی به اجزاء یا بخش‌های حاوی دوره‌های مختلف یا فرکانس است که به عنوان یکی از روش‌های استخراج و تحلیل نوسانات آشکار و نهان طول موج‌های مختلف، مطرح می‌باشد. جداول (۴ تا ۹) دوره نگار، طیف و فاصله اطمینان را برای سری‌های زمانی بارش حوضه‌ی آبریز هراز در دوره‌های مختلف ارائه داده‌اند.

1- warmer-gets-wetter

2- Tan et al.,

3- Westra etl al.,

4- wet-gets-wetter

جدول (۴) مشخصات آماری چرخه‌های بارش طی دوره‌ی مورد مطالعه (۲۰۰۷-۱۹۵۱ میلادی) در سطح ۹۹ درصد در مقیاس ماهانه

ماه	شماره منحنی چرخه‌ی معنی‌دار	بسامد (احتمال)	دوره بازگشت (سال)
ژانویه	۲۸	۰/۴۹	۲
فوریه	۳	۰/۰۵	۱۹
مارس	۱۹	۰/۳۳	۳
آوریل	-	-	-
می	۱۲	۰/۲۱	۵
ژوئن	۲۶	۰/۴۵	۲
ژوئلی	-	-	-
اوت	۴	۰/۰۷	۱۴
سپتامبر	۲۵	۰/۴۳	۲
اکتبر	۴	۰/۰۷	۱۴
نوامبر	۱	۰/۰۱۷	۵۷
دسامبر	۲۳	۰/۴۰	۲
	-	-	-
	-	-	-
	۲	۰/۰۳	۲۸

جدول (۵) مشخصات آماری چرخه‌های بارش طی دوره‌ی مورد مطالعه (۲۰۰۷-۱۹۵۱ میلادی) در سطح ۹۹ درصد در مقیاس سالانه و فصلی

سالانه و فصلی

دوره	شماره منحنی چرخه‌ی معنی‌دار	بسامد (احتمال)	دوره بازگشت (سال)
بهار	-	-	-
تابستان	۲۵	۰/۴۳	۲
پاییز	۲۸	۰/۴۹	۲
زمستان	-	-	-
سالانه	۲۸	۰/۴۹	۲

تغییرات چرخه‌های بارش نشان می‌دهد که در فصول تابستان و پاییز در سطح اطمینان ۹۹ درصد چرخه‌های ۲ ساله بر بارش حوضه‌ی مورد مطالعه حاکم بوده است این در حالی است که در فصول بهار و زمستان بارش در حوضه‌ی آبریز هراز هیچ‌گونه چرخه‌ای نداشته است. بررسی چرخه‌های بارش برای متوسط سالیانه نیز حاکی از چرخه کوتاه‌مدت ۲ ساله بوده است. تحلیل همسازهای بارش در حوضه‌ی آبریز هراز در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۰ درصد نشان داد که علاوه بر چرخه‌های ۲ ساله، چرخه‌های بلندمدت ۵، ۸، ۱۴، ۲۵ و ۲۸ ساله هم بر بارش این منطقه از کشور حاکم بوده است. در مجموع می‌توان گفت که بارش هراز در شماره‌ی چرخه‌های ۵ و ۸ با احتمال ۰/۴۹ دارای دوره‌ی بازگشت کوتاه‌مدت ۲ ساله است.

جدول (۶) مشخصات آماری چرخه‌های بارش طی دوره‌ی مورد مطالعه (۱۹۵۱-۲۰۰۷ میلادی) در سطح ۹۵ درصد در ماه‌های

مختلف

ماه	شماره منحنی چرخه معنی‌دار	بسامد (احتمال)	دوره بازگشت (سال)
ژانویه	۶	۰/۱۰	۹
	۱۴	۰/۲۴	۴
	۲۲	۰/۳۸	۲
	۲۸	۰/۴۹	۲
فوریه	۳	۰/۰۵	۱۹
	۴	۰/۰۷	۱۴
مارس	۱۹	۰/۳۳	۳
	۲۵	۰/۴۳	۲
آوریل	۱۰	۰/۰۵	۱۹
	۱۵	۰/۳۳	۳
	۲۴	۰/۴۳	۲
می	۱۲	۰/۲۱	۴
	۲۶	۰/۴۵	۲
ژوئن	۳	۰/۰۵	۱۹
	۲۲	۰/۳۸	۲
	۲۶	۰/۴۵	۲
ژولای	۴	۰/۰۷	۱۴
	۲۵	۰/۴۳	۲
اوت	۴	۰/۰۷	۱۴
سپتامبر	۱	۰/۰۱	۵۷
	۴	۰/۰۷	۱۴
	۲۳	۰/۴۰	۲
اکتبر	۹	۰/۱۵	۶
	۱۶	۰/۲۸	۳
	۲۸	۰/۴۹	۲
نوامبر	۱	۰/۰۱	۵۷
	۷	۰/۱۲	۸
دسامبر	۲	۰/۰۳	۲۸
	۲۷	۰/۴۷	۲

جدول (۷) مشخصات آماری چرخه‌های بارش طی دوره‌ی مورد مطالعه (۱۹۵۱-۲۰۰۷ میلادی) در سطح ۹۵ درصد در مقیاس

فصلی و سالانه

دوره	شماره منحنی چرخه معنی‌دار	بسامد(احتمال)	دوره بازگشت (سال)
بهار	۱۱	۰/۱۹	۵
	۲۶	۰/۴۵	۲
تابستان	۴	۰/۰۷	۱۴
	۲۵	۰/۴۳	۲
پاییز	۲	۰/۰۳	۲۸
	۷	۰/۱۲	۸
	۲۸	۰/۴۹	۲
زمستان	۳	۰/۰۵	۱۹
	۱۴	۰/۲۴	۴
سالانه	۲۸	۰/۴۹	۲

در بین نتایج ارایه شده آنچه بیش از همه خودنمایی می‌نماید، چرخه‌های ۲-۳ ساله هستند. بررسی‌های یاخته‌های مورد نظر نشان می‌دهد که غالباً این چرخه‌ها در ارتفاعات دماوند و دامنه‌های مرتفع آن قابل رؤیت هستند. بیشتر دانشمندان این چرخه‌ها را به ال نینو-نوسانات جنوبی (ENSO)^۱، تغییرات دوسالانه (QBO)^۲ الگوی بزرگ‌مقیاس گردش عمومی جو، جریان‌اتمداری و سایر فرایندهای جوی-اقیانوسی نسبت داده‌اند. برای مثال، کانه و تگزیرا^۳ (۱۹۹۱: ۸۹) چرخه‌های ۲-۳ ساله در بارش ماساچوست، هارتمن و همکاران^۴ (۲۰۰۲: ۱۶۱) چرخه‌های ۲-۳ ساله را در چین و لانا و همکاران^۵ (۲۰۰۵: ۱۹۳) چرخه‌های ۴/۶ و ۲/۱ ساله بارش در ایستگاه فابرا^۶ در شمال شرق اسپانیا را به تغییرات دوسالانه (QBO) و چرخه‌های ۹/۲ و ۵/۵ ساله را را به نوسانات اطلس شمالی (NAO)^۷ و چرخه‌های ۱۱/۸ ساله را به فعالیت لکه‌های خورشیدی نسبت داده‌اند. داده‌اند.

- 1- EL Nino Southern Oscillation(ENSO)
- 2- Quasi Binomial Oscillation(QBO)
- 3- Kane and Teixeira
- 4- Hartman et al.,
- 5- Lana et al.,
- 6- Fabra
- 7- North Atlantic Oscillations(NAO)

جدول (۸) مشخصات آماری چرخه‌های بارش طی دوره‌ی مورد مطالعه (۲۰۰۷-۱۹۵۱ میلادی) در سطح ۹۰ درصد در ماه‌های مختلف

ماه	شماره منحنی چرخه معنی‌دار	بسامد (احتمال)	دوره بازگشت (سال)
ژانویه	-	-	-
	۳	۰/۰۵	۱۹
	۴	۰/۰۷	۱۴
فوریه	۲۲	۰/۳۸	۲
	۲۳	۰/۴۰	۲
مارس	۳	۰/۰۵	۱۹
	۱۹	۰/۳۳	۳
	۲۵	۰/۴۳	۲
آوریل	۱	۰/۰۱	۵۷
	۷	۰/۱۲	۸
	۱۰	۰/۱۷	۵
	۱۵	۰/۲۶	۳
	۲۴	۰/۴۲	۲
	۲۷	۰/۴۷	۲
می	۱۲	۰/۳۱	۴
	۲۶	۰/۴۵	۲
ژوئن	۳	۰/۰۵	۱۹
	۲۲	۰/۳۸	۲
	۲۶	۰/۴۵	۲
ژولای	۴	۰/۰۷	۱۴
	۷	۰/۲۹	۳
	۱۲	۰/۴۳	۲
اوت	۴	۰/۰۷	۱۴
	۱	۰/۰۱	۵۷
	۴	۰/۰۷	۱۴
سپتامبر	۲۳	۰/۴۰	۲
	۲۵	۰/۴۳	۲
اکتبر	۳	۰/۰۵	۱۹
	۹	۰/۱۵	۶
	۱۶	۰/۲۸	۳
	۲۸	۰/۴۹	۲
نوامبر	۱	۰/۰۱	۵۷
	۲	۰/۰۳	۲۸
	۷	۰/۱۲	۸
	۱۲	۰/۲۱	۴
	۲۰	۰/۳۵	۲
	۲۸	۰/۴۹	۲
دسامبر	۲	۰/۰۳	۲۸
	۱۵	۰/۲۶	۳
	۲۷	۰/۴۷	۲

جدول (۹) مشخصات آماری چرخه‌های بارش طی دوره‌ی مورد مطالعه (۲۰۰۷-۱۹۵۱ میلادی) در سطح ۹۰ درصد در مقیاس فصلی و سالانه

دوره	شماره منحنی چرخه معنی‌دار	بسامد (احتمال)	دوره بازگشت (سال)
بهار	-	-	-
تابستان	۴	۰/۰۷	۱۴
	۱۵	۰/۲۶	۳
	۲۵	۰/۴۳	۲۵
پاییز	۲	۰/۰۳	۲۸
	۷	۰/۱۲	۸
	۲۴	۰/۴۲	۲
	۲۸	۰/۴۹	۲
زمستان	۳	۰/۰۵	۱۹
	۴	۰/۰۷	۱۴
	۱۴	۰/۲۴	۴
	۱۹	۰/۳۳	۳
سالانه	۲۸	۰/۴۹	۲

تورنس و وبستر^۱ (۱۹۹۹: ۲۶۷۹) چرخه‌های ۲-۷ ساله را در بارش موسمی هند، گارسیا^۲ و همکاران (۲۰۰۲: ۷۸) چرخه‌های ۲/۷ ساله را در بارش شبه‌جزیره ایبری و آزاد و همکاران (۲۰۱۰: ۲۲۹۰) چرخه‌های ۳-۵ ساله را در بارش موسمی هند ناشی از تأثیر پدیده انسو دانسته‌اند. سلوام و جلوشی^۳ (۱۹۹۵: ۶۱۳) چرخه‌های ۲-۷ ساله و چرخه‌های ۲-۳ ساله را در دمای سطح زمین کشف کردند. ایشان به ترتیب این چرخه‌ها را به انسو و تغییرات دوسالانه نسبت داده‌اند. همان‌طور که مشاهده شد، چرخه‌های کوتاه‌مدت ۲ تا ۴ ساله و ۳-۵ ساله بیش‌ترین حاکمیت را بر بارش حوضه‌ی آبریز هراز داشته‌اند که این نوع چرخه‌ها را می‌توان به رخداد ال‌نینو نسبت داد. بیشتر پژوهشگران چرخه‌های ۲ تا ۴ ساله را به ال‌نینو-نوسانات جنوبی (ENSO) (هولرینگ و کومار، ۲۰۰۳؛ اسپیبورت و همکاران^۴، ۲۰۰۹) و تغییرات دوسالانه (QBO) الگوی بزرگ‌مقیاس گردش عمومی جو و جریانات مداری و سایر فرایندهای جوی-اقیانوسی نسبت داده‌اند (گارسیا^۵ و همکاران، ۲۰۰۲: ۷۷-۹۵، هارتمن^۶ و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۵۶، کوک و همکاران^۷، ۲۰۱۱: a,b).

بررسی چرخه‌های بارش طی دوره‌های مورد مطالعه (۲۰۰۷-۱۹۵۱ میلادی) در سطوح اطمینان سه‌گانه‌ی ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد نشان‌دهنده‌ی چندین الگوی مختلف بارش می‌باشد که یکی از آنها، چرخه‌های ۱۱-۵

1- Torrence and Webster
 2- Garcia et al.,
 3- Selvam and Joshi
 4- Schubert
 5- Garcia et al.,
 6- Hartman et al.,
 7- Cook and et al.,

ساله می‌باشد. بر این اساس در سطح ۹۹ درصد ماه می با دوره بازگشت ۵ ساله؛ در سطح ۹۵ درصد ماه ژانویه با دوره‌ی بازگشت ۹ ساله، اکتبر با دوره بازگشت ۶ ساله و نوامبر با دوره‌ی بازگشت ۸ ساله و در سطح ۹۰ درصد ماه آوریل دارای دوره‌های بازگشت ۸ و ۵ ساله، اکتبر دارای دوره‌ی بازگشت ۶ ساله و نوامبر دارای دوره‌ی بازگشت ۸ ساله می‌باشد. تغییرپذیری درون دهه‌ای (دهه به دهه) فقط برای ماه‌ها و یا فصلی که چرخه‌های ۱۱ سال به بالا دارند، قابل مشاهده است (مانند ماه‌های ژولای، اوت و سپتامبر در سطح اطمینان ۹۹ درصد). مطالعه‌ای که توسط جهانبخش و عدالت‌دوست (۱۳۸۷) در شمال غرب ایران انجام شده است نشان داده است که چرخه‌های نامبرده مبین تأثیر فعالیت لکه (کلف)‌های خورشیدی است که با نتایج پژوهش حاضر نیز همخوانی دارد. نتایج نشان می‌دهند نوسانات اطلس شمالی تابعی از عملکرد لکه‌های خورشیدی است. همچنین بررسی‌ها مؤید این امر است که چرخه‌های غیرسینوسی (روند) نیز در سری زمانی بارش منطقه‌ی مورد مطالعه با توجه به مشاهده چرخه‌های درون دهه‌ای ۲۰ تا ۴۰ ساله در پهنه‌ی مورد مطالعه قابل استنباط است.

ارزیابی چرخه‌های بارش حوضه‌ی آبریز هراز نشان داد که مقدار بارش تحت تأثیر نوسانات کوتاه‌مدت است؛ همچنین مشخص شد که تغییرات غیرخطی نوسانات بارش به عنوان تابعی از جریان جو، میزان بارش را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات بارش حوضه‌ی آبریز هراز همچون تغییرات بارش تمامی پهنه‌ی سیاره از الگوی زمانی- مکانی متنوعی پیروی می‌کند. بررسی‌های چرخه‌ها نشان داده است پدیده‌های ال‌نینو- نوسانات جنوبی و تغییرات دوسالانه بیش‌ترین تأثیر را بر بارش‌های جنوب حوضه‌ی آبریز هراز و به طور کلی جنوب استان مازندران داشته‌اند که با نتایج مریانجی (۱۳۹۱) همخوانی دارد. همچنین مشخص شده است ترابری رطوبت و کوه‌های البرز به عنوان مهم‌ترین ساز و کار بارش و تغییرات آن در منطقه است.

نتیجه‌گیری

به طور کلی، تحلیل‌های آماری و مکانی- زمانی رویدادهای بارش ابزار مناسبی هستند که می‌توانند شناخت خوبی از شرایط بارش منطقه ارائه کنند. برخی از یافته‌های اصلی پژوهش حاضر بدین شرح است:

علی‌رغم وجود متغیرهای بارش متفاوت در نواحی مختلف، توزیع چگالی فراوانی رویدادهای بارش در همه ماه‌های سال در منطقه‌ی مورد مطالعه، دارای چولگی مثبت و کشیدگی بیشتر از نرمال است. به عبارت دیگر، تراکم نسبی رویدادها پیرامون مرکز توزیع، بیشتر است. نتایج نشان داد که وضعیت ضریب تغییرات بارش در سطح حوضه در ماه‌های گرم سال نسبت به دوره‌ی سرد سال بیشتر بوده است، به طوری که ژوئیه در فصل تابستان بیشترین ضریب تغییرات بارش را با ۱۰۲/۶۶ درصد داشته است. تحلیل ماهانه‌ی فراوانی رویدادهای بارش در این منطقه نشان می‌دهد که شاخص پراکندگی بارش از ماه ژانویه تا آوریل یک روند افزایشی و در ماه‌های دیگر (به استثنای ژوئیه و اکتبر) روندی کاهشی دارد که همین شرایط برای واریانس بارش نیز مشاهده شده است که به خوبی ناهنجاری بالای بارش در سطح حوضه را در طول سال

نمایان ساخته است. نتایج شاخص ICF که اندازه خوشه‌های بارش را در سطح حوضه نشان می‌دهد که در فصل زمستان بزرگ‌ترین خوشه‌های بارش در حوضه آبریز هراز ایجاد می‌شوند که نشان‌دهنده‌ی نظم نسبی بارش در منطقه‌ی مورد مطالعه می‌باشد. نتایج حاصل از روش‌های ارزیابی روند با دو آزمون شیب سنس و من-کندال نشان داد که هر چند نشانه‌هایی از روند کاهشی (سه ماه فوریه، مارس و آوریل در آزمون من-کندال و شیب سنس) و افزایشی (۹ ماه دیگر سال) در بارش‌های حوضه مشاهده می‌شود، اما از بین این روندهای کاهشی و افزایشی، تنها دو ماه سپتامبر و اکتبر از نظر آماری در سطح معنی‌دار ۵ درصد معنادار بوده‌اند. به طور کلی بارش حوضه آبریز هراز در مقیاس سالانه بر اساس نتایج آزمون شیب سنس افزایش ۷/۶۷ میلی‌متری در دهه داشته است. بر این اساس در طول دوره‌ی ۵۷ ساله، بارش سالانه حوضه آبریز هراز افزایش ۴۳/۷۱۹ میلی‌متری داشته است. از آنجا که سه ماه فوریه، مارس و آوریل از پربارش‌ترین ماه‌های سال هستند و روند کاهشی داشته‌اند، به معنی کاهش بارش فصل سرد و افزایش بارش فصل گرم در منطقه‌ی مورد مطالعه است و همین خود دلیل قوی بر تغییر نامطلوب بارش در حوضه‌ی مورد مطالعه است که می‌تواند خطرات جدی برای فرسایش، سیل‌خیزی و مدیریت منابع آب در پی داشته باشد.

تحلیل طیفی بارش در حوضه آبریز هراز نشان داد که بارش در این پهنه دارای چرخه‌های نوسانی معنی‌دار ۲-۳، ۵-۳، ۱۱-۵ و ۱۱ سال به بالاست. چرخه‌های ۱۱-۵ ساله بیش‌ترین گستره را در برداشته است. ورود این چرخه‌ها را به تأثیر عوامل کلان‌مقیاس جوی- اقیانوسی نسبت داده‌اند. به عنوان مثال همان‌طور که در متن نیز بدان اشاره شده است، چرخه‌های ۳-۲ ساله را عمدتاً به تغییرات دو سالانه (QBO) الگوی بزرگ‌مقیاس گردش عمومی جو و جریانات مداری و چرخه‌های ۵-۳ ساله را به پدیده‌ی انسو نسبت داده‌اند. تغییرات بارش منطقه‌ی هراز واقع در جنوب استان مازندران همچون تغییرات بارش تمامی پهنه‌ی سیاره از الگوی زمانی- مکانی متغیر و متنوعی پیروی می‌کند. روند غالب در پهنه‌ی پژوهش حاضر را روند افزایشی تشکیل می‌دهد؛ که در توجیه علت این روند افزایشی می‌توان به نقش ساز و کارهای مرطوب‌تر شدن گرم‌تر و مرطوب‌تر شدن مرطوب اشاره کرد. تغییرات غیرخطی نوسانات بارش به عنوان تابعی از جریان جو میزان بارش را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بررسی چرخه‌های بارش مبین این امر است که رشته کوه‌های البرز به عنوان مهم‌ترین ساز و کار بارش و تغییرات آن در منطقه عمل می‌کند.

تقدیر و تشکر

مقاله‌ی حاضر مستخرج از پایان‌نامه‌ی مقطع کارشناسی ارشد رشته آب و هواشناسی کاربردی دانشگاه حکیم سبزواری با عنوان «ارزیابی سیل‌خیزی با استفاده از مدل ریاضی HEC-HMS، تحلیل‌های آماری و GIS در حوضه آبریز هراز» می‌باشد. جا دارد از زحمات مسئولان زحمتکش دانشکده جغرافیا و علوم محیطی و کلیه اساتید محترم بخصوص اساتید راهنمایان آقایان غلام عباس فلاح قاله‌ری و مختار کرمی و استاد مشاورم جناب آقای دکتر محمد باعقیده کمال تقدیر و تشکر را به عمل آورم.

منابع

- جهانبخش، سعید و معصومه عدالت دوست (۱۳۸۷)، «مطالعه‌ی تغییرات اقلیمی در ایران (مطالعه موردی: نوسانات اطلس شمالی به عنوان شاخصی از تأثیرگذاری فعالیت‌های خورشیدی در تغییرات بارش منطقه‌ی آذربایجان)»، سومین کنفرانس مدیریت منابع آب ایران، دانشگاه تبریز، دانشکده‌ی مهندسی عمران.
- عساکره، حسین (۱۳۸۷)، «کاربرد روش کریجینگ در میانمایی بارش»، جغرافیا و توسعه، شماره‌ی ۱۲، صص ۲۵-۴۲.
- عساکره، حسین و رباب رزمی (۱۳۹۱)، «تحلیل تغییرات بارش سالانه‌ی شمال غرب ایران»، جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی، سال ۲۳، شماره‌ی ۳، صص ۱۴۷-۱۶۲.
- علیجانی، بهلول (۱۳۸۹)، «آب و هوای ایران»، انتشارات دانشگاه پیام نور، چاپ دهم، ص ۲۲۱.
- غیور، حسنعلی؛ مسعودیان، سیدابوالفضل؛ آزادی، مجید و حمید نوری (۱۳۹۰)، «تحلیل زمانی و مکانی رویدادهای بارشی سواحل جنوبی خزر»، فصلنامه‌ی تحقیقات جغرافیایی، سال ۲۵، شماره‌ی ۱۰۰، صص ۱-۳۰.
- فرساد نیاد، فرهاد؛ رستمی کامرود، محسن و علیرضا مقدم نیا (۱۳۹۱)، «تحلیل روند بارندگی در استان مازندران با استفاده از روش من-کندال منطقه‌ای»، تحقیقات منابع آب ایران، سال هشتم، شماره‌ی ۲، صص ۶۰-۷۰.
- گلدسته، اکبر (۱۳۷۷)، «راهنمای کاربران SPSS 6.0 For Windows»، جلد اول، مرکز فرهنگی انتشاراتی حامی، تهران.
- مریانجی، زهره (۱۳۹۱)، «تغییرپذیری رژیم بارش در ایران»، پایان‌نامه‌ی دکتری رشته جغرافیای طبیعی گرایش اقلیم‌شناسی، دانشکده علوم جغرافیایی و برنامه‌ریزی، دانشگاه اصفهان.
- Azad, S., Vignesh, T.S., & Narasimha, R. (2010), "Periodicities in Indian Monsoon Rainfall over Spectrally Homogeneous Regions", International Journal of Climatology, 30(15), PP. 2289-2298.
- Cook, B.I., Cook, E.R., Anchukaitis, K.J., Seager, R., & Miller, R. L. (2011a), "Forced and Unforced Variability of Twentieth Century North American Droughts and Pluvials", Climate dynamics, 37(5-6), PP. 1097-1110.
- Cook, B.I., Cook, E.R., Anchukaitis, K. J., Seager, R., & Miller, R. L. (2011b), "Forced and Unforced Variability of Twentieth Century North American Droughts and Pluvials", Climate Dynamics, 37(5-6), PP. 1097-1110.
- David, F.N., & Moore, P.G. (1954), "Notes on Contagious Distributions in Plant Populations", Annals of Botany, 18(1), PP. 47-53.

- Douglas, J. B. (1975), “**Clustering and Aggregation**”, Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B, PP. 398-417.
- Duhan, D., & Pandey, A. (2013), “**Statistical Analysis of Long Term Spatial and Temporal Trends of Precipitation during 1901–2002 at Madhya Pradesh**”, India. Atmospheric Research, 122, PP. 136-149.
- Garcia, J.A, A.Serrano and M.Cruz Gallego. (2002), “**A Spectral Analysis of Iberian Peninsula Monthly Rainfall Theory**”, Appl.Climatol.71, PP. 77-95.
- Gemmer, M., Becker, S., & Jiang, T. (2004), “**Observed Monthly Precipitation Trends in China 1951–2002**”, Theoretical and Applied Climatology, 77(1-2), PP. 39-45.
- Green, R.H. (1966), “**Measurement of Non-randomness in Spatial Distributions**”, Researches on Population Ecology, 8(1), PP. 1-7.
- Hartmann, S. Becker, and L. King, (2008), “**Quasi-periodicities in Chinese Precipitation Time Series**”, Theory. Appl. Climatology, 92, pp. 155–163.
- Hoerling, M., & Kumar, A. (2003), “**The Perfect Ocean for Drought**”, Science, 299(5607), PP. 691-694.
- Kahya, E., & Kalaycı, S. (2004), “**Trend Analysis of Stream Flow in Turkey**”, Journal of Hydrology, 289(1), PP. 128-144.
- Kalaycı, S., Karabörk, M. Ç. & Kahya, E. (2004), “**Analysis of El Nino signals on Turkish Stream Flow and Precipitation Patterns Using Spectral Analysis**”, Fresenius Environmental Bulletin, 13(8), PP. 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: pp. 89-94.
- Kendall, M. (1975), “**Multivariate Analysis**” Charles Griffin.
- Lana, M.D. Martí´nez, C. Serra, and A. Burguen. (2005), “**Periodicities and Irregularities of Indices Describing the Daily Pluvial Metric Regime of the Fabra Observatory (NE Spain) for the Years 1917–1999**”, Theory. Appl. Climatology. 82, PP. 183–198.
- Liang, L., Li, L., & Liu, Q. (2010), “**Temporal Variation of Reference Evapotranspiration during 1961–2005 in the Taoer River Basin of Northeast China**”, Agricultural and Forest Meteorology, 150(2), PP. 298-306.
- Lloyd, M. (1967), “**Mean Crowding**”, The Journal of Animal Ecology, PP. 1-30.
- Mann, H.B. (1945), “**Nonparametric Tests Against Trend**”, Econometrical: Journal of the Econometric Society, PP. 245-259.
- Marengo, J.A. (2004), “**Interdecadal Variability and Trends of Rainfall across the Amazon Basin**”, Theoretical and Applied Climatology, 78(1-3), PP. 79-96.

- Maslen, D., & Rockmore, D. (1997), “**Separation of Variables and the Computation of Fourier Transforms on Finite Groups**”, I. Journal of the American Mathematical Society, 10(1), PP. 169-214.
- Mitchell Jr, J.M., Dzerdzevskii, B., Flohn, H., Hofmeyr, W.L., Lamb, H.H., Rao, K.N., & Wallen, C.C. (1966), “**Climatic Change: Technical Note No. 79**”, Report of a Working Group of the Commission for Climatology; WMO No. 195 TP 100. World Meteorological Organisation, Geneva, Switzerland, 81.
- Morisita, M. (1959), “**Measuring of the Dispersion of Individuals and Analysis of the Distributional Patterns**”, Mem. Fac. Sci. Kyushu Univ. Ser. E, 2(21), PP. 5-235.
- Mosmann, A. Castro, R. Fraile, J.Dessens, J.L. Sa´nchez. (2004), “**Detection of Statistically Significant Trends in the Summer Precipitation of Mainland Spain**”, Atmospheric Research 70, PP. 43–53.
- Richard O. Gilbert. (1987), “**Statistical Methods for Environmental Pollution Monitoring**”, John Wiley & Sons.
- Schubert, S., Gutzler, D., Wang, H., Dai, A., Delworth, T., Deser, C., & Kirtman, B. (2009), “**A US CLIVAR Project to Assess and Compare the Responses of Global Climate Models to Drought-related SST Forcing Patterns: Overview and Results**”, Journal of Climate, 22(19), PP. 5251-5272.
- Selwam and R.Joshi. (1995), “**Universal Spectrum for Internal Variability in Coda Global Air and Sea-surface Temperature**”, International Journal Climatology, 15, PP. 613-623.
- Sen, P. K., (1968), “**Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall’s Tau**”, Journal of the American Statistical Association, 63, PP. 1379-1389.
- Shifteh Some'e, B., Ezani, A., & Tabari, H. (2012), “**Spatiotemporal Trends and Change Point of Precipitation in Iran**”, Atmospheric Research, No. 113, PP. 1-12.
- Tan, J., Jakob, C., Rossow, W.B., & Tselioudis, G. (2015), “**Increases in Tropical Rainfall Driven by Changes in Frequency of Organized Deep Convection**”, Nature, 519(7544), PP. 451-454.
- Tang, B., Tong, L., Kang, S., & Zhang, L. (2011), “**Impacts of Climate Variability on Reference Evapotranspiration over 58 Years in the Haihe River Basin of North China**”, Agricultural Water Management, 98(10), PP. 1660-1670.
- Thiel, H., (1950), “**A Rank-invariant Method of Linear and Polynomial Regression Analysis: Part3**”, Proceeding of Koninklijke Nederland's Academies van Wetenschappen A. 53, PP. 1397-1412.
- Tomozeiu, R., Busuioc, A., Marletto, V., Zinoni, F., & Cacciamani, C. (2000), “**Detection of Changes in the Summer Precipitation Time Series of the Region Emilia-Romagna, Italy**”, Theoretical and Applied Climatology, 67(3-4), PP. 193-200.

- Torrence and Webster. (1999), “**Inter Decadal Changes in the ENSO–Monsoon System**”, *Climatology*, 12, PP. 2679-2690.
- Tošić, I., & Unkašević, M. (2005), “**Analysis of Precipitation Series for Belgrade**”, *Theoretical and Applied Climatology*, 80(1), PP. 67-77.
- Vivekanandan, N. (2007, July), “**Analysis of Trend in Rainfall Using Non Parametric Statistical Methods**”, In International Symposium on Rainfall Rate and Radio Wave Propagation (ISRR'07), Vol. 923, No. 1, PP. 101-113, AIP Publishing.
- Westra, S., Alexander, L.V., & Zwiers, F. W. (2013), “**Global Increasing Trends in Annual Maximum Daily Precipitation**”, *Journal of Climate*, 26(11), PP. 3904-3918.
- Yatagai, A., Kamiguchi, K., Arakawa, O., Hamada, A., Yasutomi, N., & Kito, A. (2012), “**APHRODITE: Constructing a Long-term Daily Gridded Precipitation Dataset for Asia Based on a Dense Network of Rain Gauges**”, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 93(9), PP. 1401-1415.
- Zhang, Q., Liu, C., Xu, C.Y., Xu, Y., & Jiang, T. (2006), “**Observed Trends of Annual Maximum Water Level and Streamflow during Past 130 Years in the Yangtze River Basin**”, *China. Journal of Hydrology*, 324(1), PP. 255-265.