

بررسی روند و رفتار بارشی شهر شاهرود با استفاده از مدل‌های آماری و تحلیل طیفی

حسین عساکره^۱

دانشیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

رحیم یوسفی زاده

دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی گرایش تغییرات آب و هوا، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۰۶/۰۱

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۴/۰۳/۱۷

چکیده

سری‌های زمانی که در مطالعات اقلیمی مورد بررسی قرار می‌گیرند، دارای ویژگی و رفتارهای متفاوتی از جمله روند، نوسان، افت و خیز و جهش هستند. هر سری زمانی ممکن است حاوی یک سری ویژگی‌ها و رفتارهای پنهانی باشند که با روش‌ها و مدل‌سازی‌های ساده آماری قابل استخراج نباشند. در این راستا تکنیک تحلیل طیفی یک ابزار توانمند در شناسایی و آشکارسازی افت و خیزهای پنهان و آشکار در سری زمانی است. این تکنیک با تبدیل رفتار سری زمانی از حالت نوسانات زمانی (بعد زمانی) به بعد فرکانسی، چرخه‌ها یا افت و خیزهای موجود در سری را که با توابع ساده آماری مانند خودهمبستگی و میانگین متحرک و غیره نمود ندارند، را آشکار می‌سازد. در این مقاله جهت شناسایی رفتار بارش شهر شاهرود از میانگین بارش سالانه ۶۰ ساله (۲۰۱۲-۱۹۵۳)، بر اساس روش‌های توزیع آماری، شناسایی روند، مدل‌سازی روند و در نهایت شناسایی چرخه‌ها با استفاده از روش تحلیل همساز (هارمونیک) و تحلیل طیفی و با کمک از نرم افزارهای Minitab، Matlab و SPSS استفاده شده است. برای شناسایی دقیق‌تر رفتار مذکور میانگین بارش سالانه را به دو دوره ۳۰ ساله تقسیم نموده و بعد از محاسبات هر دوره، دوره‌ها با هم مقایسه شدند. لذا بعد از شناسایی اولیه رفتار بارش، سری زمانی بارش از قلمرو زمانی به قلمرو فرکانسی تبدیل شد. سپس واریانس هر فرکانس (هر جفت سینوس و کسینوس یک فرکانس یا همساز می‌باشد)، و سهم واریانس هر چرخه از تغییرات واریانس کل بدست آمد. در مرحله بعدی دوره نگار و دوره‌های بازگشت برای هر یک از چرخه‌ها محاسبه و تغییرات تصادفی متغیرها (نوفه یا نوز) برای هر یک از دوره‌های منتخب استخراج گردید. نتایج نشان داد توزیع بارش شاهرود نرمال نیست و بهترین توزیع قابل برازش بر بارش شاهرود توزیع ویبول است. خروجی جهت و مقدار روند با استفاده از روش‌های ناپارامتری و پارامتری متفاوت می‌باشد به نحوی که بر اساس روش‌های ناپارامتری غیر خطی کندال و خطی اسپیرمن روند مثبت و مقدار آن به ترتیب ۰/۱۷۶ و ۰/۱۴۰ میلیمتر در سال ولی در روش پارامتری خطی، روند منفی با ضریب سالانه ۰/۳۵۲- میلیمتر می‌باشد. همچنین نتیجه مدل‌سازی روند با استفاده از روش ناپارامتری مبین کاهش حجم سالانه بارندگی به مقدار ۰/۶۸۵- میلیمتر است. این مقدار در روش مدل‌سازی خطی و نمایی مثبت می‌باشد. نتایج تحلیل طیفی وجود دو چرخه با ضریب اطمینان ۹۵٪ در فرکانس‌های ۰/۰۳ و ۰/۱۷ با دوره بازگشت تقریبی ۱۵ و ۳ ساله برای میانگین بارش سالانه ۶۰ ساله (۲۰۱۲-۱۹۵۳)، یک چرخه با ضریب ۹۵٪ در فرکانس ۰/۰۵ با دوره بازگشت ۷/۵ ساله برای میانگین بارش ۳۰ سال اول دوره آماری (۱۹۸۲-۱۹۵۳) و یک چرخه با ضریب ۹۹٪ در فرکانس ۰/۴۷ با دوره بازگشت یک ساله برای میانگین بارش ۳۰ سال دوم دوره آماری (۲۰۱۲-۱۹۸۳) می‌باشد. همچنین خودهمبستگی‌های منفی در هر سه دوره بیانگر وجود نوفه آبی می‌باشد بدین معنی خط صفر پیوسته از چرخه اول تا آخرین چرخه به صورت پیوسته سیر صعودی را طی می‌کند.

واژگان کلیدی: مدل‌های آماری، روند، تحلیل طیفی، فرکانس، چرخه، بارش شاهرود

- مقدمه

تغییرات اقلیم یکی از ویژگی‌های طبیعی چرخه اتمسفری می‌باشد که بر اثر ناهنجاری‌ها و یا نوساناتی در روند پارامترهای هواشناسی حاصل می‌شود. میزان تاثیر این تغییرات از جمله مواردی است که بیدرنگ در زندگی انسان احساس می‌شود (حیدری گندمان، ۱۳۷۴). در میان پارامترهای جوی، تحلیل داده‌های بارش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، چرا که بارندگی مهمترین متغیری است که تغییرات آن به طور مستقیم در بخش‌هایی مانند رطوبت خاک، جریان‌های سطحی، تغییرات مخازن آب‌های زیرزمینی و... منعکس می‌شود (لشنی زند، ۱۳۸۰). شناخت جنبه‌های مختلف تغییر پذیری بارش از نیازهای مبرم بویژه در بخش‌های کشاورزی و آب شناسی به شمار می‌رود. روش‌های آماری یکی از روش‌های رایج مطالعاتی تغییرات و پیش‌بینی بارندگی محسوب می‌گردد. در این میان تحلیل سری‌های زمانی یکی از شاخه‌های آماری است که در رشته‌های مختلف علوم مانند ژئوفیزیک، اقتصاد، هواشناسی، اقلیم شناسی و غیره کاربرد فراوانی دارد. مطالعاتی که با استفاده از روش‌های سری زمانی انجام می‌شوند جزء مطالعات نیمه تجربی بوده و در آن‌ها کوشش می‌شود تغییرات پارامترها در طول دوره‌ای ممتد از زمان نشان داده شود (بروث^۱؛ ۱۹۸۹: ۳۸۶). تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی معمولاً دو هدف را دنبال می‌کنند: درک یا مدل کردن (الگوسازی) مکانیسم تصادفی که منجر به مشاهدات سری می‌شود و دوم پیش‌بینی مقادیر آینده سری که بر مبنای گذشته آن صورت می‌گیرد (عزیزی، ۱۳۸۴: ۷۹). به منظور الگوسازی سری‌های زمانی می‌بایست توصیفی دقیق از رفتارها و تغییرات بلندمدت و کوتاه مدت به صورت آماری - ترسیمی ارائه گردد. برای تحلیل یک سری زمانی فرض می‌شود این تغییرات در چهار مؤلفه اصلی روند، تغییرات فصلی، تغییرات دوره‌ای و تغییرات نامنظم تجلی می‌یابد. در این میان روند تغییرات درازمدت و طبیعی و کلی را بدون لحاظ کردن افت و خیزهای سری زمانی مورد بررسی قرار می‌دهد. روند، یکی از مشخص‌ترین عواملی است که باعث ناهماهنگی سری‌های اقلیمی می‌شود (رحیم زاده، ۱۳۷۷). در سال‌های اخیر تحقیقات گسترده‌ای در تعیین وجود یا عدم وجود روند بر سری‌های زمانی اقلیمی در مناطق مختلف جهان صورت گرفته است (چو^۲؛ ۱۹۷۰) به آنالیز یک متغیره سری‌های زمانی بارندگی و درجه حرارت پرداخته‌اند و مؤلفه‌های تناوبی شدید یک ساله و تناوب ضعیف با دوره شش ماهه را در سری داده‌ها تشخیص داده‌اند (مایز^۳؛ ۱۹۹۶: ۵۸۵-۵۹۶) با استفاده از داده‌های ماهانه، فصلی و سالانه، ابگوی مکانی و زمانی بارش را در آیلز بریتانیا تهیه نموده است. همچنین توزیع فراوانی بارش در فلسطین اشغالی (بن‌گای^۴ و همکاران، ۱۹۹۸: ۱۷۷-۱۹۰)، تحلیل روند بارش (گمر^۵ و همکاران، ۲۰۰۴: ۳۹-۴۵)، روند شاخص‌های بارش در چین (کیان و لین^۶؛ ۲۰۰۵: ۱۹۳-۲۰۷) و تحلیل روند فصلی عناصر عمده اقلیمی از جمله بارش در دلتای یانگ تسه (چن^۶ و همکاران، ۲۰۰۶: ۲۳-۱۱) از مهمترین مطالعات شناسایی رفتار اقلیمی بارش در جهان است. در ایران از جمله

-
1. Bruce, 1989
 1. Chow, 1970
 2. Mayez, 1996
 3. Ben-Gai, 1998
 4. Gemmer, 2004
 5. Qian and Lin, 2005
 6. Chen, 2006

تحقیقات صورت گرفته در این زمینه می‌توان به توزیع زمانی بارش (غیور و مسعودیان، ۱۳۸۷: ۲۸-۱۹) و روند بارش (غیور و مسعودیان، ۱۳۷۵: ۲۶-۶، عساکره، ۱۳۸۶) اشاره کرد.

برای آشکارسازی رفتار پنهانی سری‌های زمانی بویژه بارش، همسازها (هارمونیک) و تکنیک تحلیل طیفی روشی توانمند محسوب می‌شود. همسازها حاوی مشخصه‌هایی نظیر دامنه، زاویه فاز، دوره زمانی، فراوانی و آماره‌های اصلی می‌باشند. کشف این مشخصات یکی از زمینه‌های مطالعاتی اقلیم‌شناسی بارش است (عساکره و رزمی، ۱۳۹۰: ۱۳۷-۱۵۸). تحلیل طیفی، یک روش تعمیم یافته‌ای از تحلیل همسازها است که اولین بار به وسیله وینر^۴ (۱۹۳۰) و (۱۹۴۹) ارائه شد. توکی^۵ (توکی، ۱۹۵۰: ۶۷-۴۷) و بلاکمن و توکی^۶ (۱۹۵۸: ۱۹۰) به توسعه این روش پرداختند. در واقع طیف توان^۷ که از آن به نام «تحلیل طیفی» یاد می‌شود- ابزاری مفید برای جستجو و ارزیابی خواص فرکانس متغیرهای پیوسته و گسسته ایستا و نایستای سری‌های زمانی اقلیمی است (روبسون^۸ ۱۹۹۷: ۲۸). در این رویه، برخلاف تصور و برخلاف روش‌های معمول، سری زمانی تنها حاوی نوسان‌های محدود و با طول موج‌های گسسته در نظر گرفته نمی‌شود، بلکه می‌توان آن‌ها را طول موج‌های نامتناهی و در بازه پیوسته نیز متصور شد (چتفیلد^۹ ۱۹۷۵: ۱۳۳). کاربرد این روش در مطالعات اقلیمی برای اولین بار به وسیله میچل^{۱۰} و همکاران (۱۹۹۶: ۸۱) پیشنهاد شد و پس از آن در سطح وسیعی به وسیله دانشمندان زیادی نظیر استوکر و میساک^{۱۱} (۱۹۹۲: ۲۲۷-۲۵۰) و مدن و جونس^{۱۲} (۲۰۰۱: ۳۹۹۳-۳۹۹۷) به کار گرفته شد. در ایران تکنیک تحلیل همسازها و تحلیل طیفی کمتر مورد توجه قرار گرفت. از کارهای انجام شده می‌توان به کار پژوهشی انصاری بصیر (۱۳۸۶)، غیور و عساکره (۱۳۸۴: ۸۳-۹۹) و (۱۳۸۹: ۱۱-۲۴) و عساکره و رزمی (۱۳۹۰: ۱۳۷-۱۵۸) اشاره کرد. هدف از این تحقیق شناسایی اجمالی روند بارشی و استخراج چرخ‌های بارندگی شهر شاهرود با استفاده از روش‌های آماری و محاسبه همسازها و تکنیک تحلیل طیفی می‌باشد.

- داده‌ها

در این مقاله داده‌های میانگین بارش سالانه شهر شاهرود، برای دوره آماری ۶۰ ساله ۲۰۱۲-۱۹۵۳ (سازمان هواشناسی کشور، ۱۳۹۳) بررسی گردید. برای آشکار شدن روند و بررسی رفتار پنهانی (افت و خیزها) بارش شاهرود دوره مذکور را به دور دوره ۳۰ ساله (۱۹۸۲-۱۹۵۳ و ۲۰۱۲-۱۹۸۳) تقسیم و با هم مقایسه نمودیم. شهر شاهرود در شمال شرقی استان سمنان و در عرض جغرافیائی ۲۵ ۳۶ شمالی و طول جغرافیائی ۵۷ ۵۴ شرقی در ارتفاع ۱۳۴۹ از سطح دریا واقع شده و از شهرهای پایکوهی با اقلیم خشک و نیمه خشک کشور محسوب می‌گردد.

1. Harmonic
2. Amplitude
3. Phase Angle
4. Wiener, 1930,1949
5. Tukey
- 6 Blackman and Tukey, 1958
7. Power Spectrum Analysis
8. Robeson, 1997
9. Chatfield, 1975
10. Mitsell, 1996
11. Stocker and Mysak, 1992
12. Madden and Jones, 2001

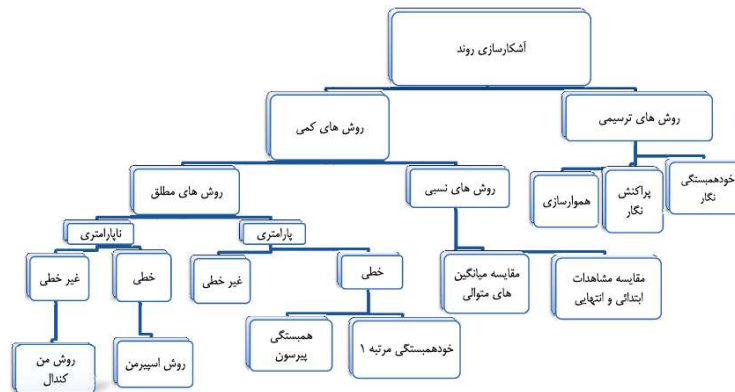
با توجه به اینکه شهر مذکور قطب باغداری و کشاورزی استان سمنان می‌باشد و از طرفی به علت ذات اقلیم منطقه دارای بارشی با تغییر پذیری نسبتاً زیاد در طول سال و دوره آماری است، لذا شناسایی رفتار و چرخه‌های بارشی منطقه از اهمیت خاصی برخوردار است.

این تحقیق شامل دو بخش می‌باشد. در بخش اول با استفاده از روش‌های توزیع آماری و مدل‌های آشکارسازی روند سعی بر شناسایی رفتار توصیفی و روند کلی بارش زنجان شده است. لذا با استفاده از روش ترسیمی و محاسباتی و آزمون‌ها و مدل‌سازی روند، رفتار کلی سری زمانی (روند) محاسبه شد. در بخش دوم با محاسبه همسازها و با استفاده از روش تکنیک تحلیل طیفی افت و خیزها و تناوب‌های نهانی بارش محاسبه و چرخه‌ها و دوره بازگشت آن استخراج گردید. برای رسیدن به هدف مذکور سری زمانی از بعد زمان به بعد فرکانس (سینوس و کوسینوس) تبدیل و سپس تکنیک‌های تحلیل طیفی بر آن پیاده شد. قابل ذکر است محاسبات انجام گرفته در مقاله فوق با استفاده از برنامه نویسی در نرم افزار Matlab و همچنین با کمک نرم افزارهای آماری Minitab و SPSS صورت گرفته است.

الف) بخش اول

در این بخش ابتدا با استفاده از توزیع فراسنج‌های مرکزی (میانگین، میانه، نما)، تغییر پذیری یا نمایه پراکندگی (دامنه تغییرات، پراش و انحراف معیار)، آستانه‌ها (چارک‌ها و دامنه میان چارکی)، معیارهای شکل توزیع (چولگی و کشیدگی) و بافتنگار مشاهدات برداری، مشخصات عمومی بارش شهر شاهرود بررسی شد. سپس مشاهدات با استفاده از توزیع‌های احتمالی نرمال، لوگ نرمال، گاما، ویبول و لوجستیک برازش داده شدند. در مرحله بعدی روند بارش شاهرود با استفاده از روش‌های ترسیمی و کمی بررسی و الگوسازی شد (شکل ۱). روش کمی به دو دسته نسبی و مطلق تقسیم می‌شود. در روش مطلق آزمون‌های روند به دو دسته پارامتری و ناپارامتری دسته‌بندی می‌شوند. پیش فرض‌های آزمون پارامتری آن است که داده‌های تصادفی و برآمدهای یک توزیع، نرمال باشند. در عین حال فرض نرمال بودن داده‌ها در آزمون‌های ناپارامتری وجود ندارد. بنابراین در صورتی که به نرمال بودن داده‌ها اطمینان نداریم به کارگیری آزمون‌های ناپارامتری محتاطانه‌تر به نظر می‌رسد. با این حال برخی محققان نشان داده‌اند که تفاوت نتایج دو روش در مورد بسیاری از عناصر اقلیمی معنادار نیست (وینیکف، ۲۰۰۲: ۱۴۱). از روش‌های ترسیمی استفاده شده در این مقاله روش خودهمبستگی نگار و پراکنش نگار می‌باشد. تابع خودهمبستگی رابطه خطی موجود میان مشاهدات سری زمانی را اندازه‌گیری می‌کند که نتایج آن همیشه بین +۱ و -۱ می‌باشد. آن دسته از مقادیر خودهمبستگی که به عدد یک نزدیک شود (مثبت) نشان دهنده آن است که مشاهدات تمایل شدید به حرکت با یکدیگر در مسیر خطی با شیب مثبت دارند و آن دسته از مقادیر که به -۱ نزدیک می‌باشند، بیانگر تمایل شدید به حرکت با یکدیگر در مسیر خطی و با شیبی منفی دارند و گویای نوسان مقادیر می‌باشند. این ایده از ویژگی‌های خاص سری‌های زمانی اقلیم ناشی می‌شود بدین معنی که در سری‌های زمانی اقلیمی معمولاً مشاهدات متوالی مستقل نبوده و به هم وابسته‌اند (کاویانی و عساکره، ۱۳۸۴: ۱۶۲-۱۴۳). در گام بعدی با استفاده از رگرسیون

خطی ساده روندهای بارش دو دوره (۳۰ سال اول (۱۹۸۲-۱۹۵۳) و ۳۰ سال دوم (۲۰۱۲-۱۹۸۳)) با کل دوره آماری ۶۰ ساله مقایسه شد. الگو سری زمانی خطی یک سری زمانی به صورت رابطه $y_i = a + bxi + ei$ بیان می‌شود. y_i سری زمانی مورد نظر، i زمان، a عرض از مبدا، b شیب خط و ei خطاهای برآورد خواننده می‌شود. مقدار ei موجب می‌شود y (مشاهدات) دقیقاً روی خط رگرسیون قرار نگیرد. این الگو به منظور تصویر تغییرات تدریجی، خطی راست از میان داده‌ها برازش می‌دهد. مقدار b متوسط تغییر به ازای واحد زمانی (روند) را نشان می‌دهد (عساکره، ۱۳۹۱: ۲۲۴). این الگو را معمولاً یک الگوی رگرسیونی خطی ساده می‌گویند زیرا تنها شامل یک متغیر مستقل است (نیرومند و بزرگ نیا، ۱۳۸۷: ۱۴). بر اساس محاسبات انجام شده شیب ضریب سری طی دوره آماری ۶۰ ساله ۰/۲۹۷ میلیمتر در سال (افزایشی)، در ۳۰ ساله اول ۳/۰۹ میلیمتر در سال (افزایشی) و در ۳۰ سال دوم (۲۰۱۲-۱۹۸۳) ۰/۴۷۹- میلیمتر (با کاهش معنی دار) روبرو بوده است. بررسی میانگین‌های متحرک مرکزی، متمرکز و غیر متمرکز نیز نتایج فوق را تأیید کردند. تفاوت روش‌های پارامتری و ناپارامتری برآورد کردن a, b است. تنوع روش‌های برآورد این دو فراسنج موجب تکوین الگوهای رگرسیونی متفاوت شده است. برای محاسبه شیب خط رگرسیونی (b) بر اساس روش ناپارامتری که به روش Sen (سن) معروف است، شیب تمام زوج‌های ممکن $b_{ij} = \frac{z_i - z_j}{T_i - T_j}$ محاسبه میانه این شیب‌ها به عنوان شیب سری زمانی به شمار می‌آید (عساکره و بیات، ۱۳۹۲: ۱۴۲-۱۲۱).



شکل (۱) روش‌های آشکارسازی روند

همچنین جهت محاسبه روش نسبی آشکارسازی روند از روش مقایسه مقادیر ابتدایی و انتهایی استفاده شد. رویکرد این روش به صورت $\Delta z_t T_T = - z_1 z_n$ می‌باشد. یعنی مقادیر ابتدایی سری را از مقادیر انتهایی کم می‌کنیم. این روش به صورت رابطه (۱) محاسبه می‌گردد:

$$\frac{T_T}{z} RT = \frac{T_T}{z_1} , RT = \frac{T_T}{z_n} , RT = \quad (1)$$

در این رابطه z_1 اولین مشاهده در داده‌ها، z_n آخرین مشاهده در داده‌ها و \bar{z} میانگین مشاهدات است. در مرحله بعد آزمون من کندال به عنوان روش مطلق ناپارامتری غیر خطی بررسی شد. این آزمون به وسیله سازمان هواشناسی جهانی در سال ۱۹۸۸ پیشنهاد شد که در بررسی معنی‌داری روند سری داده‌های اقلیمی در مطالعات زیادی استفاده شد. این آزمون آزمون ساده است که نیازی به توزیع فراوانی نرمال یا خطی بودن رفتار داده‌ها ندارد.

این آزمون در برابر مقادیر فرین (برای مثال داده‌هایی که کشیدگی زیادی دارند مانند داده‌ای بارندگی) و داده‌هایی که از رفتار خطی انحراف چشمگیری دارند بسیار قوی است. در این آزمون تصادفی بودن داده‌ها با عدم وجود روند مشخص می‌شود. در صورت وجود روند، داده‌ها غیرتصادفی بوده و برای تصادفی بودن داده‌ها از آزمون آماره کندال استفاده شده است. روش مطلق ناپارامتری خطی اسپیرمن، برای تحلیل روند داده‌های اقلیمی در سطح وسیعی بکار گرفته شده است. در این روش ابتدا اختلاف بین رتبه هر مقدار در سری و ترتیب آن در سری محاسبه می‌شود. سپس آماره اسپیرمن از رابطه (۲) محاسبه می‌گردد (عساکره، ۱۳۸۶).

$$r_s = I - \frac{6 \sum a_i^2}{n(n^2-1)} \quad (2)$$

ب) بخش دوم

گام اول در برآورد تکنیک تحلیل طیفی تبدیل سری زمانی از قلمرو زمانی به قلمرو فرکانسی است. برای اینکه سری از بعد زمانی به بعد فرکانسی تبدیل شود، تجزیه سری زمانی باید بر پایه توابع سینوسی و کوسینوسی صورت گیرد. هر جفت از این افت و خیزها (سینوس و کوسینوس) با هم یک همساز یا هارمونیک را تشکیل می‌دهند. لذا تعداد این همسازها (تعداد چرخه‌ها)، حداکثر نصف طول داده‌ها ($q = \frac{n}{2}$) است. اگر طول دوره آماری (n) مفرد باشد، در آن صورت تعداد همسازها از رابطه $q = \frac{n-1}{2}$ بدست می‌آید (بلومفیلد، ۲۰۰۰). برای استخراج هر جفت سینوس و کوسینوس یا به عبارتی هر جفت افت و خیز (همساز) از رابطه (۳) استفاده شد.

$$Z_t = a_i + \sum_{i=1}^q (a_i \cos \frac{2\pi f_i t}{n} + b_i \sin \frac{2\pi f_i t}{n}) \quad (3)$$

در این رابطه f_i فراوانی مشاهدات است که با $\frac{i}{n}$ ($f_i = \frac{i}{n}$) بدست می‌آید و $i=1,2,\dots,q$ است. a_i و b_i ضرایب i امین همساز و با استفاده از عنصر اقلیمی ماهانه $t(x_t)$ امین ماه از n مشاهده به شکل رابطه (۴) محاسبه می‌شود. t زمان، n طول دوره آماری و Z_t عنصر اقلیمی می‌باشد.

$$a_i = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n x_t \cos \frac{2\pi f_i t}{n} \quad \square \square \square \square \quad b_i = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n x_t \sin \frac{2\pi f_i t}{n} \quad (4)$$

در یک سری زمانی ماهانه منحنی سینوسی همساز اول گویای یک چرخه در سال یا چرخه یک ساله ($\frac{1}{12}$) است. هر چه این همسازها بزرگتر باشند افت و خیز سالانه و سامانه‌های مولد آن منظم‌ترند. با افزایش سهم همسازها از اهمیت سهم همساز اول کاسته می‌شود (کادی اغلو و همکاران، ۱۹۹۹: ۱۷۲۸-۱۷۱۷).

به منظور دستیابی به نقش همسازها، برآورد برخی فراسنج‌ها از جمله محاسبه دامنه (A)، زاویه فاز (ϕ) و واریانس یا پراش (V) ضروری می‌باشد. بدین ترتیب برای محاسبه فراسنج‌های مذکور از رابطه‌های (۵، ۶ و ۷) استفاده شد.

$$V_i = \frac{A_i^2}{2} \quad (7) \quad \phi_i = \text{Arctan}(\frac{a_i}{b_i}) \quad (6) \quad A_i = \sqrt{a_i^2 + b_i^2} \quad (5)$$

دامنه (A) برای نشان دادن بیشینه تغییرات ماهانه همساز است. میزان دامنه همساز نخست، نشان دهنده تغییر (نوسان) سالانه عنصر اقلیمی است (کادی اغلو و همکاران، ۱۹۹۹: ۱۷۲۸-۱۷۱۷). زاویه فاز (ϕ) برای هر همساز، فاصله زاویه‌ای است و به صورت رادیان در واحد زمان بیان می‌شود (وایلکس، ۲۰۰۶: ۶۲۷). پراش هر همساز میزان نقش

هر همساز در تغییرپذیری یک سری زمانی را نشان می‌دهد. سهم هر همساز در پراش به وسیله نسبت پراش آن همساز به مجموع پراش همسازهای دیگر سنجیده می‌شود. نسبت نزدیک به واحد بیانگر سهم افزون‌تر همسازها در بیشتر یا تمامی تغییرات است. درصد پراش هر همساز به صورت رابطه (۸) قابل برآورد می‌باشد (لیوادا و آسیماکوپولوس؛ ۲۰۰۸: ۴۵-۵۵).

$$\frac{V_i}{\sum_{i=1}^q V_i} 100 V_i\% = . \quad (8)$$

ترسیم دوره نگار گام دوم این بخش از تحقیق می‌باشد. دوره نگار نموداری است که مقادیر $I(f_i)$ (را در مقابل i نشان می‌دهد. شایان ذکر است برای دوره نگار چندین تعریف دیگر نیز پیشنهاد شده است که در آن‌ها فراوانی برحسب چرخه در زمان، چرخه در کل دوره و یا بر حسب دوره بازگشت نشان می‌دهند. دوره نگار نسبتی از توزیع واریانس در فرکانس‌های بنیادی و برآوردی پرافت و خیز از طیف است، لذا برای کاهش واریانس، اریبی و ایستاسازی این برآورد، می‌باید آن را در مجاورت فرکانس مورد نظر و به وسیله فیلترهای مناسب هموار ساخت (عساکره، ۱۳۸۸: ۵۰-۳۳). یکی از روش‌های ساده و مناسب برای هموارسازی داده‌های سالانه به وسیله میچل و همکاران (۱۹۶۶: ۸۱) معرفی شد. دکتر حسین عساکره این روش را تعدیل کرده و به صورت رابطه (۹) بیان نموده است (عساکره، ۱۳۸۸: ۵۰-۳۳). در این رابطه دوره نگار با یک میانگین متحرک موزون سه جمله‌ای هموار می‌شود.

$$\hat{I}(f_0) = \frac{1}{2} (\hat{I}(f_0) + \hat{I}(f_1)) \quad (9)$$

$$\hat{I}(f) = \frac{1}{4} [I(f_{i-1}) + 2I(f) + I(f_{i+1})]$$

$$\hat{I}(f_m) = \frac{1}{2} (\hat{I}(f_m) + \hat{I}(f_{m-1}))$$

در گام سوم، آزمون معنی‌داری چرخه‌های بدست آمده از مراحل قبلی انجام شد. برای معنی‌داری چرخه‌ها و دانستن سهم واریانس هر چرخه از رابطه (۱۰) استفاده شد. این رابطه به صفر پیوسته معروف است.

$$\hat{I}(f)_i = \bar{s} \left[\frac{1-r_2^s}{1+r_1^2-2r_1 \cos \frac{\pi i}{q}} \right] \quad (10)$$

در رابطه فوق، \bar{s} میانگین طیف، Γ_1 خودهمبستگی مرتبه اول و i شماره همساز ($i=1,2,\dots,q$) می‌باشد.

در گام چهارم، بازه‌های اطمینان با یک حد برای طیف ارائه شد که بر اساس آن معنی‌داری محاسبه و مورد بررسی قرار گرفت. در واقع در این مرحله یک مرز معنی‌داری برای طیف تعریف شد که بر اساس این مرز، هر گاه هر یک از چرخه‌ها از این مرز عدول نماید گویا معنی‌داری آن چرخه است. رابطه (۱۱) آزمون معنی‌داری طیف را برای مثال برای سطح ۹۵ درصد اطمینان، بررسی می‌کند (شکیدانز و بون ۱۹۷۷: ۳۵۹-۳۶۷۸).

$$\lambda_k \frac{\chi_v^2(0.095)}{v} \leq \hat{I}(f_m) \leq \lambda_k \frac{\chi_v^2(0.05)}{v} \quad (11)$$

برای محاسبه حد اطمینان باید ابتدا درجه آزادی و سپس آماره مربوطه با استفاده از رابطه (۱۲) محاسبه کرد.

$$v = \frac{2m-q}{q} \quad (12)$$

در نهایت برای آزمون معنی‌داری طیف پس از محاسبه درجه آزادی در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان از رابطه (۱۳) استفاده شد. در این مرحله برای تمامی همسازها آزمون معنی‌داری فوق محاسبه گردید.

$$sig \hat{I}(f) = \frac{\chi^2}{v} \hat{I}(f) \quad (13)$$

- یافته‌های تحقیق

- ویژگی‌های توصیفی داده‌ها

در جدول و شکل شماره ۱ ویژگی‌های عمومی بارش ماهانه و سالانه شهر شاهرود از سال ۲۰۱۲-۱۹۵۳ ارائه شده است. بر اساس اطلاعات جدول مذکور میانگین بارندگی سالانه شاهرود ۱۵۵/۷ میلیمتر می‌باشد که آخرین ماه فصل زمستان (مارس) با ۲۹/۲ میلیمتر بالاترین و ماه اوت با میانگین ۱/۶ میلیمتر کمترین مقدار را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول شماره (۱) ویژگی آماری میانگین بارش شهر شاهرود طی دوره ۶۰ ساله (۲۰۱۲-۱۹۵۳)

فراسنج	ماه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	جون	جولای	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر	سالانه
میانگین (میلیمتر)		۱۷/۸	۱۹/۴	۲۹/۲	۲۵/۳	۱۹/۳	۴/۹	۲/۱	۱/۶	۳/۱	۶/۵	۹/۸	۱۶/۹	۱۵۵/۷
پراش (واریانس)		۱۹۳	۳۳۴/۲	۳۴۸/۳	۳۹۱/۴	۴۰۱/۲	۳۶/۵	۱۵	۹	۲۵/۱	۷۰/۳	۹۳/۲	۲۵۳/۳	۳۲۱۹/۵
انحراف معیار (میلی متر)		۱۳/۹	۱۸/۳	۱۸/۷	۱۹/۸	۲۰	۶	۳/۹	۳	۵	۸/۴	۹/۷	۱۵/۹	۵۶/۷
ضریب تغییرات (درصد)		۷۸/۲	۹۴/۵	۶۴	۷۸/۲	۱۰۳/۸	۱۲۲/۳	۱۸۷/۸	۱۸۶/۸	۱۶۰/۱	۱۲۹/۳	۹۹	۹۴/۴	۳۶/۴
حداکثر (میلیمتر)		۵۸/۹	۹۲/۳	۸۲/۱	۸۵/۶	۱۰۲/۷	۲۶	۱۵/۴	۱۵	۲۲/۳	۳۱/۴	۳۴/۶	۷۵	۳۲۳/۳
حداقل (میلیمتر)		۰/۲	۰	۰	۰/۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۶۳
دامنه		۵۸/۷	۹۲/۳	۸۲/۱	۸۵/۵	۱۰۲/۷	۲۶	۱۵/۴	۱۵	۲۲/۳	۳۱/۴	۳۴/۶	۷۵	۲۸۰/۳
مد یا نما (میلیمتر)		۱۷	۰	۱۴/۴	۱۰/۸	۱۴/۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱۰۱/۸
چولگی		۱/۲	۲/۲	۰/۸	۰/۹	۲/۲	۱/۶	۲/۲	۲/۶	۲/۱	۱/۶	۱	۱/۶	۰/۸
کشیدگی		۱/۴	۶/۶	۰/۵	۰/۴	۵/۸	۲/۳	۴/۲	۷/۶	۴/۴	۱/۶	-۰/۱	۲/۷	۱
چارک اول (میلیمتر)		۷/۳	۶/۷	۱۶/۸	۱۰/۱	۵/۴	۰/۵	۰	۰	۰	۰/۲	۱/۵	۶/۱	۱۰۳/۷
چارک دوم (میانه) mm		۱۵/۲	۱۶/۱	۲۵/۳	۱۹/۵	۱۴/۱	۲/۹	۰/۲	۰/۱	۰/۴	۳/۳	۶/۳	۱۳/۴	۱۵۸
چارک سوم (میلیمتر)		۲۵/۴	۲۵/۷	۴۰	۳۸/۴	۲۵	۶/۷	۲/۶	۱/۹	۴/۹	۸/۷	۱۵/۷	۲۱/۸	۱۸۴/۲
دامنه میان چارکی		۱۸/۱	۱۹	۲۳/۲	۲۸/۳	۱۹/۶	۶/۲	۲/۶	۱/۹	۴/۹	۸/۵	۱۴/۲	۱۵/۷	۸۰/۵

منبع: یافته‌های تحقیق

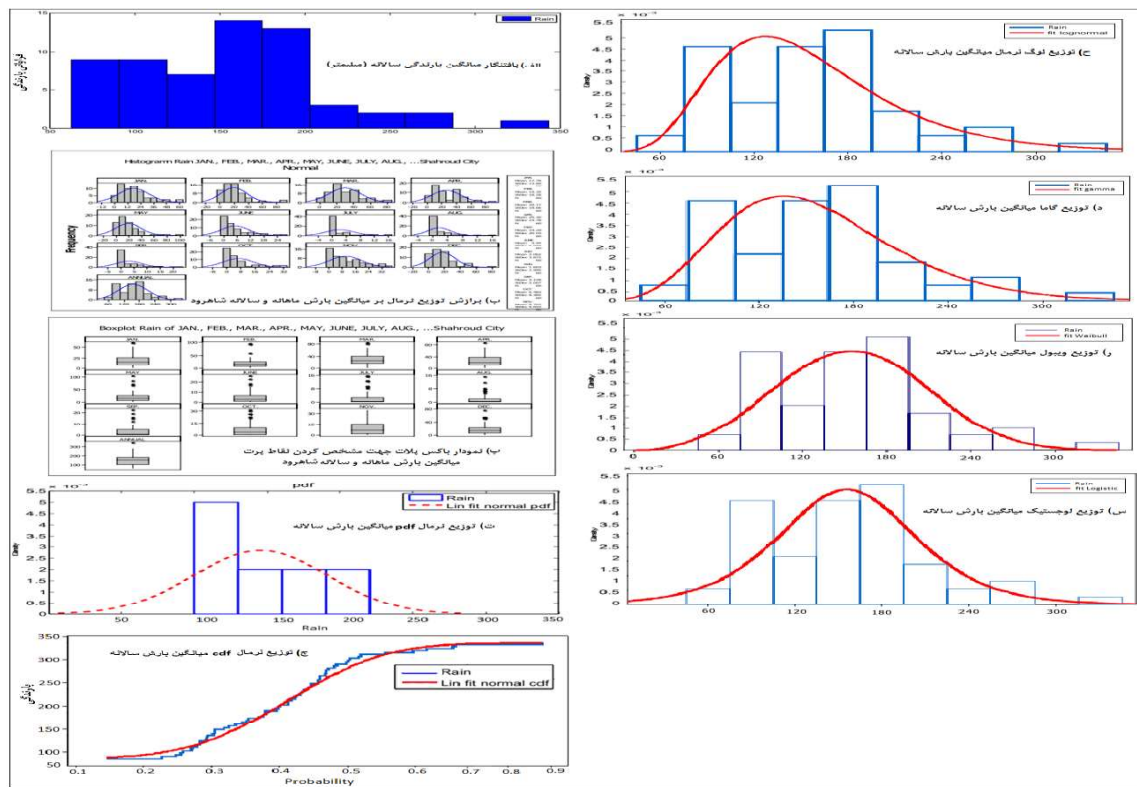
جدول شماره (۲) فراسنج‌های توزیع‌های برازش داده شده بر میانگین بارش سالانه شهر شاهرود

نوع توزیع	آلفا (α)	بتا (β)
نرمال	۰/۳۷۰	۴/۹۸۲
لوگ نرمال	۱۴۵/۸۰۷	۰/۳۷۰
گاما	۷/۵۲۹	۰/۰۴۸
ویبول	۱۷۳/۴۸	۳/۲۴۸
لوجستیک	۳۱/۲۸۳	۱۵۵/۶۹۲

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب تغییرات بارش سالانه شاهرود ۳۶/۴ درصد می‌باشد. طی ماه‌های سال پائین‌ترین و بالاترین ضریب مذکور به ترتیب مربوط به ماه‌های مارس و جولای و اوت می‌باشد. ضریب تغییرات پائین مبین پایداری و ثبات در تغییرات و افت و خیزهای اقلیمی می‌باشد و ضریب تغییرات بالا مبین ناپایداری و افت و خیزهای اقلیمی می‌باشد و از نشانه‌های عدم اعتماد به بارش منطقه مورد مطالعه دارد. لذا بارش فصل زمستان بویژه ماه مارس شاهرود نسبت به بارندگی‌های تابستانه قابل اعتمادتر به نظر می‌رسند. با توجه به اینکه سه شاخص گرایش به مرکز بارش سالانه (میانگین، میانه و مد) در یک رنج نمی‌باشد و همچنین چولگی آن مثبت است لذا می‌توان ادعا کرد که میانگین بارش

سالانه شهر شاهرود نرمال نیست. این شرایط در تمامی ماه‌ها نیز صدق می‌کند. از طرفی علامت مثبت مقدار چولگی در بارش ماهانه و سالانه شاهرود بیانگر آن است که شکل توزیع فراوانی تمایل به مقادیر پائین دارد بدین معنی که فراوانی مقادیر کمتر از میانگین بیشتر از فراوانی مقادیر بالاتر از میانگین است. فراسنج کشیدگی بیانگر پخی یا مرتفع بودن منحنی توزیع نسبت به منحنی توزیع نرمال می‌باشد به نحوی که وقتی کشیدگی مثبت باشد مقادیر بیشینه بالاتر از میانگین در داده‌ها، زیادتیر از مقادیر بیشینه کمتر از میانگین رخ داده است (وجود نقاط پرت) و به افزایش توزیع معروف می‌باشد. منفی شدن مقدار کشیدگی مبین وجود نقاط پرت کمتر از میانگین در داده‌ها است و گفته می‌شود شکل توزیع کشیده است. ضریب کشیدگی بارش شاهرود به غیر از ماه نوامبر در بقیه ماه‌ها و همچنین میانگین سالانه مثبت می‌باشد.



شکل (۱) بافت‌نگار، برازش توزیع نرمال، نقاط پرت و توزیع‌های آماری میانگین بارش سالانه شهر شاهرود طی دوره ۶۰ ساله (۱۹۵۳-۲۰۱۲)

نتایج برازش میانگین بارش سالانه با توزیع‌های مختلف در شکل (۱) آورده شده است. بر اساس نتایج توزیع‌های مذکور، توزیع ویبول بهترین برازش را بر بارش شهر شاهرود دارد. در جدول شماره ۲ فراسنج‌های توزیع‌های برازش یافته بر میانگین بارش سالانه شهر شاهرود ارائه شده است.

– آزمون و الگوسازی روند میانگین بارش سالانه شاهرود

روند عبارت از تغییرات دراز مدت در میانگین سری زمانی است. در واقع رفتار طبیعی و کلی سری زمانی بدون در نظر گرفتن افت و خیزهای آن، در دراز مدت را روند می‌گویند. شکل (۲) آزمون‌های آشکارسازی روند میانگین بارش سالانه شهر شاهرود را نشان می‌دهد. در قسمت الف شکل مذکور نمودار خودهمبستگی در تاخیرهای مختلف

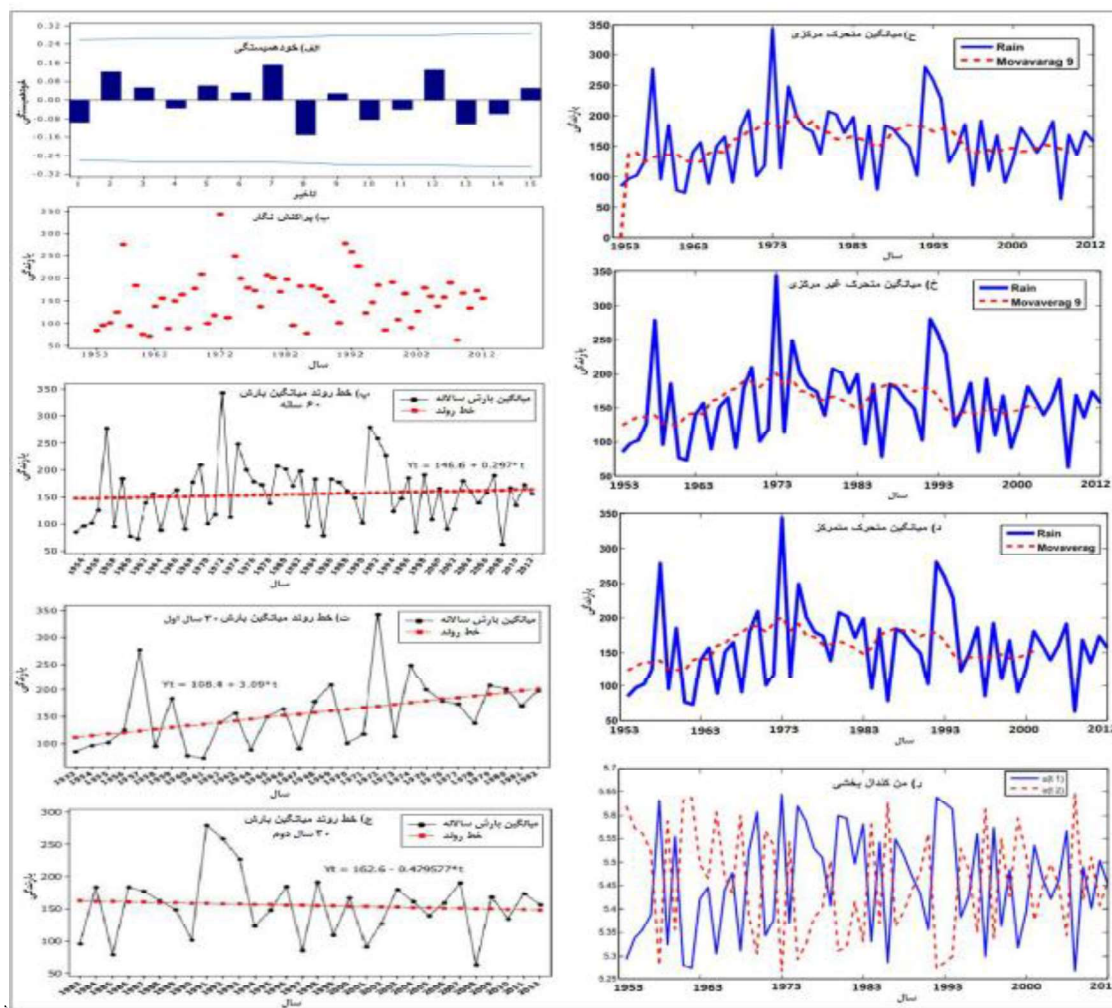
ارائه شده است. تابع خودهمبستگی pk رابطه خطی موجود میان مشاهدات سری زمانی که با k وقفه زمانی جدا شده‌اند را اندازه‌گیری می‌کند. pk همیشه بین $+1$ و -1 می‌باشد. مقدار همبستگی در تاخیرهای مختلف به وسیله نموداری به نام همبستگی نگار نشان داده می‌شود. برای یک سری زمانی، متغیر تصادفی rk تقریباً دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\frac{1}{n}$ می‌باشد. در نتیجه فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای pk تقریباً " بصورت $\frac{\pm 2}{\sqrt{n}}$ می‌باشد. اگر مقدار مشاهده شده در خارج از این حدود قرار گیرد (بیرون زدن شاخک‌های از مرز اطمینان)، بدین معنی خواهد بود که این مقادیر در سطح ۵٪ بطور معنی‌داری با صفر اختلاف دارد. فرض H_0 نیز مبین آن است که داده‌ها مستقل نبوده و به هم وابسته می‌باشند. در غیر این صورت (قرار گرفتن مقدار مشاهدات در درون مرز اطمینان) سری زمانی مانا (ایستا)، فاقد معنی‌داری و مستقل از یکدیگر می‌باشند. همانطوریکه ملاحظه می‌گردد هیچ یک از تاخیرهای زمانی در سطح ۹۵٪ معنی‌دار نمی‌باشد. نمودار پراکنش نگار (شکل ۲(ب)) شدت و جهت روند را نیز بیان می‌کند. اگر این شکل در امتداد یک مستطیل باشد صرف نظر از جهت هر قدر مستطیل باریکتر باشد روند قوی‌تر است. با توجه به شکل مذکور روند مثبت با شدت تقریباً ضعیف را می‌توان استنتاج کرد. نمودار (شکل ۲(پ)) مبین وجود روند خطی مثبت میانگین بارش سالانه (۲۰۱۲-۱۹۵۳) با ضریب افزایشی $0/297$ میلیمتر می‌باشد. این شرایط در ۳۰ سال اول دوره آماری (۱۹۸۲-۱۹۵۳) با افزایش شدید $3/09$ میلیمتر در سال مواجه بوده ولی در سه دهه اخیر (۱۹۸۳-۲۰۱۲) با روند کاهشی ($-0/479$ میلیمتر در سال) مواجه شده است. میانگین‌های متحرک مرکزی، غیر مرکزی و متمرکز (شکل ۲(ح، خ، د)) نیز این شرایط را تأیید می‌نمایند. شکل ۲(ر) بررسی تصادفی بودن و تعیین روند سری زمانی میانگین بارش سالانه شهر شاهرود را با استفاده از روش کمی مطلق ناپارامتریک غیر خطی و بر اساس تکنیک من کندال نشان می‌دهد. بر اساس تکنیک مذکور میانگین سالانه بارش شاهرود طی دوره آماری ۶۰ ساله دارای روند مثبت با ضریب $0/176$ میلیمتر می‌باشد. نتایج حاصل از روش نسبی آشکارسازی روند میانگین بارش سالانه شاهرود مبین آن است که:

۱- مقدار روند میانگین بارش سالانه شاهرود نسبت به اولین مشاهدات $0/8502$ میلیمتر می‌باشد.

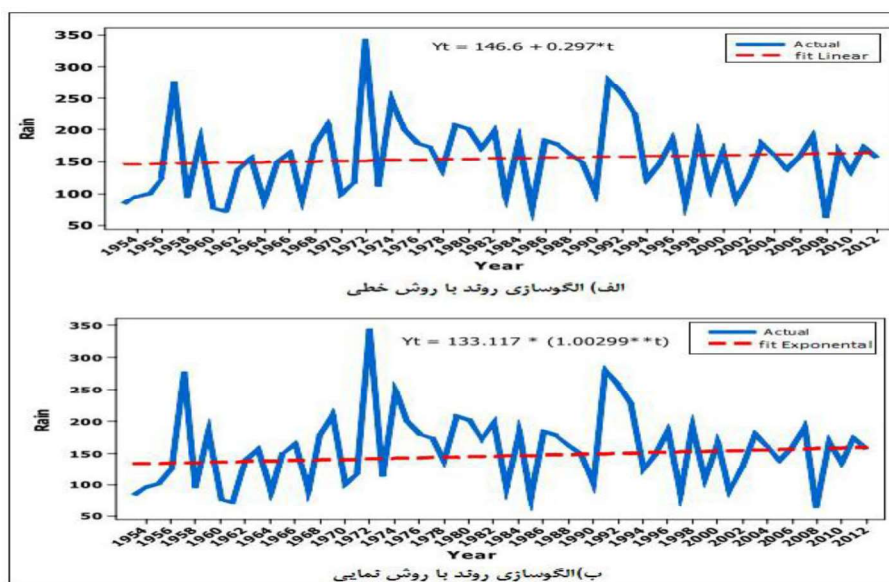
۲- مقدار روند میانگین بارش سالانه شاهرود نسبت به آخرین مشاهدات $0/4595$ میلیمتر می‌باشد.

۳- مقدار روند میانگین بارش سالانه شاهرود نسبت به میانگین اولین و آخرین مشاهدات $0/5969$ میلیمتر می‌باشد.

روش نسبی آشکارسازی روند به این دلیل نسبی خوانده می‌شود که تغییرات بلند مدت روند نسبت به یک شرایط خاصی سنجیده می‌شود نه به صورت کلی و مطلق. نتایج مقدار روند با استفاده از روش مطلق پارامتری پیرسون $0/352$ - میلیمتر و با استفاده از روش مطلق ناپارامتری اسپیرمن $0/140$ میلیمتر در سال می‌باشد. نتیجه مدل‌سازی روند با استفاده از روش ناپارامتری خطی Sen مبین شیب منفی ($-0/685$ میلیمتر) در میانگین بارندگی شهر شاهرود است. لذا مدل مذکور روند کاهشی حجم بارش شهر شاهرود را بیان می‌کند. الگوی برازش یافته با استفاده از روش Sen به شکل $y=158.68-0.685t$ حاصل شد.



کل (۲) نمودارهای مربوط به آزمون روند میانگین بارش سالانه شهر شاهرود طی دوره ۶۰ ساله (۱۹۵۳-۲۰۱۲)

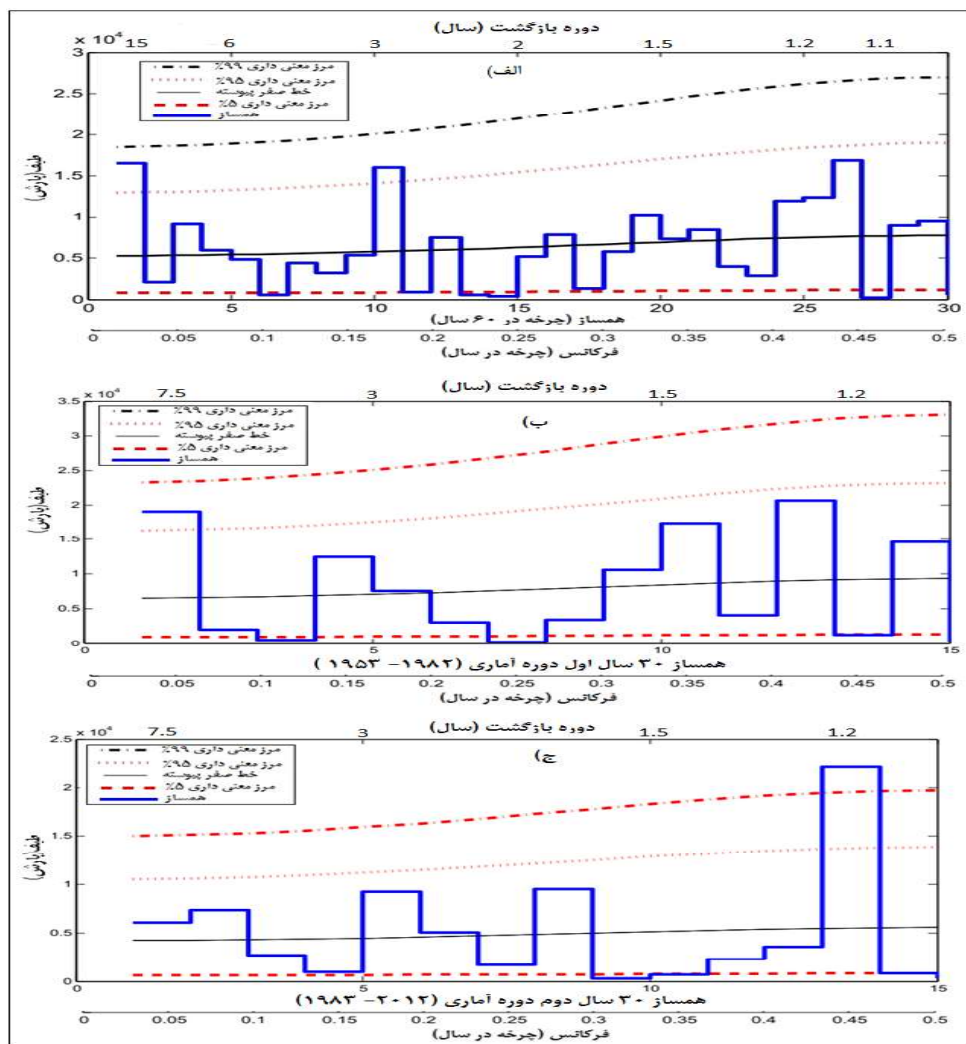


شکل (۳) الگوسازی (الف- خطی، ب- نمایی) میانگین بارش سالانه شهر شاهرود طی دوره ۶۰ ساله (۱۹۵۳-۲۰۱۲)

شکل (۳) الگوسازی روند میانگین بارش سالانه شاهرود را با استفاده از روش‌های خطی (الف) و نمایی (ب) نشان می‌دهد. الگوی برازش شده با استفاده از روش خطی معادله $yt = 144.6 + 0.297t + et$ و روش نمایی معادله $yt = 133.117 + 1.0029t + et$ حاصل شد. در این معادلات et مبین عدم قطعیت روند می‌باشد.

- محاسبه تحلیل طیفی

شکل (۴) نمودار دوره نگار، طیف و فاصله اطمینان برای میانگین بارش سالانه طی دوره ۶۰ ساله (۱۹۵۳-۲۰۱۲)، میانگین بارش سالانه سه دهه اول دوره آماری (۱۹۸۲-۱۹۵۳) و میانگین بارش سالانه ۳ دهه دوم دوره آماری (۲۰۱۲-۱۹۸۳) ارائه می‌دهد.



شکل (۴) دوره نگار طیف و مرزهای معنی‌داری آن برای میانگین بارش سالانه (الف)، میانگین بارش ۳۰ سال اول (ب) و میانگین بارش ۳۰ سال دوم (ج) شهر شاهرود

در این نمودارها محور افقی پائین چرخه‌ها (فرکانس) و همسازها، محور عمودی سهم طیف (واریانس) هر یک از چرخه‌ها و محور افقی بالا دوره بازگشت هر یک از چرخه‌ها را نشان می‌دهد. لذا با یک نگاه می‌توان چرخه معنی‌دار را به همراه فرکانس و دوره بازگشت آن مشاهده کرد. قابل ذکر است زمانی که چرخه‌ها از مرز معنی‌داری

عبور کنند حاکی از عدم تصادفی بودن (معنی دار بودن) چرخه‌ها می‌باشد. لذا در این نمودارها از مرزهای معنی‌داری ۹۹٪ و ۹۵٪ و مرز نوفه (خط ممتد میانی که به نام خط صفر پیوسته ذکر شده است) استفاده شده است. اگر مقدار طیفی از این خط بالاتر یا پایین‌تر باشد، یک نوسان در فرکانس مربوطه را نشان می‌دهد. جهت داوری درخصوص عدول از این خط، فاصله اطمینان ۹۵ و ۵ درصد بر اساس درجه آزادی $2n \frac{q}{g}$ (df) و به صورت دو خط چین ترسیم شد. این دو خط با توجه به مقادیر بحرانی ۲/۵۱۲ (برای ۹۵ درصد اطمینان) و ۰/۱۵۳ (برای ۵ درصد اطمینان) از جدول t به دست آمده است. قابل ذکر است خط صفر پیوسته (مرز نوفه) به سه صورت بکار برده می‌شود.

الف) نوفه سفید؛ چنانچه خودهمبستگی حاصل از مشاهدات صفر باشد، خط صفر پیوسته به صورت خط افقی صاف در نمودار ظاهر می‌شود. ب) نوفه قرمز؛ چنانچه خودهمبستگی مرتبه اول مشاهدات بزرگتر از صفر باشد، خط صفر پیوسته به صورت توانی از اولین چرخه تا آخرین چرخه سیر نزولی خواهد داشت. ج) نوفه آبی؛ چنانچه خودهمبستگی مرتبه اول مشاهدات کوچکتر از صفر باشد، خط صفر پیوسته از چرخه اول تا آخرین چرخه بصورت پیوسته سیر صعودی را طی می‌کند.

با توجه به شکل (۴ الف) دو چرخه با ضریب ۹۵ درصد در میانگین بارش سالانه ۶۰ ساله وجود دارد. این چرخه‌ها عبارتند از چرخه‌هایی در بسامدهای (فرکانس‌های) ۰/۰۳ و ۰/۱۷ (همسازهای دوم و دهم) به ترتیب با دوره بازگشت تقریبی ۱۵ و ۳ ساله است. این بدان معنی است که تقریباً هر ۳ و ۱۵ سال میانگین بارش سالانه تکرار می‌شود. با توجه به اینکه خودهمبستگی مرتبه اول مشاهدات شکل مذکور کوچکتر از صفر است (۰/۰۹۶-) و خط صفر پیوسته بصورت صعودی می‌باشد، نوفه آبی قابل استنتاج است. در شکل (۴ ب) یک چرخه با ضریب ۹۵ درصد در میانگین بارش ۳۰ ساله اول دوره آماری در همساز دوم (فرکانس‌های ۰/۰۵) با دوره بازگشت تقریباً ۷/۵ سال وجود دارد. خودهمبستگی مرتبه اول مشاهدات شکل فوق ۰/۰۹۱- می‌باشد که مبین وجود نوفه آبی است. در شکل (۴ ج) یک چرخه با ضریب ۹۹ درصد در میانگین بارش ۳۰ ساله دوم دوره آماری در همساز چهاردهم (فرکانس‌های ۰/۴۷) با دوره بازگشت تقریباً یک ساله وجود دارد. خودهمبستگی مرتبه اول مشاهدات شکل فوق ۰/۱۰۳- می‌باشد که مبین وجود نوفه آبی است.

- نتیجه‌گیری

بارش یکی از مهمترین و در عین حال تغییر پذیرترین پارامتر اقلیمی است و آگاهی از نحوه تغییر و توزیع زمانی و مکانی آن ضروری به نظر می‌رسد. مدل‌های آماری یکی از روش‌های مطالعاتی بررسی تغییرات و آشکارسازی رفتارهای آشکار و نهان این پارامتر می‌باشد. تحلیل سری‌های زمانی از شاخه‌های آماری است که در رشته‌های مختلف علوم از جمله هواشناسی، اقلیم‌شناسی، ژئوفیزیک، اقتصاد و غیره کاربرد فراوان دارد. در سری‌های زمانی توزیع‌ها و روند با مدل‌های آماری ساده و رسم نمودار آشکار می‌شود. اما جهت آشکارسازی رفتارهای پنهانی احتیاج به یک ابزار قویتری بنام تحلیل طیفی می‌باشد. در این تحلیل سعی بر آن است افت و خیزها یا عبارتی تناوب‌های پنهانی و حائز اهمیت در سری آشکار شود حال چه این تناوب‌ها بزرگ و در فرکانس‌های کوچک رخ دهد و چه در افت و خیزهای کوچک و در فرکانس‌های بالا و با دوره بازگشت کوتاه مدت اتفاق افتاده باشد. لذا در

تحلیل طیفی، زمان معنی ندارد و باید سری زمانی را به بعد فرکانسی تبدیل نمود و به جای زمان، احتمال وقوع چرخه‌هایی که بیشترین واریانس را در سری زمانی دارند بررسی کرد. در این مقاله ابتدا مشخصات عمومی میانگین بارش سالانه شهر شاهرود طی دوره آماری ۲۰۱۲-۱۹۵۳ (۶۰ سال) مورد بررسی قرار گرفت. بعد از محاسبه توزیع فراسنج‌های مرکزی، تغییر پذیری یا نمایه پراکندگی، آستانه‌ها، معیارهای شکل توزیع و بافتنگار مشاهدات توزیع‌های احتمالی نرمال، لوگ نرمال، گاما، ویبول و لوجستیک بر بارش شاهرود برآزش داده شدند و معلوم شد توزیع ویبول بهترین برآزش بر بارش ۶۰ ساله شاهرود، دارد. در ادامه روند بارش شاهرود با استفاده از روش‌های ترسیمی و کمی (پارامتری و ناپارامتری) بررسی و با استفاده از روش‌های خطی و نمایی، الگوسازی شد. روش‌ها پارامتری حاکی از وجود روند منفی و روش‌های ناپارامتری مبین وجود روند مثبت در میانگین بارش ۶۰ ساله شاهرود دارد. با تقسیم‌بندی بارش شاهرود به دو سری ۳۰ ساله مشخص شد در سه دهه اول (۱۹۸۲ □ ۱۹۵۳) جهت و میزان روند مثبت و افزایشی (۳/۰۹ میلیمتر در سال) ولی در سه دهه اخیر (۲۰۱۲ □ ۱۹۸۳) دارای روند کاهش معنی‌دار (۰/۴۷۹- میلیمتر در سال) می‌باشد. الگوسازی مدل با استفاده از روش سن مبین کاهش ۰/۶۸۵- میلیمتری سالانه بارندگی (روند منفی) و در روش‌های خطی و نمایی مبین روند مثبت در بارندگی می‌باشد. در مرحله بعدی جهت استخراج و تحلیل چرخه‌های آشکار و نهان، سری زمانی بارش شاهرود با استفاده از روش همسازها به بعد فرکانسی تبدیل شد و ۳۰ همساز یا هارمونیک برای دوره آماری تشکیل شد. این عمل برای دو دوره ۳۰ ساله اول و دوم نیز انجام شد که برای هر دوره ۱۵ همساز استخراج گردید. سپس با استفاده از تکنیک تحلیل طیفی چرخه‌ها و دوره‌های بازگشت آن برای هر سه سری مشخص و بررسی شد. نتایج مبین وجود دو چرخه با ضریب اطمینان ۹۵ درصد با نوسانات ۱۵ و ۳ ساله برای سری اول (دوره ۶۰ ساله)، یک چرخه با ضریب اطمینان ۹۵ درصد با نوسان ۷/۵ ساله برای سری دوم (۳۰ سال اول دوره) و یک چرخه با ضریب اطمینان ۹۹ درصد با نوسان یک ساله برای سری سوم (۳ دهه اخیر) می‌باشد.

- منابع

- انصاری بصیر، ارمغان (۱۳۸۶). ارزیابی رژیم بارش فصلی در ایران با استفاده از روش هارمونی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته هواشناسی کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز.
- حیدری، گندمان، طالب، محمد (۱۳۷۴). بررسی آماری و سینوپتیک وضعیت یخبندان در غرب کشور، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه ژئوفیزیک تهران.
- رحیم زاده، فاطمه (۱۳۷۷). کاربرد آزمون من کندال دنباله‌ای در مطالعات اقلیم، چهارمین کنفرانس آمار.
- سازمان هواشناسی کشور (۱۳۹۳). اداره کل فن آوری اطلاعات، آمار بارشی استان سمنان، ایستگاه هواشناسی همدیدی شهر شاهرود.
- عزیزی، قاسم (۱۳۸۴). بررسی خشکسالی‌ها، ترسالی‌ها و امکان پیش‌بینی آن‌ها با استفاده از مدل سری زمانی در استان هرمزگان، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، صفحه ۷۹.
- عساکره، حسین (۱۳۸۶). تغییرات زمانی - مکانی بارش ایران زمین طی دهه‌های اخیر، مجله جغرافیا و توسعه، سال پنجم، شماره ۱۰.

- عساکره، حسین (۱۳۸۸). *تحلیل طیفی سری های زمانی دمای سالانه تبریز*، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۹۴، صفحات ۳۳-۵۰.
- عساکره، حسین (۱۳۸۹). *تحلیل چرخه های میانگین دمای سالانه شهر زنجان*، فصلنامه جغرافیا و توسعه، شماره ۱۹، صص ۱۱-۲۴.
- عساکره، حسین (۱۳۹۰). *مبانی اقلیم شناسی آماری*، انتشارات دانشگاه زنجان، ص ۲۲۴.
- عساکره، حسین، رزمی، رباب (۱۳۹۰). *اقلیم شناسی بارش شمال غرب ایران*، فصلنامه جغرافیا و توسعه، شماره ۲۵، صفحات ۱۳۷-۱۵۸.
- غیور، حسنعلی، عساکره، حسین (۱۳۸۴). *کاربرد مدل های فوریه در برآورد دمای ماهانه و آینده نگری آن*، مطالعه موردی: *دمای مشهد*، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۷، صص ۸۳-۹۹.
- غیور، حسنعلی، مسعودیان، ابوالفضل (۱۳۷۵). *بررسی نظام تغییرات مجموع بارش سالانه در ایران زمین*، مجله نیوار، شماره ۲۹، صص ۲۶-۶.
- غیور، حسنعلی، مسعودیان، ابوالفضل (۱۳۷۸). *بررسی مکانی شاخص یکنواختی توزیع زمانی بارش در ایران زمین*، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره های ۵۴ و ۵۵.
- کاوایانی، محمدرضا، عساکره، حسین (۱۳۸۴). *بررسی آماری روند بلندمدت بارش سالانه اصفهان*، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد ۱۸، شماره ۱، صص ۱۴۳-۱۶۲.
- لشتی زند، مهران (۱۳۸۰). *پهنه بندی خشکسالی های اقلیمی در استان لرستان با بکارگیری شاخص های آماری*، مجموعه مقالات اولین کنفرانس ملی بررسی راهکارهای مقابله با بحران آب، دانشگاه زابل.
- نیرومند، حسینعلی، بزرگ نیا، ابوالقاسم (۱۳۸۷). *سری های زمانی*، چاپ چهاردهم، تهران، انتشارات دانشگاه پیام نور.
- Ben-Gai, T, Bitan, A, Manes, A, Alpert, P, and Rubin, S (1998), *"Spatial and Temporal Changes in Rainfall Frequency Distribution Patterns in Israel"*, Theoretical and Applied Climatology, Vol 61.
- Blackman, R. B. and Tukey, J. W. (1958), *The Measurement of power spectra*, Dover PUBLICATIONS, 190PP, New York.
- Bloomfield, P. (2000), *Fourier analysis of time series: an introduction*, second edition, New York, John Wiley & Sons, Inc, 261 p.
- Bruce, M. (1989), *Geography and Resource Analysis*, Londman group UK, LTD, 386 p.
- Chatfield, C. (1975), *The analysis of time series: theory and practice*, Chapman and Hill, London, 263 p.
- Chen. L. X, Li. W. L, Zhu. W. Q., Zhou. X. J., Zhou. Z. J and Liu. H. L. (2006), *seasonal trends of climate change in the Yangtze delta and its adjacent regions and their*.
- Chow, W. T. and Kariotis, S. J, S. J. (1970), *Analysis of Stochastic Hydrologic Systems*, Water Resources Res, No 16.
- Gemmer. M, Becker. S and Jiang, T. (2004), *Observed Monthly precipitation trend in China 1951-2002*. Theor. Appl. Climatol, 77:39-45.
- Kadioglu, Mikdat, Ozturk, Naim, Erdum Hakan and Sen, Zekai. (1999), *on the precipitation climatology of Turkey by harmonic analysis*, Int. J. Climatol, 19:1717-1728.
- Livada, I, Chralambous. G, Assimakopoulos. M. N. (2008), *Spatial and temporal study of precipitation characteristics over Greece*, Theor. Appl. Climatol, 93:45-55.

- Madden Roland and Jones , Richard (2001), *A Quantitative Estimate of the Effect of Aliasing in Climatological Time Series*, Journal of Climate, 3987-3993.
- Mayez,J. (1996), *Spatial and Temporal Fluctuations of Monthly Rainfal in the Brirish Isles and Variations in the Midlatitide Westerty Circulation*, INT,J. climatol, 16,585-596.
- Mitshell,J.M. ,Jr. ,Dzerdzevski,B. ,Flohn,H. ,Hofmeyr,W. L. ,Lamb,H.H. ,Rao,K. N. ,and Wallen,c. c. (1966), *Climatic Change, Technical Note No. 79,Report of Working Group of Commission for Climatology*, WMO No, 195 TP 100,,: Geneva, Switzerland,World Meteorological Organization, 81 p.
- Qian, W and Lin. Z, X. (2005), *Regional trends in recent precipitation indices in China*, Meteorol,Atmos Phys, 90: 193-207.
- Robeson Scott M. (1997), *Statistical Considerations, in Thompson Russell D. and Perry Allen(eds) Applied Climatology*, Principles and Practice, first Published 1997, Routledge. London.
- Schickedanz. , Paul T and Bowen. E. , G. (1977), *The Computation of Climatological Power Spectra*, Journal of Applied Meteorology, Vol 16, 359-367.
- Stocker Thomas G. and Mysak Lawrence,(1992), *Climatic Fluctuation on the Century Time Scale*, Areview of High-Resolution Proxy Data and Possible Mechanisms, Climatic Change 20: 227-250.
- Tukey,J. W. (1950),*The sampling Theory of power spectrum estimates symposium on application of autocorrelation analysis to physical problems*, U. S. office of Naval Research, NAVEXOS-p-735,pp 47-67. Washington, D. C.
- Vinnikov Konstantin Y. (2002), *Trends in moments of climatic indices*, Geophysical Research Letters, Vol. 29,NO,2:141-144.
- Wiener,N. (1930),*Generalized Harmonic Analysis, Acta Math.* , Nol. 55,pp. 117-258.
- Wiener,N. (1949), *Extrapolation, Interpolation and smoothing of stationary Time series*, Wiley and Technology press, 163pp. Cambridge mass.
- Wilks, Daniel. S. (2006),*Statistical Methods in Atmospheric Science*, Second Edition, Acadamic press,Elsevier Inc,U. S. A. 627p.