

کاربرد تحلیل موجک در شناسایی رفتار بارش در مناطق غربی ایران

فرحناز تقوی^{۱*}، ابوالفضل نیستانی^۲، حسین محمدی^۳ و شیمای رستمی جلیلیان^۴

^۱استادیار، گروه فیزیک فضا، موسسه ژئوفیزیک دانشگاه تهران، ایران

^۲دانشجوی کارشناسی ارشد هواشناسی، مؤسسه ژئوفیزیک دانشگاه تهران، ایران

^۳استاد، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، ایران

^۴کارشناس ارشد اقلیم شناسی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۲/۱۱، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۷/۱۶، دسترسی برخط: ۱۳۹۰/۱۲/۲۵)

چکیده

تحلیل طیفی ابزاری مناسبی برای بررسی محتوای بسامدی داده‌های اقلیمی است. تحلیل طیفی محتوای بسامدی سری زمانی اقلیمی را براساس فرض ایستایی (بدون روند) سری زمانی فراهم می‌کند، اما، زمان دقیق محتوای بسامدی را نشان نمی‌دهد، درحالی‌که تجزیه طیفی زمان-بسامد یا تحلیل موجک، روش مفیدی برای تحلیل تغییرات موضعی در حوزه زمان-بسامد و تعیین دوره بازگشت پدیده‌های اقلیمی است. در این تحقیق تحلیل موجک برای بررسی تغییرپذیری بارش ایستگاه‌های غرب ایران شامل کرمانشاه، سنندج، همدان و خرم‌آباد و مقایسه این ایستگاه‌ها با هم در یک دوره آماری ۴۳ ساله از سال ۱۹۶۶-۲۰۰۹ صورت گرفته است. همچنین، به منظور بررسی رفتار بارش ایستگاه‌های گوناگون در مقیاس‌های متفاوت، عملیات فیلتر کردن با استفاده از تبدیل موجک معکوس بر سری‌های زمانی بارش اعمال شده است. با تجزیه به مقیاس‌های زمانی متفاوت و نرمال‌سازی سری‌ها در هر یک از مقیاس‌ها، مقایسه رفتار نوارهای بسامدی بارش بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که در همه ایستگاه‌ها یک دوره بازگشت سالانه با سطح اطمینان بیش از ۹۰ درصد وجود دارد که تقویت و تضعیف آن وقوع دوره‌های ترسالی و خشکسالی در این مناطق را به خوبی نشان می‌دهد. علاوه بر این، در همه ایستگاه‌ها بعضی مولفه‌های درون‌سالی با سطح اطمینان آماری زیاد و دوره بازگشت طولانی‌مدت نسبتاً منظم در نوار بسامدی ۱۲۸-۲۵۶ ماهه وجود دارد. رفتار بارش در نوارهای بسامدی متفاوت روشن ساخت که در مقیاس‌های محلی و بزرگ مقیاس، رفتار ایستگاه‌های مورد بررسی شباهت زیادی به یکدیگر دارد، اگر چه در بعضی از مقیاس‌ها، تفاوت قابل ملاحظه است. همچنین، روند تغییرات در نوار بسامدی ۳۲-۶۴ ماه، برخلاف دیگر نوارها، افزایش تغییرپذیری بارش در این نوار را نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: تحلیل موجک، رفتار بارش، خشکسالی و ترسالی، فیلتر، غرب ایران

Application of wavelet analysis to investigate precipitation variability at western regions of Iran

Farahnaz Taghavi^{1*}, Abolfazl Neyestani¹, Hosein Mohammadi², and Shima Rostami Jalilian²

¹Institute of Geophysics, University of Tehran, Iran

²Faculty of Geography, University of Tehran, Iran

(Received: 02 March 2011, accepted: 28 September 2011, available online: 15 March 2012)

Summary

Wavelet analysis is a major development in the methods of data analysis in the last twenty years, in both research and applications. With concern over current climate changes and their attribution, the analysis of natural climate variability on relatively long timescales has attracted much attention in recent years. While the short instrumental record provides only a tentative estimate of multi-decadal variability, in a long paleo-climatologic series the multi-decadal oscillation appears as a statistically significant mode of climatic variability with a heterogeneous spatial pattern (Datsenko *et al.*, 2001). A powerful method for analyzing the localized intermittent oscillations is the wavelet transform, which is known as one of the best-suited tools for tracing a given oscillation through a time series (Holschneider, 1995). The application of wavelet analysis in analyzing time-based data, particularly those with non-stationary characteristics, has been found to be very successful.

The wavelet transform of time series is a convolution with the local base functions or wavelets, which can be stretched and translated with a flexible resolution in both frequency and time. The wavelet transform decomposes a series into time-frequency space, enabling the identification of both the dominant modes of variability and the manner in which those modes vary with time. One of the wavelets which has both real and imaginary parts is the Morlet wavelet. This wavelet is the most commonly used complex wavelet in climate studies.

As with its Fourier counterpart, there is an inverse wavelet transform that allows the original signal to be recovered from its wavelet transform by integrating all scales and locations, a and b . If we limit the integration over a range of a scale rather than *all of scale a*, we can perform a basic filtering of the original signal.

In this study, time-frequency spectral decomposition has been conducted to investigate the precipitation variability in a western region of Iran, including Kermanshah, Sanandaj, Hamadan, and Khoram Abad, and to compare these stations with each other over a 43-year period from 1966 to 2009. The wavelet transform spectra were computed for the monthly total precipitation of each record. Results show that all stations had annual return periods with a confidence interval above 90 percent, and that in some years it became strong and in some years becomes weak, showing as well as the occurrence of wet and drought period in these regions. Moreover, at all stations there are some inter-annual components and a similar 128- to 256-month-long returning period with a high statistical confidence level. Precipitation behavior in various frequency bands showed that the local and large scale behaviors of the stations are very similar to each other, although in some scales the difference is significant. Additionally, the trend of variability in the 32-64 frequency band, unlike other bands, shows increased variability of precipitation.

Key words, Wavelet analysis, precipitation variability, wet and drought, filter, west of Iran

۱ مقدمه

احتمالی از تغییرپذیری چنددهه‌ای اقلیم را نشان می‌دهند، سری‌های با دوره طولانی، نوسانات چنددهه‌ای را در حکم مدهای با اهمیت آماری از تغییرپذیری اقلیم با الگوی فضایی نامتجانس نشان می‌دهند (داتسنکو و همکاران، ۲۰۰۱). همچنین، پدیده‌های حدی جوی نیز عامل تولید

در سال‌های اخیر در ارتباط با تغییر اقلیم و جوانب آن، تحلیل تغییرپذیری طبیعی اقلیم در مقیاس‌های زمانی متفاوت توجه زیادی را به خود جلب کرده است. درحالی‌که سری‌های با دوره آماری کوتاه فقط برآوردی

۲/۵ تا ۴/۵ ماه را در حوضه های آبریز سدهای تهران نشان می‌دهد.

روش‌های طیفی شامل تحلیل طیفی کلی و تحلیل موجک از شاخه‌های آماری است که از یک سو در رشته‌های گوناگون علوم مانند ژئوفیزیک، مهندسی، هواشناسی و اقلیم‌شناسی کاربرد فراوانی دارد، و از سوی دیگر ادامه کاربرد آن روز به روز گسترده‌تر می‌شود و اهداف زیر را دنبال می‌کند: ۱- استفاده از فنون آماری نوین برای پیش‌بینی و شناسایی رفتار جوئی. ۲- عرضه تحلیلی نو از توزیع زمانی بارندگی و دوره‌های بازگشت فصلی و درون‌سال و روندهای بارش. ۳- تحلیل داده‌های اقلیمی با تجزیه آنها به مولفه‌های بسامدی سازنده که روش مناسبی برای بررسی تغییرپذیری داده‌های اقلیمی مانند بارندگی، رطوبت، دما و مانند آن است. ۴- پس از تجزیه این مولفه‌ها، بررسی علل فیزیکی رخداد هر بسامد یکی از اهداف در این زمینه است. در بعضی از موارد، ممکن است توابع واداشت خاصی شناسایی شود و در موارد دیگری با قطعیت نمی‌توان چیزی را بیان کرد. همچنین، با تجزیه یک سری زمانی به فضای زمان-بسامد، مدهای غالب تغییرپذیری و چگونگی تغییرات این مدها در زمان مشخص می‌شود (کیم، ۲۰۰۴). در نتیجه با شناسایی این مدهای غالب مدل‌سازی ریاضی و فرایند پیش‌بینی رفتار سری زمانی امکان‌پذیر می‌شود.

روش تحلیل طیفی کلی ابزار مفیدی برای بررسی الگوهای اقلیمی سالانه است (ویلیامز، ۱۹۷۷؛ هنکوک و یارگر، ۱۹۷۸؛ گارسیا و همکاران، ۲۰۰۲؛ توسیک و آنکاسویک، ۲۰۰۵؛ لیوادا و همکاران، ۲۰۰۸). در این روش، سری زمانی به مولفه‌های بسامدی سازنده تجزیه می‌شود و تصویری کلی از رفتار سری زمانی را نشان می‌دهد (تقوی و همکاران، ۱۳۸۹).

روش موثرتر در بررسی تغییرپذیری داده‌های اقلیمی،

بسیاری از ناهنجاری‌های بسامدی در داده‌های آب‌وهوایی هستند (تقوی و همکاران، ۱۳۸۹). یکی از روش‌های تحقیقی برای شناسایی این ناهنجاری‌ها، به‌خصوص در زمینه رفتار بارش و مدل‌سازی آن، روش تحلیل طیفی است. استفاده از روش‌های طیفی برای نمایش بهتر الگوی توزیع زمانی و بسامدی بارش در مناطق گوناگون حائز اهمیت است.

تحقیقات زیادی با استفاده از روش‌های آماری متفاوت در زمینه رفتارشناسی بارش در ایران صورت گرفته است. برای نمونه، تقوی و محمدی (۱۳۸۵) به بررسی دوره بازگشت رویدادهای اقلیمی مانند سیل و خشکسالی پرداختند و با محاسبه شاخص‌های مرتبط، افزایش بسامد شاخص‌های حدی دما و بارش را در دهه اخیر به‌دست آوردند. خلیلی و بذرافشان (۱۳۸۷) نیز به ارزیابی دوره بازگشت و مخاطره تداوم خشکسالی با استفاده از داده‌های بارندگی سالانه قرن گذشته در ایستگاه‌های قدیمی ایران پرداختند و دوره بازگشت طولانی‌ترین تداوم خشکسالی و مخاطره خشکسالی به ازای ۵۰ درصد احتمال وقوع آن را برای ایستگاه‌های تحت بررسی به‌دست آوردند. ایران‌نژاد و همکاران (۱۳۸۸) نیز به بررسی توزیع مکانی روند بارش سالانه در ایران در یک دوره آماری ۴۰ ساله پرداخته و نتیجه گرفتند که روند در مناطق غرب و شمال غرب دارای مقدار منفی و در نواحی مرکزی و جنوبی دارای مقدار مثبت بوده است. روزبھانی و همکاران (۱۳۸۹) برای پیش‌بینی بارش، شناخت تغییرات زمانی و توزیع فصلی بارش و همچنین تعیین دوره های ترسالی و خشکسالی به‌منظور ظرفیت‌سازی برای ذخیره آن از روش خوشه‌بندی (Genetic Algorithm-Clustering) استفاده کردند. نتایج تحقیقات آنها امکان‌سنجی تدوین دستورالعمل برای پیش‌بینی دوره‌های کم‌بارش و پُربارش با زمان پیش‌دید

تحلیل موجک یا تجزیه طیفی در حوزه زمان-بسامد است که در ردیابی مسیر نوسانات در امتداد سری زمانی به کار می‌رود (هاسنیدر، ۱۹۹۵). به کارگیری این فن در پردازش و تفسیر داده‌های ژئوفیزیکی کاربرد فراوانی دارد (روشندل و سیاه‌کوهی، ۱۳۸۸؛ روشندل و سلاجقه، ۱۳۸۸).

تحلیل طیفی کلی در تفکیک سری زمانی اقلیمی به مولفه‌های بسامدی تشکیل دهنده آن بسیار موثر عمل می‌کند، ولی متاسفانه پس از این تفکیک، اطلاعات زمانی آن از بین می‌رود. بدین معنی وقتی که به تحلیل طیفی یک سری زمانی نگاه می‌شود، غیرممکن است که بتوان گفت این مولفه‌ها در چه زمانی روی سری زمانی اولیه قرار دارند. درحالی‌که تجزیه طیفی زمان-بسامد قادر است اطلاعات مدهای غالب بسامدی سری زمانی اقلیمی را به صورت موضعی در حوزه زمان-بسامد مشخص سازد. همچنین، این روش در سری‌های زمانی دارای روند نیز قابل استفاده است.

استفاده از تحلیل موجک در بررسی‌های اقلیمی و آب‌وهوایی سابقه کوتاهی دارد. اولین کاربرد این روش در هواشناسی را گمیچ و بلومن (۱۹۹۳) عملی ساختند. آنها به مقایسه کاربرد تحلیل طیفی کلی، تحلیل موجک و توابع متعامد تجربی بر داده‌های مربوط به جبهه‌های سرد سطوح پایین پرداخته و نتیجه گرفتند که تحلیل موجک نسبت به دو روش دیگر ابزار بسیار موثرتری در درک رفتار جبهه‌های سرد سطوح پایین است. لو و ونگ (۱۹۹۵) از تحلیل موجک برای شناسایی سیگنال‌های اقلیمی استفاده کرده‌اند. کستین و همکاران (۱۹۹۸) با این روش تغییرات زمانی-بسامدی انسو و شبیه‌سازی تصادفی آن را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با بررسی شاخص‌های مرتبط با انسو در حوزه زمان-بسامد، با استفاده از مدل‌سازی آرما (ARMA)، مدلی را برای

تغییرات انسو در قرن اخیر به دست آوردند که طیف زمان-بسامدی مشابه مقادیر مشاهده شده داشت. تورنسی و کامپو (۱۹۹۸) نیز کاربردهای عملی این روش را در هواشناسی و اقلیم با مثال‌هایی از سری‌های زمانی نوسانات جنوبی النینو بیان، و مفاهیم سطوح اطمینان در تحلیل موجک را با جزئیات کامل تشریح کردند. سانتوس و همکاران (۲۰۰۱) با استفاده از این روش به بررسی و تحلیل داده‌های بارش شهر ماتسویاما پرداخته و نتایج قابل توجهی در ارتباط با تغییرپذیری بارش در مقیاس‌های متفاوت به دست آوردند. توشی‌کاپانو و سانسی گولو (۲۰۰۹) براساس تحلیل موجک به بررسی تغییرات دهه‌ای و سالانه دما و بارش در جنوب برزیل پرداختند. چاووکو و همکاران (۲۰۱۰) نیز تغییرپذیری، پیوند از دور و قابلیت پیش‌بینی بارش را در تایوان با کمک این روش بررسی کردند و پس از به دست آوردن مدهای غالب بارش فصلی، با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی و الگوریتم ژنتیک، مدلی را برای شبیه‌سازی بارش در تایوان معرفی کردند. نیستانی و تقوی (۱۳۸۹) از این فن در زمینه تغییرپذیری بارش استفاده کرده‌اند. آنها در این بررسی داده‌های بارش ماهانه تهران را در تحلیل طیفی کلی و موجک مورد استفاده قرار دادند و با بررسی طیف توان کلی در مقیاس لگاریتمی پیک بسامدی ۱۲ ماه و پیک‌های بسامد کم با اهمیت کمتر از بسامد سالانه را یافتند. آنان همچنین، با جداسازی نوار بسامدی ۸ تا ۱۶ ماهه در طیف توان موجک، سال‌های خشکسالی و ترسالی را از دیدگاه طیفی تفسیر کردند.

در این تحقیق طیف سری‌های زمانی بارش ماهانه با روش تبدیل موجک پیوسته یک‌بُعدی به‌منظور تحقیق در مورد تغییرات اقلیم و جنبه‌های آن در مناطق غربی ایران آزمایش شده است.

۲ داده‌ها و روش تحقیق

۱-۲ داده‌ها

در این تحقیق داده‌های بارش ماهانه چهار ایستگاه سینوپتیک غرب کشور شامل: کرمانشاه، سنندج، همدان و خرم‌آباد طی دوره آماری ۴۳ ساله از ۱۹۶۶-۲۰۰۹، برای تحلیل طیفی کلی و موجک مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به اینکه، داده‌های بارش در بسیاری از ایستگاه‌های غرب کشور کامل نیست و از طول دوره آماری کافی برای تحلیل موثر در حوزه زمان-بسامد برخوردار نیستند، بنابراین، این بررسی فقط برای چهار ایستگاه اصلی در غرب ایران که به نوعی بیانگر رفتار کلی بارش در این منطقه هستند صورت گرفته است. از طرف دیگر، هدف از به کارگیری فن زمان-بسامد، شناسایی رفتار بارش در یک منطقه است و شهرهای گوناگون در یک منطقه معمولاً دارای رفتار مشابهی، به خصوص در بسامدهای کم (دوره‌های بازگشت طولانی مدت) هستند ولی در مقدار بارش، به دلیل موقعیت جغرافیایی و ارتفاع متفاوت‌اند.

۲-۲ روش تحلیل موجک

اساس روش‌های تحلیل طیفی بر پایه تعریف سری‌های فوریه است. در این روش‌ها سری زمانی شامل تعداد زیادی مولفه‌های تناوبی است. اهمیت نسبی هر مولفه تناوبی با طیف‌نگار (*Periodogram*) که بیانگر توزیع واریانس سری زمانی در حوزه بسامد است، منعکس می‌شود. پیک‌ها در طیف‌نگار برابر با بسامدهای با اهمیتی هستند که در سری زمانی مورد بررسی وجود دارد و یافتن علل فیزیکی ایجاد پیک‌ها در حوزه بسامد یکی از اهداف در این زمینه است (برلینگر، ۱۹۹۳). همچنین، این روش برای سری‌های زمانی ایستا (بدون روند) اعمال می‌شود.

در روش تحلیل موجک بر خلاف روش تحلیل طیفی کلی، یک تصویر زمانی-بسامدی از تغییرات واریانس

مشاهده می‌شود. از دیدگاه ریاضی، تبدیل موجک همایخت (Convolution) توابع موجک مادر با سیگنال اصلی است. موجک‌های مادر می‌توانند در مکان‌های متفاوت سیگنال اصلی حرکت کنند و همچنین، می‌توانند کشیده و فشرده شوند. نقشه تبدیل موجک که مقیاس‌نما (Scalogram) نامیده می‌شود، همبستگی بین سیگنال و موجک در مقیاس‌های متفاوت و در مکان‌های گوناگون و در نتیجه ساختارهای همسان در سری زمانی را نشان می‌دهد. اگر موجک و سیگنال در یک مقیاس خاص به خوبی همبسته باشند، مقدار تبدیل موجک بزرگ، و در غیر این صورت کوچک خواهد بود. انواع گوناگونی از موجک‌ها را که دارای شرط مقبولیت و انرژی محدود باشند، می‌توان در این زمینه به کار برد. شرط مقبولیت بیانگر صفر بودن مولفه بسامد صفر در تبدیل فوریه موجک مادر است. برای تحقیقات اقلیمی در شناسایی ساختارهای همسان در سری زمانی، معمولاً موجک مادر مورلت (Morlet) به کار می‌رود. این موجک که برای تحلیل زمانی-بسامدی به کار می‌رود در واقع ضرب یک موج سینوسی مختلط در یک پوش گاوسی است (گویلود و همکاران، ۱۹۸۴):

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

که در آن، t زمان، f_0 بسامد بی‌بعد و $\pi^{\frac{1}{4}}$ عاملی برای نرمال کردن است تا موجک مادر انرژی واحدی داشته باشد. رابطه تبدیل موجک برای سیگنال پیوسته نسبت به موجک مادر را می‌توان به صورت زیر بیان کرد (ادیسون، ۲۰۰۲):

$$T(a, b) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \psi_{a,b}^*(t) dt \quad (2)$$

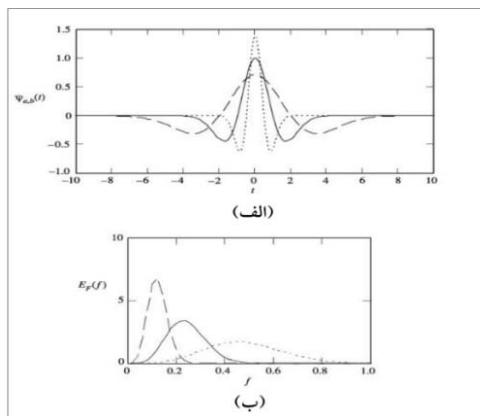
که در آن، $x(t)$ سری زمانی ورودی و $\psi_{a,b}^*(t)$ مزدوج مختلط تابع موجک مادر نرمال شده، انتقال یافته و مقیاس

بسامدی سری زمانی و تابع موجک مادر در حوزه بسامد است که مفهوم یک فیلتر میان‌گذر را دارد که نوار گذر بسامدی آن با تغییر پارامتر مقیاس موجک مادر (a) تعیین می‌شود. نحوه تغییر نوار گذر بسامدی یک موجک خاص در شکل ۱ نشان داده شده است. رابطه تبدیل موجک به ازای همه زمان‌های سری زمانی و همه پارامترهای مقیاس (a) و پارامترهای انتقال (b) محاسبه و نقشه مقیاس‌نما سری زمانی مربوط به دست می‌آید که این فرایند در شکل ۲ نشان داده شده است.

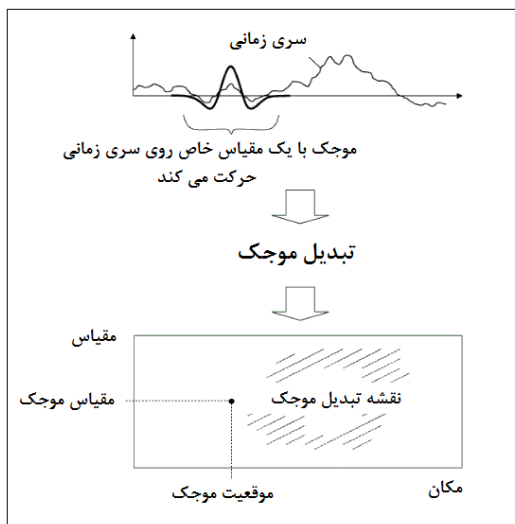
شده است که این تابع به صورت زیر تعریف می‌شود (ادیسون، ۲۰۰۲):

$$\psi_{a,b}(t) = \frac{1}{\sqrt{a}} \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) \quad (3)$$

رابطه تبدیل موجک در واقع رابطه‌ای انتگرالی از حاصل ضرب یک سری زمانی در مزدوج تابع موجک مادر است که این عمل در اصطلاح ریاضی، هم‌میخت دو تابع نامیده می‌شود. اگر از حوزه زمان به حوزه بسامد برویم هم‌میخت در حوزه زمان معادل با ضرب محتوای



شکل ۱. الف) نمایش یک تابع موجک مادر خاص در حوزه زمان به ازای سه مقدار متفاوت پارامتر مقیاس a و ب) نوار بسامدی گذر همان موجک مادر.



شکل ۲. نمایش نحوه عمل تابع موجک مادر روی سری زمانی به ازای یک پارامتر مقیاس خاص به منظور نمایش محتوای واریانس سری زمانی در نقشه مقیاس‌نما، برای کامل شدن کل نقشه مقیاس‌نما، باید این عمل با مقادیر متفاوت پارامتر مقیاس صورت بگیرد.

اگر انتگرال گیری روی مجموعه‌ای از مقادیر پارامتر مقیاس محدود شود در واقع یک فیلتر کردن اساسی روی سیگنال اصلی صورت گرفته است. در حالت ایجاد یک فیلتر پایین گذر، رابطه به صورت زیر است که a^* مقیاس قطع است:

$$x(t) = \frac{1}{C_g} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{a^*}^{\infty} T(a,b) \psi_{a,b}(t) \frac{dad b}{a^2} \quad (۶)$$

علاوه بر این می‌توان با تبدیل معکوس، عملیات فیلتر کردن را به منظور بازسازی سری زمانی در مقیاس‌های انتخابی به انجام رساند.

۲-۴ سطوح اطمینان

به منظور تعیین سطوح اطمینان برای طیف موجک و فوریه، ابتدا نیاز است که یک طیف پس‌زمینه مناسب انتخاب شود. سپس فرض می‌شود که تحقق‌های گوناگون از فرایند ژئوفیزیکی به طور تصادفی در پیرامون این میانگین یا پس‌زمینه مورد انتخاب، توزیع شده است و طیف واقعی را می‌توان نسبت به این توزیع تصادفی مقایسه کرد. برای بسیاری از پدیده‌های ژئوفیزیکی طیف پس‌زمینه مناسب یا نوفه سفید است (با طیف فوریه هموار) یا نوفه سرخ (افزایش توان با کاهش بسامد). برای توضیحات بیشتر درباره نحوه محاسبه سطوح اطمینان به تورنسی و کمپو (۱۹۹۸) مراجعه شود.

۳ بحث

۳-۱ بررسی موردی

با به کارگیری موجک مادر مورلت و محاسبه تبدیل موجک برای داده‌های بارش، مقیاس‌نما برای ایستگاه‌های مورد بررسی در این تحقیق به دست آمد. مقیاس‌نما دامنه موجک‌ها و نوسانات آنها را در زمان‌های متفاوت نشان می‌دهد و بیانگر تصویری کامل از تغییرپذیری بارش

ذکر این مطلب ضروری است که در روش‌های تحلیل طیفی، سه مفهوم نوفه (noise) پس‌زمینه سرخ، سفید و آبی مطرح می‌شود، که در مشابهت با محتوای بسامدی نور در علم فیزیک به کار می‌رود. اگر محتوای بسامدی یک سری زمانی در همه بسامدها تقریباً یکنواخت توزیع شده باشد، طیف سری زمانی، از الگوی طیف سفید پیروی می‌کند و اگر بیشتر محتوای بسامدی در بسامدهای کم (دوره‌های بازگشت طولانی‌تر) قرار گیرد، طیف پس‌زمینه سرخ است و در غیر این صورت طیف پس‌زمینه را آبی در نظر می‌گیرند (امری و تامسون، ۲۰۰۴).

۲-۳ تبدیل موجک معکوس

همان‌طور که بیان شد با هم‌میخت موجک مادر با سری زمانی، تبدیل موجک مستقیم به ازای پارامترهای مقیاس متفاوت محاسبه می‌شود. برای بازیابی سری زمانی اولیه از نقشه تبدیل موجک از تبدیل موجک معکوس استفاده می‌شود. رابطه تبدیل موجک معکوس به صورت زیر تعریف می‌شود (ادیسون، ۲۰۰۲):

$$x(t) = \frac{1}{C_g} \int_{-\infty}^{\infty} \int_0^{\infty} T(a,b) \psi_{a,b}(t) \frac{dad b}{a^2} \quad (۴)$$

این رابطه امکان بازیابی سیگنال اصلی با انتگرال گیری روی همه مقیاس‌ها و همه مکان‌ها را می‌دهد. در این رابطه مزدوج تابع موجک مادر به کار نمی‌رود بلکه از خود موجک استفاده می‌شود. در اینجا C_g با توجه به تبدیل فوریه تابع موجک مادر به دست می‌آید. اگر $\hat{\psi}(t)$ تبدیل فوریه تابع موجک مادر باشد، در این صورت مقدار C_g از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$C_g = \int_0^{\infty} \frac{|\hat{\psi}(f)|^2}{f} df \quad (۵)$$

ایستگاه کرمانشاه، طی سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۰۱ یک دوره تضعیف که بیانگر خشکسالی است در طیف توان موجک مشاهده می‌شود و در سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۹۸ یک دوره تقویت موجود است که نشان‌دهنده ترسالی است. در شکل ۴ برای ایستگاه سنندج نیز در طیف توان موجک رفتار مشابهی مشاهده می‌شود. شکل ۵ نشان می‌دهد که در ایستگاه خرم‌آباد طیف توان موجک در مقیاس‌نما نظم زیادی را در نوار بسامدی سالانه نسبت به ایستگاه‌های دیگر نشان می‌دهد و در شکل ۶، سال‌های خشکسالی و ترسالی متفاوتی برای ایستگاه همدان در طیف توان موجک مشاهده می‌شود. برای نمونه، طیف توان موجک، طی سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۷۷ و ۱۹۹۹-۲۰۰۰ دو دوره تضعیف یا به عبارتی خشکسالی و بین سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۹۶ یک دوره ترسالی شدید را نشان می‌دهد.

علاوه بر مولفه سالانه، با مشاهده دوره‌های بازگشت درون‌سالی ۲ تا ۸ ماه در مقیاس‌نما، توان‌هایی با سطح اطمینان ۹۰ درصد در بعضی سال‌ها مشخص است. ولی این توان‌ها در همه سال‌ها دیده نمی‌شود که خود بیانگر نامنظم بودن آنها است. اما چیزی که به‌خوبی جلب توجه می‌کند، تضعیف مولفه‌های درون‌سالی در سال‌هایی است که مولفه سالانه تضعیف و تقویت آن در سال‌هایی است که مولفه سالانه تقویت می‌شود که این بیانگر آن است که مولفه‌های درون‌سالی همبستگی مثبتی با مولفه‌های بازگشت سالانه دارند. نمونه این تغییرات را در مورد تضعیف در سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۰۱ و در مورد تقویت سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۹۶ می‌توان در نوار ۲ تا ۸ ماهه برای ایستگاه کرمانشاه مشاهده کرد. همچنین، می‌توان گفت که سال‌های تقویت مولفه سالانه معادل با ترسالی‌ها و سال‌های تضعیف معادل با خشکسالی‌ها است. همچنین از این شکل‌ها مشخص است که در ایستگاه همدان سال‌های خشکسالی نسبت به ایستگاه‌های دیگر بیشتر و دوره‌های ترسالی ضعیف‌ترند و توان کمتری دارد.

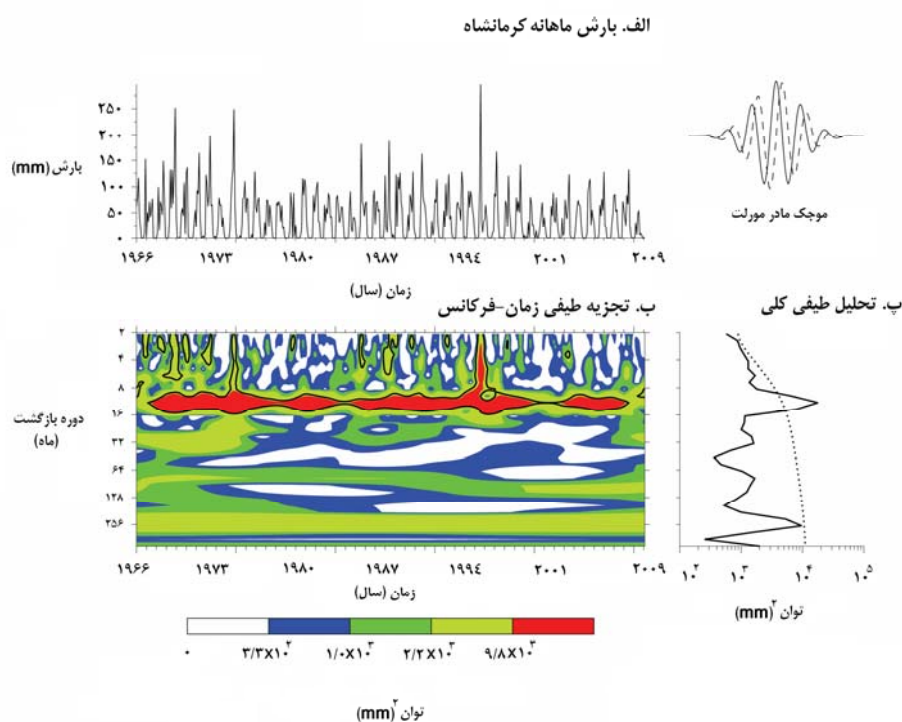
است. در مقیاس‌نما، پنج سطح پربندی (Contour) توان با رنگ‌های متفاوت نشان داده شده است که رنگ سرخ مشخصه بیشترین توان موجک و رنگ سفید مشخصه کمترین توان موجک است. خط مشکی تیره که بعضی از نواحی داخل مقیاس‌نما را احاطه کرده، سطح اطمینان ۹۰ درصد با استفاده از نوفه پس‌زمینه سرخ است. دلیل انتخاب نوفه پس‌زمینه سرخ رفتار طیفی بارش ماهانه در این مناطق است، زیرا بیشتر توان طیفی کلی در بسامدهای کم قرار دارد. علاوه بر این، هدف از تحلیل مقیاس‌نماها، یافتن دوره‌های بازگشت با مقیاس‌های متفاوت در رفتار بارش است. بی‌نظمی‌های بارش در بیشتر نقاط ایران، عمدتاً ناشی مدت و بلندمدت را نشان می‌دهد. به‌طور کلی هرچه تغییرپذیری دارای دوره بازگشت کوتاه‌تری باشد، نشانگر آن است که آن واداشت جوئی دارای مقیاس منطقه‌ای است و هرچه تغییرپذیری دارای دوره بازگشت طولانی‌تری باشد، واداشت جوئی دارای مقیاس بزرگ‌تری است. با انتخاب موجک مادر مورلت برای تحلیل، ضرایب موجک برای مقیاس‌ها و زمان‌های متفاوت محاسبه شد. از این دوره‌های بازگشت با بسامد زیاد است. با دقت بیشتر در نقشه مقیاس‌نما، دوره‌های بازگشت کمتر و بیشتر از یک سال، مشخص است که تغییرپذیری‌های بارش کوتاه سری زمانی داده‌های بارش هر چهار ایستگاه همراه با مقیاس‌نما و طیف‌نگار آنها در شکل‌های ۳، ۴، ۵ و ۶ نشان داده شده است. توان بالایی برای هر چهار ایستگاه بین نوار بسامدی ۸ تا ۱۶ ماه به وضوح مشخص است که نشانگر مولفه سالانه قوی در این سری زمانی است. بنابراین، سری زمانی بارش دارای رفتار تقریباً منظم ناشی از مولفه سالانه بیانگر گردش کلی جو (ناشی از چرخش زمین به دور خورشید و ایجاد فصل‌ها) است. البته شدت این مولفه سالانه در همه سال‌ها یکسان نیست. برای مثال، در این مورد مولفه سالانه در بعضی سال‌ها ضعیف‌تر و در بعضی سال‌ها قوی‌تر است. برای نمونه در شکل ۳ برای

می‌شود که مولفه سالانه دارای سطح اطمینان بالای ۹۰ درصد، اما، مولفه ۱۹۲ ماهه و مولفه ۹۶ ماهه دارای سطح اطمینان آماری کمتر از ۹۰ درصد است.

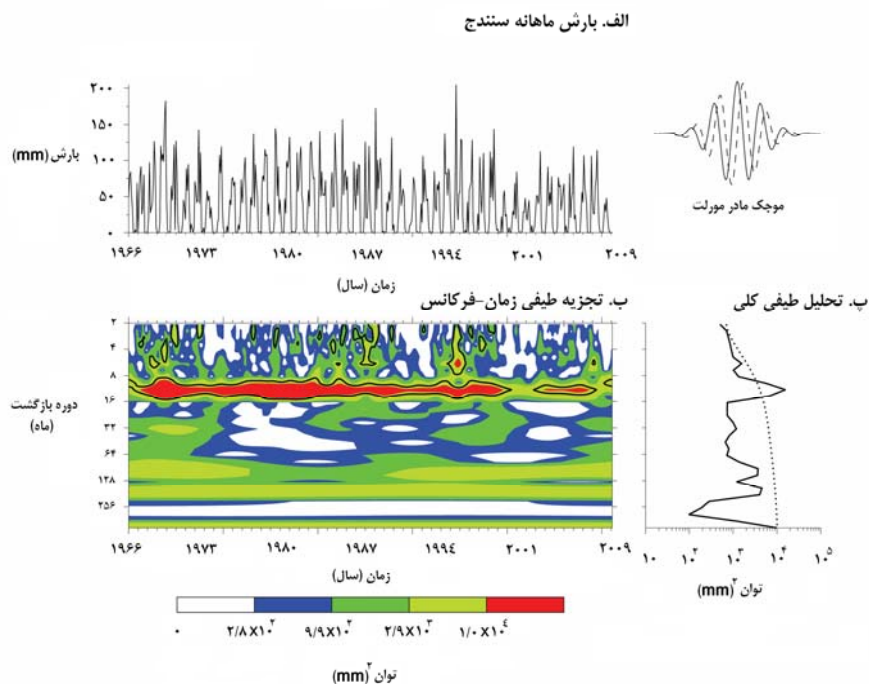
دوره بازگشتی تقریباً قوی و منظم دیگری به مرکزیت ۲۵۶ ماه، و دوره بازگشت نامنظم ۶۴-۱۲۸ ماه در شکل ۵ مشخص است که در بعضی سال‌ها قوی و در بعضی سال‌ها ضعیف می‌شود. در این شکل نیز مشاهده می‌شود که طیف توان کلی مولفه سالانه دارای سطح اطمینان بالای ۹۰ درصد و مولفه درون‌سالی دارای سطح اطمینان آماری حدود ۹۰ درصد است. در شکل ۶ یک دوره بازگشت نامنظم به مرکزیت ۳۲ ماه، تقریباً معادل با یک چرخه ۲/۵ مشخص است. در این شکل نیز مشاهده می‌شود که مولفه سالانه دارای سطح اطمینان بالای ۹۰ درصد است.

یک دوره بازگشت تقریباً قوی و منظم به مرکزیت ۲۵۶ ماه، که تقریباً معادل با یک چرخه ۲۱ ساله است و یک دوره بازگشت ضعیف‌تر بین ۶۴ تا ۱۲۸ ماه نیز در شکل ۴ دیده می‌شود. با بررسی طیف توان کلی در این شکل مشاهده می‌شود که مولفه سالانه دارای سطح اطمینان بالای ۹۰ درصد و مولفه ۲۵۶ ماهه دارای سطح اطمینان حدود ۹۰ درصد می‌باشد، اما مولفه ۶۴-۱۲۸ ماهه دارای سطح اطمینان آماری بالایی نیست.

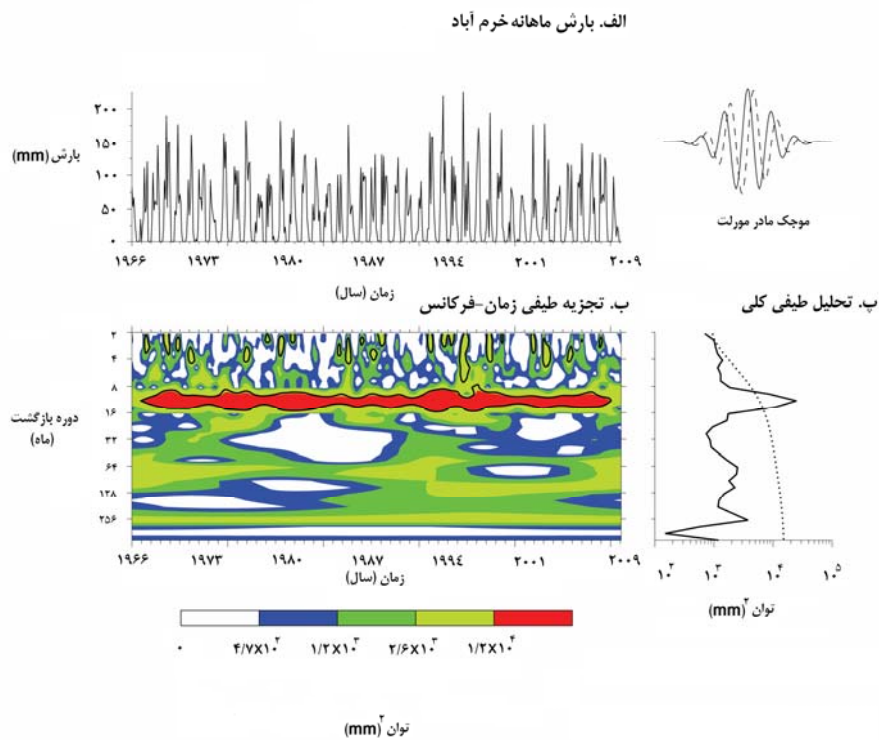
یک دوره بازگشت تقریباً قوی و منظم بین ۱۲۸ تا ۲۵۶ به مرکزیت ۱۹۲ ماه که تقریباً معادل با یک چرخه ۱۶ ساله است و دوره بازگشت دیگر بین ۶۴ تا ۱۲۸ ماه با مرکزیت ۹۶ ماه یا به عبارتی ۸ سال در شکل ۴ مشخص است. در این شکل در بخش طیف توان کلی مشاهده



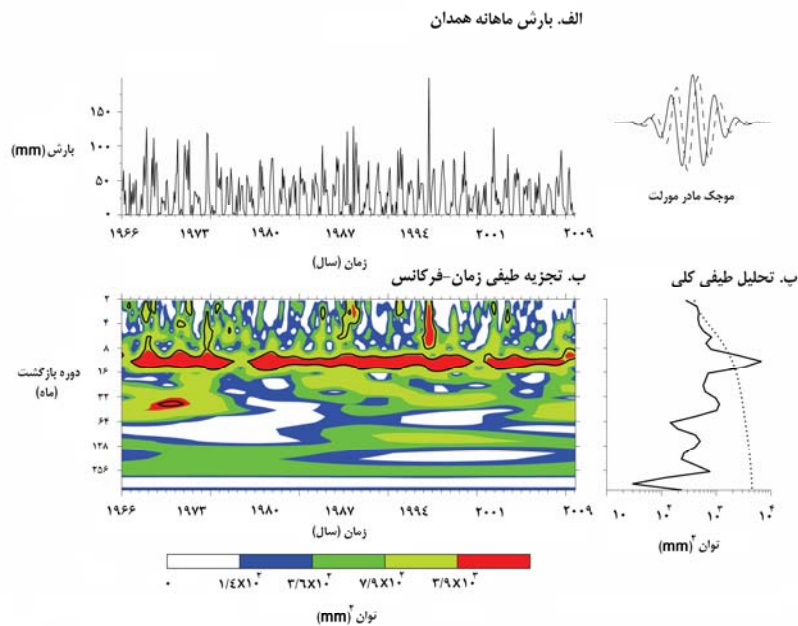
شکل ۳. سری زمانی بارش ماهانه کرمانشاه طی دوره آماری ۱۹۶۶-۲۰۰۹، طیف توان موجک و طیف توان کلی آن (خط مشکی تیره)، سطوح پربندی در طیف توان موجک طوری انتخاب شده‌اند که به ترتیب ۷۵٪، ۵۰٪، ۲۵٪ و ۵٪ توان موجک بالای آن سطوح است. خط مشکی تیره سطح اطمینان ۹۰٪ با استفاده از نوفه پس‌زمینه سرخ است.



شکل ۴. سری زمانی بارش ماهانه سنندج طی دوره آماری ۱۹۶۶-۲۰۰۹ به همراه طیف توان موجک و طیف توان کلی آن.



شکل ۵. سری زمانی بارش ماهانه خرم‌آباد طی دوره آماری (۱۹۶۶-۲۰۰۹) به همراه طیف توان موجک و طیف توان کلی آن.



شکل ۶. سری زمانی بارش ماهانه همدان طی دوره آماری ۱۹۶۶-۲۰۰۹ به همراه طیف توان موجک و طیف توان کلی آن.

هر چهار ایستگاه به همدیگر نزدیک باشد. برای مثال نوسان ۴ ماهه در تحلیل طیف توان هر چهار ایستگاه مشاهده می‌شود ولی شدت این نوسان برای ایستگاه کرمانشاه زیادتر است. نوسان قابل توجهی نیز با دوره بازگشت ۶ ماه مخصوصاً برای همدان و سنندج در این شکل دیده می‌شود. روند خطی نرمال شده تغییرات نوسانات در این نوارهای بسامدی ۲-۸، ۸-۱۶ و ۱۶-۳۲ ماه در شکل ۹ نشان داده شده است که برای هر چهار ایستگاه، روند کاهشی است. مقدار این کاهش برای نوار فصلی (شکل ۹-الف) برای کرمانشاه و خرم‌آباد بیشتر و یکسان است، به طوری که بر هم منطبق شده‌اند.

نوسان سالانه (۸-۱۶ ماهه) که اهمیت قابل توجهی دارد در شکل ۷-ب نشان داده شده است. رفتار نوسان برای هر چهار ایستگاه بر هم منطبق است و دامنه‌ها رفتار تقریباً مشابهی دارند. بررسی طیف توان موجک نیز این مطلب را تایید می‌کند. روند خطی تغییرپذیری نوسانات

۳-۲ جداسازی نوارهای بسامدی خاص

پس از درک رفتار کیفی سری‌های زمانی بارش، در این بخش جداسازی نوارهای بسامدی خاص با استفاده از تبدیل موجک معکوس با انتخاب پارامتر مقیاس برای جداسازی هر نوار بسامدی به ازای همه پارامترهای انتقال در سری زمانی، صورت گرفته است. با این روش می‌توان تغییرپذیری بارش در مقیاس‌های زمانی متفاوت را بررسی کرد. شش نوار بسامدی برای جداسازی انتخاب شد و برای هر کدام سری زمانی معادل و روند خطی تغییرات رفتار آن محاسبه شد. نتایج در شکل‌های ۷ و ۸ نشان داده شده است. شکل ۷ نوار بسامدی ۲-۸ ماه، ۸-۱۶ ماه و ۱۶-۳۲ ماه را نشان می‌دهد. همان‌طور که در شکل ۷-الف مشاهده می‌شود رفتار نوسانات فصلی در سری‌های زمانی چهار ایستگاه در نظر گرفته شده در این بررسی، دارای بی‌نظمی زیادی به‌ویژه در دامنه نوسانات است، اگرچه ممکن است دوره‌های بازگشت این نوسانات برای

داده شده است. بیشترین تاثیرپذیری با توجه به دامنه نوسانات و منحنی طیف توان برای سنندج و کرمانشاه مشاهده می‌شود و رفتار این نوار برای سنندج کاملاً سینوسی و بسیار قابل توجه است. برای کرمانشاه نیز رفتار تقریباً منظم است ولی برای همدان و خرم‌آباد رفتار منظمی در طول دوره آماری مشاهده نمی‌شود. روند نوسانات برای کرمانشاه در طول دوره آماری کاهش بیشتری داشته است (شکل ۱۰-ج).

خلاصه نتایج به دست آمده از به‌کارگیری تحلیل موجک در بررسی رفتار بارش در ایستگاه‌های مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است. در مقایسه ایستگاه‌ها با هم، همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، در همه ایستگاه‌ها یک دوره بازگشت سالانه با ضریب اطمینان بالاتر از ۹۰ درصد وجود دارد، که به‌غیر از ایستگاه خرم‌آباد که این مولفه تضعیف نشده است، در دیگر ایستگاه‌ها در بعضی سال‌ها تضعیف و در بعضی سال‌ها تقویت شده که به‌ترتیب نشان‌دهنده وقوع خشکسالی و ترسالی است. در ایستگاه همدان دوره‌های بازگشت خشکسالی بیشتر و دوره‌های ترسالی ضعیف‌تر و با توان کمتری وجود دارد. در همه ایستگاه‌ها مولفه درون‌سالی با سطح اطمینان آماری حدود ۹۰ درصد همراه با دوره بازگشت سالانه تضعیف یا تقویت می‌شود. همچنین، ایستگاه‌های پیش‌گفته دارای یک دوره بازگشت طولانی مشابه در نوار ۱۲۸-۲۵۶ ماهه با سطح اطمینان آماری متفاوت هستند. به‌طور کلی در هر چهار ایستگاه، شباهت‌های زیادی از نظر وقوع دوره‌های بازگشت در بعضی نوارهای بسامدی وجود دارد. منظم یا نامنظم بودن دوره‌های بازگشت ماهانه و سالانه می‌تواند به ما در پیش‌بینی و مدل‌سازی رفتار متغیرهای جوئی کمک کند.

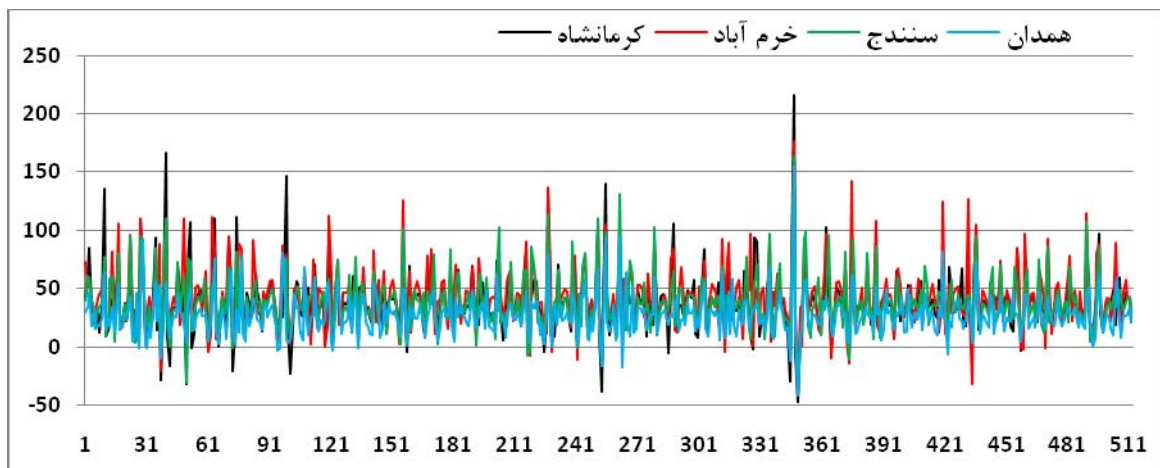
در این نوار بسامدی نیز کاهشی است و رفتار مشابهی دارند (شکل ۹-ب).

نوسانات ۱۶-۳۲ ماهه در شکل ۷-ج نشان داده شده است. اختلاف و بی‌نظمی در این نوار بسامدی بیشتر است و نوسانات، هم از لحاظ دامنه و هم فاز برای هر چهار ایستگاه در بعضی از زمان‌ها کاملاً متفاوت هستند. رفتار نوسانی برای هر یک از ایستگاه‌ها به‌طور جداگانه نیز الگوی منظمی ندارد. روند خطی تغییرپذیری برای ایستگاه کرمانشاه در این نوار بسامدی شیب کاهشی بیشتری دارد (شکل ۹-ج).

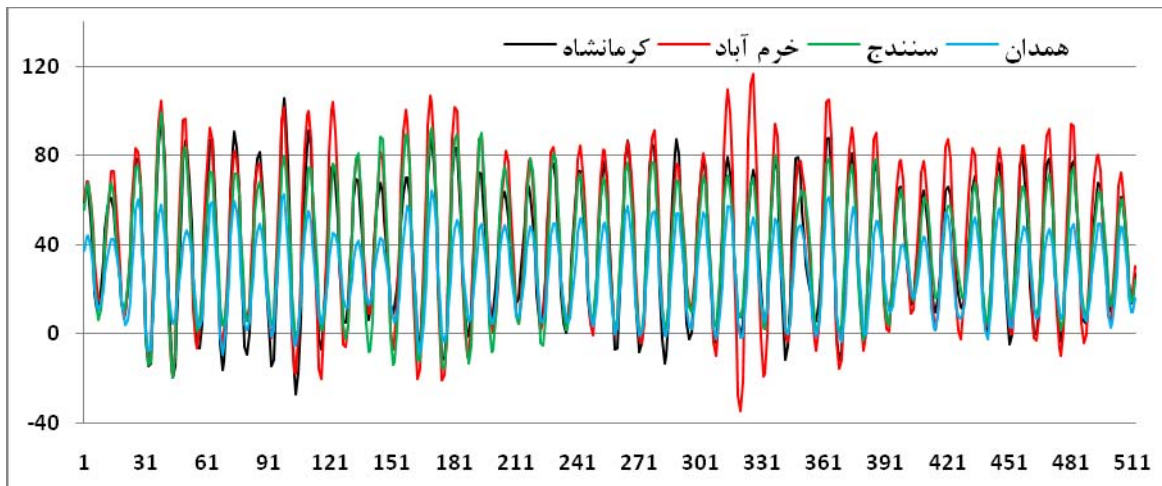
نوسانات با دوره بازگشت طولانی موثر بر رفتار بارش در نوارهای بسامدی ۳۲-۶۴ ماه، ۶۴-۱۲۸ ماه و ۱۲۸-۲۵۶ ماه در شکل ۸ نشان داده شده است. در شکل ۸-الف تاثیر نوار بسامدی ۳۲-۶۴ ماهه بر رفتار بارش مشاهده می‌شود. نوسانات در این نوار بسامدی بسیار نامنظم هستند و تاثیر این نوسانات بر تغییرپذیری بارش برای همدان نسبتاً قابل توجه است. روند تغییرپذیری در این نوار برخلاف نوارهای دیگر نسبتاً افزایشی است، به این معنا که شدت نوسانات در این نوار به‌طور کلی، به‌خصوص برای همدان افزایش دارد (شکل ۱۰-الف).

نوار بسامدی ۶۴-۱۲۸ در شکل ۸-ب نشان داده شده است. رفتار بارش در این نوار بسامدی، به‌خصوص در دهه‌های اخیر تا حدودی منظم‌تر شده و زمان بیشینه و کمینه شدن پیک‌های بسامدی تقریباً بر هم منطبق است. درصد تاثیرپذیری از نوسانات در این نوار برای بارش ایستگاه سنندج بیشتر است. روند خطی تغییرپذیری کاهشی در طول دوره آماری مورد بررسی برای این نوار بسامدی به دست آمد (شکل ۱۰-ب).

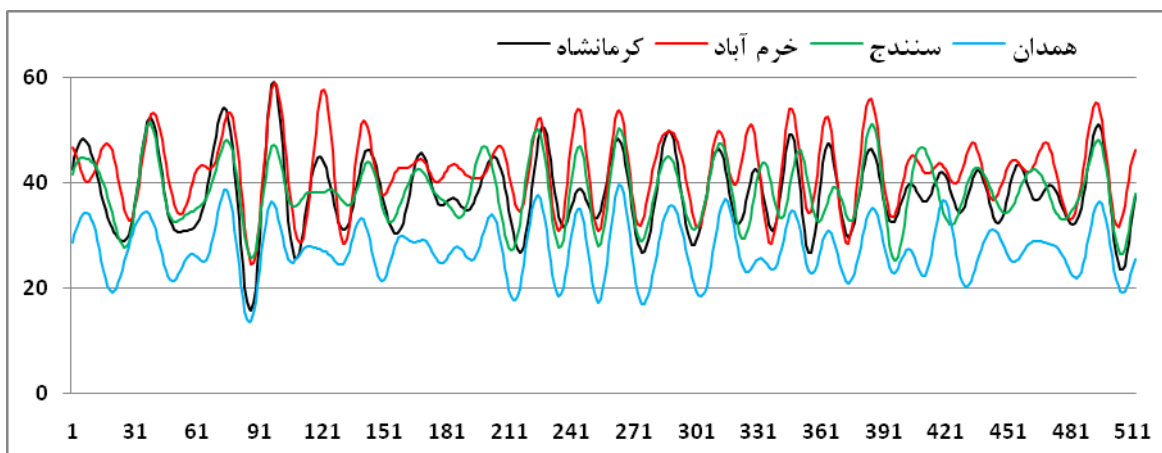
طولانی‌ترین دوره بازگشت مورد بررسی در این تحقیق، نوار بسامدی ۱۲۸-۲۵۶ ماهه در شکل ۸-ج نشان



(الف)

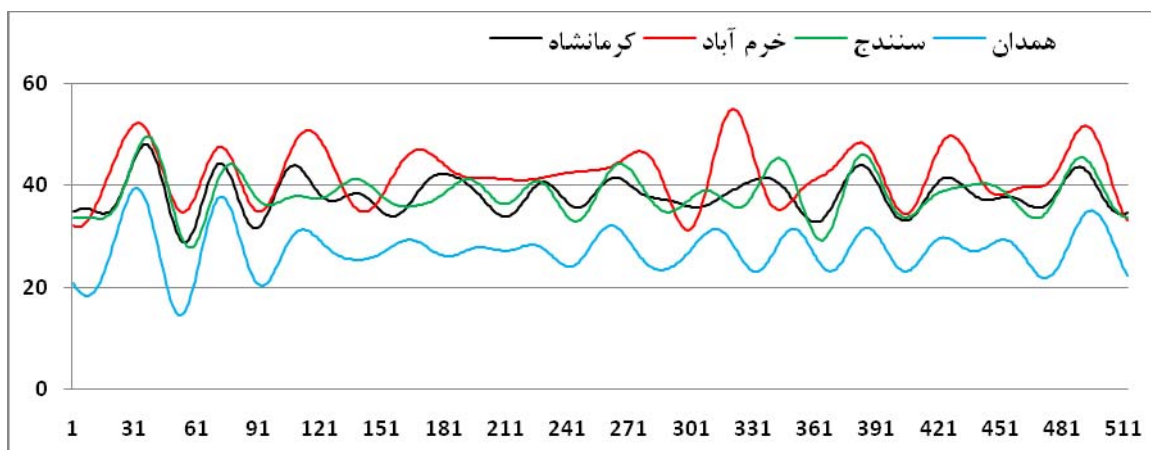


(ب)

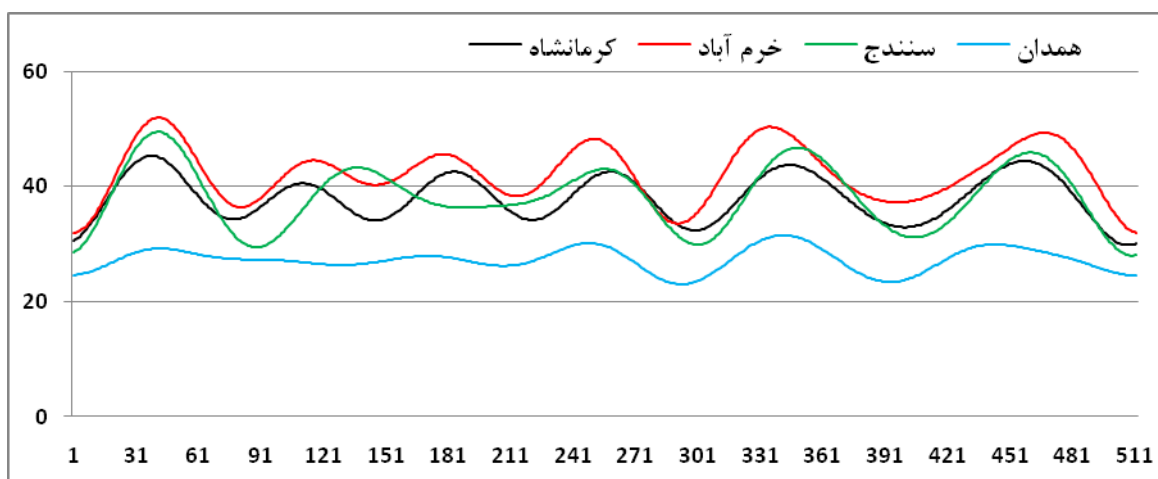


(ج)

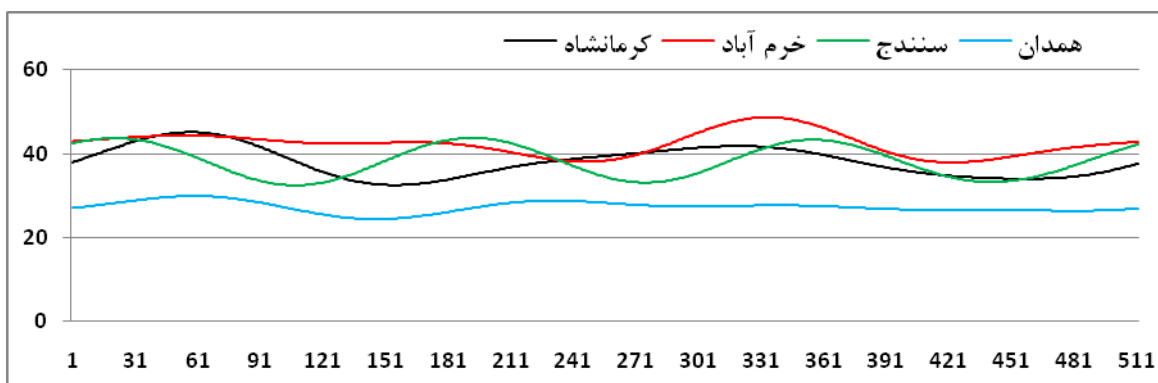
شکل ۷. (الف) نوسانات مرتبط با نوار بسامدی ۲-۸ ماهه (نوسان فصلی) سری های زمانی بارش در ایستگاه های تحت بررسی طی دوره آماری ۱۹۶۶-۲۰۰۹ (۵۱۲ ماه)، (ب) نوسانات نوار بسامدی ۸-۱۶ ماهه (نوسان سالیانه) و (ج) نوسان نوار بسامدی ۱۶-۳۲ ماه.



(الف)

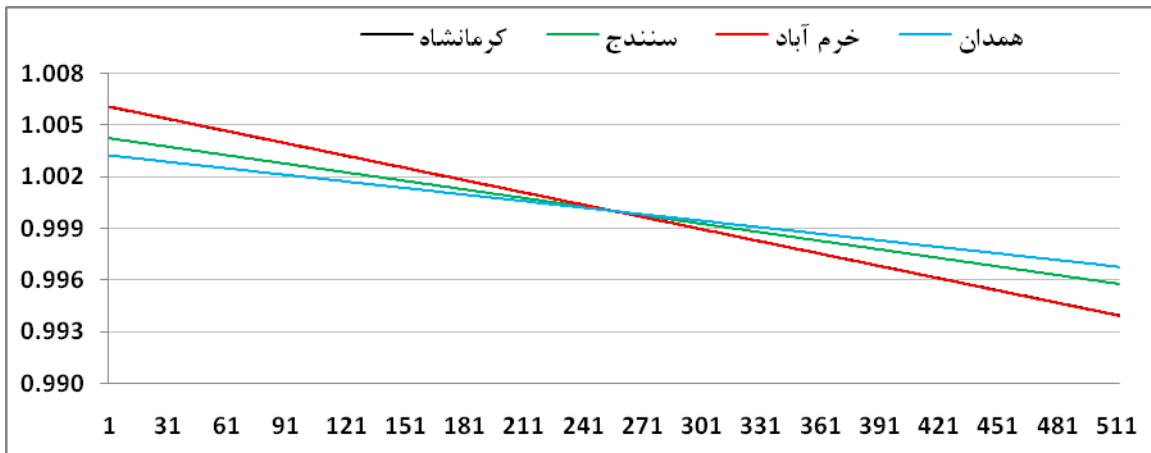


(ب)

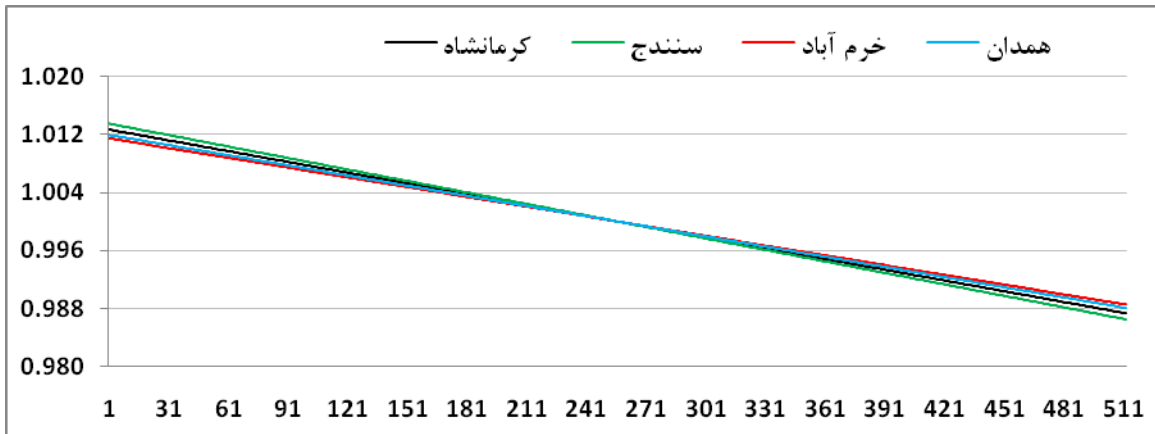


(ج)

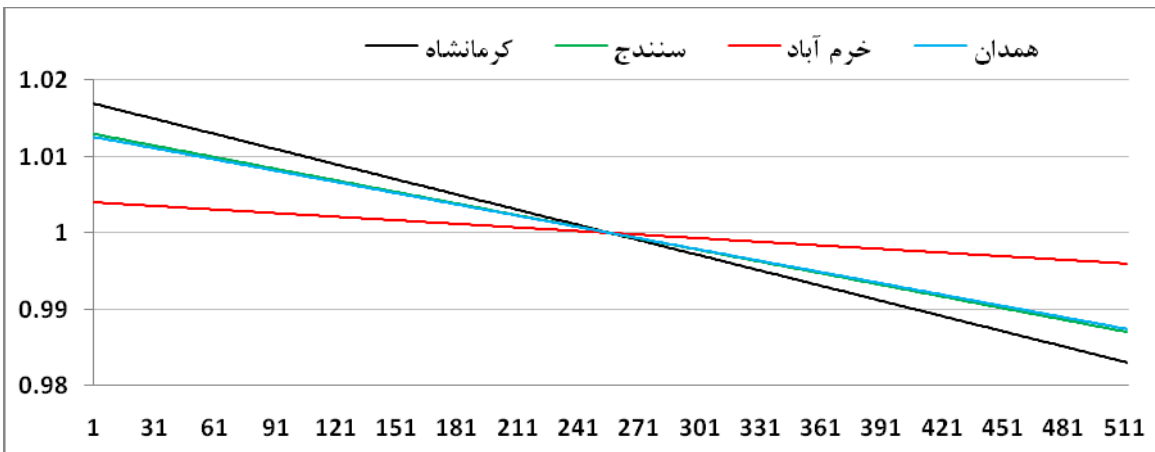
شکل ۸. (الف) نوسانات مرتبط با نوار بسامدی ۳۲-۶۴ ماهه سری های زمانی بارش در ایستگاه های تحت بررسی طی دوره آماری ۱۹۶۶-۲۰۰۹ (۵۱۲ ماه)، (ب) نوسانات نوار بسامدی ۶۴-۱۲۸ ماهه و (ج) نوسان نوار بسامدی ۱۲۸-۲۵۶ ماه.



(الف)

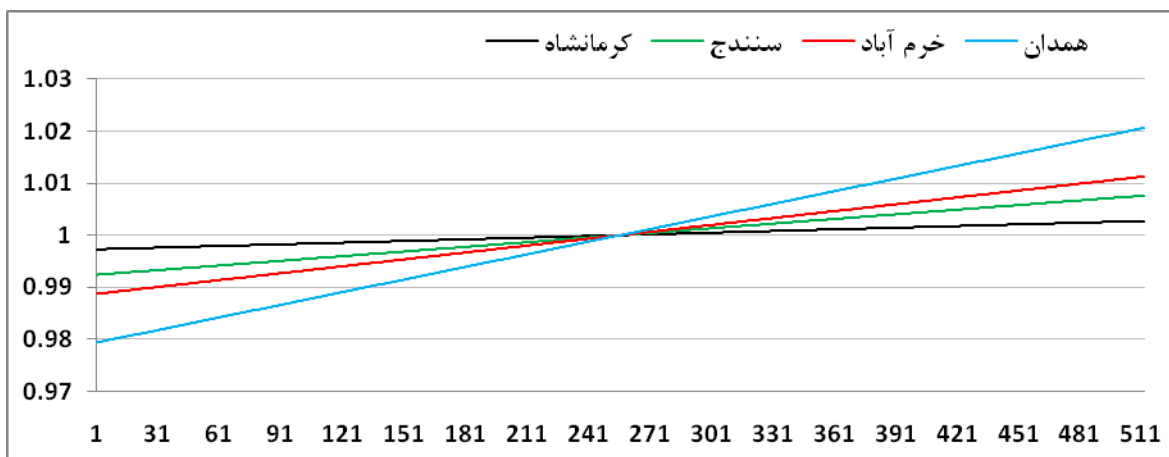


(ب)

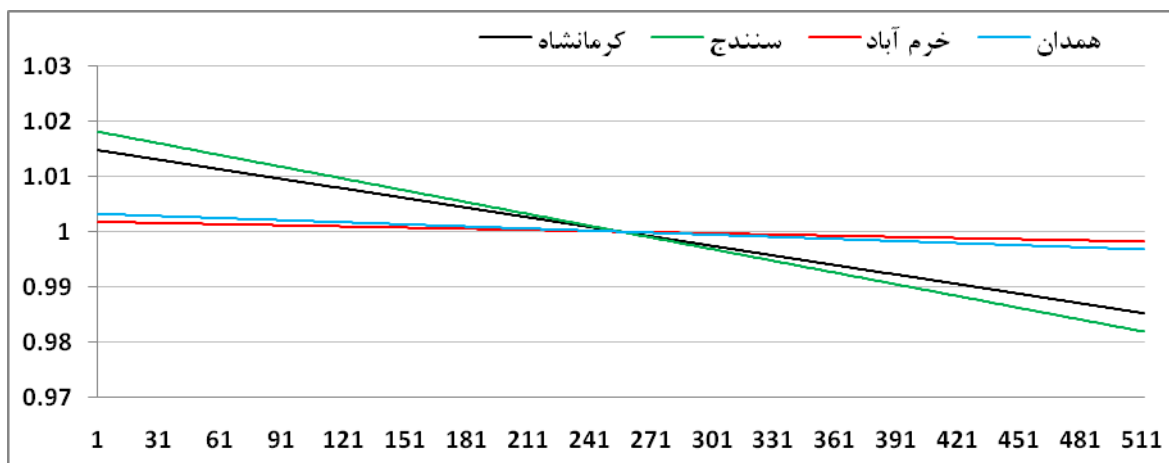


(ج)

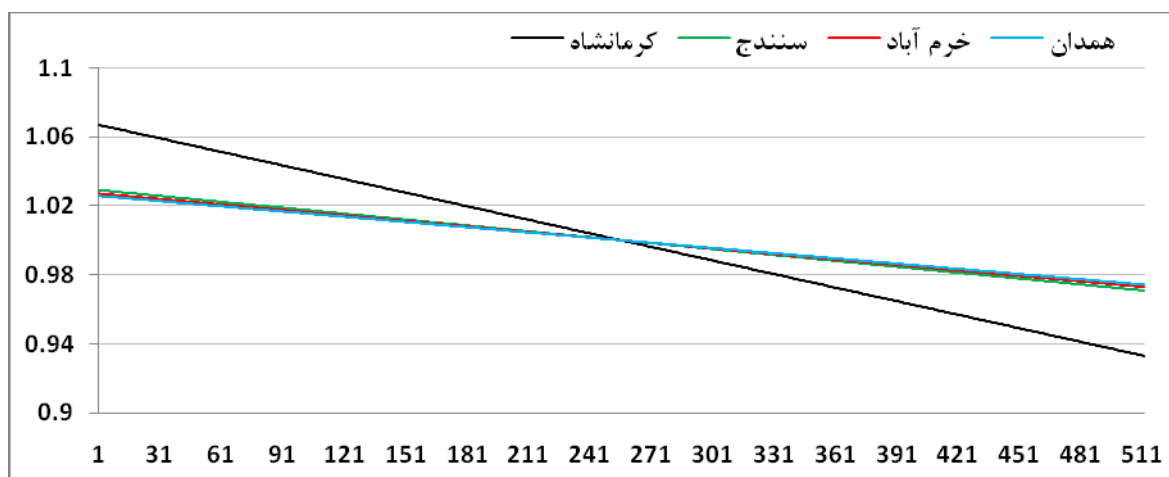
شکل ۹. (الف) روند تغییرپذیری نرمال شده در نوار بسامدی ۲-۸ ماهه سری های زمانی بارش در ایستگاه های تحت بررسی طی دوره آماری ۱۹۶۶-۲۰۰۹ (۵۱۲ ماه)، (ب) مشابه قسمت الف ولی برای نوار بسامدی ۸-۱۶ ماهه و (ج) مشابه قسمت الف ولی برای نوار بسامدی ۱۶-۳۲ ماهه.



(الف)



(ب)



(ج)

شکل ۱۰. (الف) روند تغییرپذیری نرمال شده در نوار بسامدی ۳۲-۶۴ ماهه سری های زمانی بارش در ایستگاه های تحت بررسی طی دوره آماری ۱۹۶۶-۲۰۰۹ (ب) مشابه قسمت الف ولی برای نوار بسامدی ۶۴-۱۲۸ ماهه و (ج) مشابه قسمت الف ولی برای نوار بسامدی ۱۲۸-۲۵۶ ماهه.

جدول ۱. مقایسه شباهت‌ها و تفاوت‌های ایستگاه‌های منتخب غرب کشور در ارتباط با دوره‌های بازگشت ماهانه.

همدان	خرم‌آباد	سنندج	کرمانشاه	دوره تکرار ماهانه
سطح اطمینان آماری ۹۰ درصد و نامنظم	سطح اطمینان آماری ۹۰ درصد و نامنظم	سطح اطمینان آماری ۹۰ درصد و نامنظم	سطح اطمینان آماری ۹۰ درصد و نامنظم	۲-۸
سطح اطمینان آماری بالای ۹۰ درصد و نسبتاً منظم	سطح اطمینان آماری بالای ۹۰ درصد و نسبتاً منظم	سطح اطمینان آماری بالای ۹۰ درصد و نسبتاً منظم	سطح اطمینان آماری بالای ۹۰ درصد و نسبتاً منظم	۸-۱۶
ضعیف و نامنظم	ضعیف و نامنظم	ضعیف و نامنظم	ضعیف و نامنظم	۱۶-۳۲
سطح اطمینان پایین و نامنظم	ضعیف و نامنظم	ضعیف و نامنظم	ضعیف و نامنظم	۳۲-۶۴
ضعیف و نامنظم	ضعیف و نامنظم	سطح اطمینان آماری پایین و تقریباً منظم	ضعیف و تقریباً منظم	۶۴-۱۲۸
ضعیف و تقریباً منظم	ضعیف و تقریباً منظم	سطح اطمینان آماری کمتر از ۹۰ درصد و نامنظم	سطح اطمینان آماری کمتر از ۹۰ درصد و نامنظم	۱۲۸-۲۵۶

۴ نتیجه‌گیری

تحلیل موجک ابزار مناسبی برای بررسی رفتار داده‌های اقلیمی است که در این پژوهش برای داده‌های بارش چهار ایستگاه غرب کشور از آن استفاده شده است و نتایج تغییرپذیری بارش در غرب کشور را به خوبی نشان می‌دهد. با توجه به جدول ۱ و شکل‌های ۳، ۴، ۵ و ۶، مولفه سالانه در همه ایستگاه‌ها قوی و معنادار بوده که این ناشی از گردش کلی جو است. علاوه بر این، طیف زمان-بسامد همه سری‌ها، تغییرات چندساله نسبتاً قوی را در دوره آماری موردنظر نشان داد. بنابراین، بسامدهای غالب سری‌های زمانی بارش محدود به نوار بسامدی خاصی نبودند، اما قسمت قابل توجه آنها در نوار بسامدی سالانه توزیع شده است. با یافتن بسامدهای غالب تغییرپذیری بارش مدل‌سازی رفتار بارش در منطقه موردنظر ساده‌تر خواهد شد. برای دوره‌های بازگشت بزرگ‌تر از یک سال برای بارش ایستگاه‌های پیش‌گفته، تاثیر پدیده‌های بزرگ‌مقیاس و میان‌مقیاس همچون ال‌نینو، نوسانات اطلس

شمالی و دوره بازگشت لگ‌های خورشیدی و مانند آن را می‌توان بررسی کرد. نقشه مقیاس‌نما کمک زیادی در یافتن ارتباط بین دوره‌های بارش و این پدیده‌ها و مدل‌سازی بارش یک منطقه خواهد کرد.

منابع

- ایران‌نژاد، پ.، کتیرایی بروجردی، پ. س.، و حجام، س.، ۱۳۸۸، توزیع مکانی روند بارش سالانه در ایران در دوره ۲۰۰۱-۱۹۶۰: مجله فیزیک زمین و فضا، ۳۵، ۹۴-۷۹.
- تقوی، ف.، نیستانی، ا.، خانبان، م.، و ناصری، م.، ۱۳۸۹، تحلیلی طیفی سری‌های زمانی داده‌های اقلیمی و اعمال تکنیک‌های فیلتر کردن دیجیتال جهت پردازش آنها: چهارمین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم.
- تقوی، ف.، و محمدی، ح.، ۱۳۸۵، بررسی دوره بازگشت رویدادهای اقلیمی حدی به منظور شناخت پیامدهای زیست‌محیطی: محیط‌شناسی، ۴۳، ۲۰-۱۱.

- decompositions: *Mon. Wea. Rev.*, **121**, 2867-2878.
- Garcia, J. A., and Serrano, A., and De La Cruz Gallegos, M., 2002, A Spectral analysis of Iberian peninsula monthly rainfall: Theoretical and Applied Climatology, **80**, 67-77.
- Goupillaud, P., Grossman, A., and Morlet, J., 1984, Cycle-octave and related transforms in seismic signal analysis: *Geoexploration*, **23**:85-102.
- Hancock, D. J., and Yarger, D. N., 1978, Cross-spectral analysis of sunspots and monthly mean temperature and precipitation for the contiguous United States: *Journal of Atmospheric Science*, **36**, 746-753.
- Holschneider, M., 1995, *Wavelets, analysis tool*: Oxford University Press, New York.
- Kestin, T. S., Karoly, D. J., and Yano, J., 1998, Time-Frequency variability of ENSO and stochastic simulations: *Journal of Climate*, **11**, 2258-2272.
- Kim, S., 2004, Wavelet analysis of precipitation variability in Northern California, USA: *KSCCE Journal of Civil Engineering*, **8**, 471-477.
- Lau, K. M., and Weng, H. Y., 1995, Climate signal detection using wavelet transform, How to make a time series sing: *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **76**, 2391-2402.
- Livada, I., Charambous, G., and Assimakopoulos, M. N., 2008, Spatial and temporal study of precipitation characteristics over Greece: *Theoretical and Applied Climatology*, **93**, 45-55.
- Santos, C., Calvao, C., Suzuki, K., and Trigo, R., 2001, Matsuyama city rainfall data Analysis using wavelet transform: *Annual Journal of Hydraulic Engineering, JSCE*, **45**, 211-216.
- Torrence, C. H., and Compo, G. P., 1998, A practical guide to wavelet analysis: *Bull Am Meteor Soc.*, **79**, 61-78.
- Toshie Kayano, M., and Sansigolo, C., 2009, Interannual to decadal variations of precipitation and daily maximum and daily minimum temperatures in southern Brazil: *Theor Appl Climatol*, **97**, 81-90.
- Tosic, I., and Unkasevic, M., 2005, Analysis of precipitation series for Belgrade: *Theoretical and Applied Climatology*, **80**, 67-77.
- Williams, J., 1977, Spectral analysis of seasonal precipitation data from North America and Europe: *Monthly Weather Review*, **106**, 898-900.
- خلیلی، ع.، و بذرافشان، ج.، ۱۳۸۷، ارزیابی مخاطره خشکسالی با استفاده از داده‌های بارندگی سالانه قرن گذشته در ایستگاه‌های قدیمی ایران، *مجله ژئوفیزیک ایران*، **۲**، ۲۳-۱۳.
- روشندل کاهو، ا.، و سلاجقه، ف.، ۱۳۸۸، تشخیص منبع‌های گرانی با استفاده از تبدیل موجک پیوسته، *مجله فیزیک زمین و فضا*، **۳۵**، ۱۵-۱.
- روشندل کاهو، ا.، و سیاه‌کوهی، ح. ر.، ۱۳۸۸، تعیین فاکتور کیفیت با استفاده از تبدیل‌های زمان-مقیاس و زمان-بسامد، *مجله ژئوفیزیک ایران*، **۳**، ۳۲-۱۹.
- روزبهرانی، ع.، زهرایی، ب.، و تقوی، ف.، ۱۳۸۹، خوشه‌بندی اطلاعات هواشناسی با هدف پیش‌بینی دوره‌های کم‌بارش حوضه‌های آبریز سدهای تهران، *چهاردهمین کنفرانس ژئوفیزیک ایران*، تهران.
- نیستانی، ا.، و تقوی، ف.، ۱۳۸۹، بررسی تغییرپذیری بارش با استفاده از آنالیز طیفی و موجک، *چهاردهمین کنفرانس ژئوفیزیک ایران*، تهران.
- Addison, P. S., 2002, *The illustrated wavelet transform handbook*: IOP Publishing Ltd., 351pp.
- Brilinger, D. R., 1993, The digital rainbow, some history and applications of numerical spectrum analysis: *Canadian Journal of Statistics*, **21**(1), 1-19.
- Chao Kuo, C. T., Gan, and Yu, P., 2010, Wavelet analysis on the variability, teleconnectivity, and predictability of the seasonal rainfall of Taiwan: *Mon. Wea. Rev.*, **138**, 162-175.
- Datsenko, N. M., Shabalova, M. V., and Sonechkin, D. M., 2001, Seasonality of multidecadal and centennial variability in European temperatures, The wavelet approach: *J. Geophy. Res.*, **106**, 12449-12462.
- Emery, W. J., and Thomson, R. E., 2004, *Data analysis method in physical oceanography*: Elsevier, UK, 638pp.
- Gamage, N., and Blumen, W. 1993, Comparative analysis of low level cold fronts, Wavelet, Fourier, and empirical orthogonal function