

تحلیلی بر تغییر، روند و چرخه‌های بارش و دبی در غرب استان گیلان (مطالعه موردی: حوضه ناورود)

مهرداد رضانی‌پور* - استادیار گروه جغرافیای دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس
محمود روشنی - دانشجوی دکتری اقلیم شناسی دانشگاه عثمانیای هند
فاطمه ستوده - کارشناس ارشد اقلیم شناسی دانشگاه زنجان

دریافت مقاله: ۸۹/۹/۲۱

پذیرش نهایی: ۸۹/۱۲/۲۵

چکیده

در این پژوهش تغییرات و چرخه‌های حاکم بر پارامترهای بارش و دبی در مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه ایستگاه خرجیل (حوضه ناورود) به مدت ۳۸ سال (۱۳۴۵-۱۳۸۲) با استفاده از آزمون من-کندال و تحلیل طیفی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل از پردازش داده‌ها نشان داد که تغییرات در مقیاس ماهانه محدود به اردیبهشت و شهریور بوده و در مقیاس فصلی هیچ گونه تغییری مشاهده نشده، اما در بارندگی سالانه به میزان ۰.۲۶ تغییر رخ داده است. وجود روندهای منقطع در سری‌های بارش و دبی در بازه تعریف شده (±۱.۹۶) با سطح اطمینان ۹۵ درصد مشاهده شد. در مقیاس فصلی مابین روند بارش و دبی پاییز بیشترین انطباق دیده شد، اما در بقیه فصول در بخشی از دوره، انطباق و در بخش دیگر عدم انطباق اثبات می‌گردد. در تحلیل سری‌های ماهانه بارش و دبی، هیچ گونه روند قابل ملاحظه‌ای در خارج از محدوده بحرانی مشاهده نگردید ولی سری‌های ماهانه شهریور حاکی از روند معکوس بارش و دبی از ابتدا تا انتهای دوره می‌باشد. همچنین با استفاده از تحلیل طیفی، وجود چرخه‌ها با بیشترین واریانس معنی‌داری استخراج شده و چرخه‌های سینوسی (بدون روند) برای تمامی سری‌های ماهانه، فصلی بارش و دبی اثبات گردید. البته چهار چرخه غیر سینوسی (روند) برای دبی ماه‌های دی، بهمن و مرداد بدست آمد.

واژگان کلیدی: آماره من-کندال، تحلیل طیفی، روند، چرخه، ناورود

۱. مقدمه

اگرچه در تغییر اقلیم کره زمین، عوامل کیهانی و زمینی دخیل هستند بی‌شک فعالیت روزافزون صنعتی در دهه‌های اخیر در این تغییر بی‌تأثیر نیست که امروزه اثر آن به شکل پدیده گرمایش جهانی و بعضاً تغییر مقدار، نوع بارندگی و نیز آبدهی رودها در سطح کره زمین مشخص شده است. از سوی دیگر، ازدیاد جمعیت و گسترش فعالیت‌های کشاورزی، عمرانی و صنعتی منجر به افزایش مصرف آب‌های سطحی شده است. هر چند تغییرات آبدهی رودها تابع عوامل مختلف طبیعی و انسانی است ولی بررسی چگونگی تغییر این دو متغیر در طی زمان نسبت به هم مهم می‌باشد. در این راستا در ارتباط با تغییرات بارندگی و تأثیر آن بر روی آبدهی رودها تحقیقات زیادی در مناطق مختلف دنیا صورت گرفته است. بوفانی و همکاران (۱۹۹۹)^۱ در مقاله‌ای تحت عنوان بارش در ایتالیا از سال ۱۸۳۳ تا ۱۹۹۶ جهت تعیین تغییرات از سری‌های سالانه و فصلی بارش ۳۲ ایستگاه واقع در آن کشور استفاده کردند. نتایج حاکی از آن است که روندهای متفاوت برای فصول و مناطق مختلف وجود دارد، در مقیاس سالانه روند کاهشی نیز در کل ایتالیا حاکم بوده ولی از لحاظ آماری فقط از مرکز به جنوب معنی‌دار است. کاموفو (۱۹۸۴)^۲ با تحلیل سری‌های بارش در پادووا^۳ ایتالیا به مدت ۲۵۶ سال (۱۷۲۵ تا ۱۹۸۱) بر روی تغییرات فصلی، روندها، نوسانات دوره‌ای، دوره برگشت، فراوانی مقدار و شدت بارش ماهانه نشان داد تغییر و روند دوره‌ای نیز در داده‌ها آشکار بوده ولی دوره‌ها قابل تعریف نیستند. در نهایت نوسانات (با تغییر در میانگین) در کل سری‌ها آشکار است. همچنین در همین راستا برونیتی و همکاران (۲۰۰۰)^۴ با بررسی روند شدت بارش در شمال ایتالیا به منظور تعیین سیگنال‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که آزمون ناپارامتری من - کندال جهت بررسی آنومالی در سری‌ها مناسب می‌باشد. شواهد نشان می‌دهد که در شمال ایتالیا تعداد روزهای بارانی از روند منفی قوی و معنی‌دارتری از مقدار بارش متناظر برخوردار است. همچنین افزایش در شدت بارش سالانه منجر به روند مثبت معنی‌دار نسبت به کل بارش سنگین می‌شود. روند عمدتاً از اواخر سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۰ ایجاد شده است و به طور خاص در دوره ۱۹۳۰ تا ۱۹۴۵ و ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۵ مشاهده می‌شود. دومونکوس در سال (۲۰۰۳)^۵ با بررسی روی روندهای اخیر بارش مجارستان در ارتباط با تغییرات اقلیمی بزرگ مقیاس با استفاده از روش من - کندال و

1-Buffoni et al, 1999

2-Camuffo, D., 1984

3-Padova

4-Brunetti et al, 2000

5-Domonkos, 2003

تحلیل روند خطی نشان داد که روندها با تغییرات بزرگ مقیاس ارتباط داشته و مجموع بارش سالانه در حدود ۱۵ تا ۲۰ درصد در مجارستان در طی قرن بیستم کاهش یافته است. مقدار کاهش در هر دو نیمه قرن نیز مهم است اما مجموع بارش در فصول انتقالی در ۵۰ سال اول کاهش و بارش زمستان در دهه‌های آخر کاهش می‌یابد مجموع کاهش دوره نوامبر- فوریه به طور معناداری در ۵۰ سال گذشته کاهش یافته است. پاندزیک و درانیک (۲۰۰۰)^۱ با بررسی ارتباط بین بارندگی ماهانه، دبی رودخانه ساوا و چرخش‌های بزرگ مقیاس در طی ۳۰ سال (۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰) به روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA)^۲ نشان دادند که دو زیر منطقه نسبتاً متفاوت درون حوضه رودخانه ساوا با توجه به رژیم بارش و دبی سالانه شان وجود دارد. یو و هشینو (۲۰۰۳)^۳ با بررسی روند طولانی مدت بارش سالانه و ماهانه ژاپن به روش من - کندال نشان دادند که در منطقه II بارش، تغییر معنی‌داری نداشته اما تغییرات منطقه‌ای بارش در ماه‌های مختلف صورت گرفته است به طوری که در منطقه III بارش سالانه تا ۱۱.۸ درصد کاهش و در منطقه IV کاهش معنی‌داری در بارش سالانه و ماهانه از سپتامبر تا فوریه رخ داده است. یو و وانگ (۲۰۰۲)^۴ در تعیین روند جریان منطقه‌ای با بررسی روابط زمانی - مکانی و همبستگی عرضی بین سایت‌ها با روش من - کندال به این نتیجه رسیدند که در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد متوسط روزانه جریان در سال در منطقه یوکون^۵ و کوهستان‌های شمالی BC افزایش و در آرام و مناطق پریری^۶ کاهش یافته است. کانوی و هالم (۲۰۰۵)^۷ با بررسی نوسانات در بارش و رواناب زیر حوضه‌های نیل و اثراتشان بروی دبی آن نشان دادند که نوسانات اساسی در بارش و رواناب نیل در دهه‌های اخیر رخ داده است. بدین صورت که روابط حاکی از حساسیت رواناب به نوسانات بارش بوده و آن از حوضه‌ای به حوضه دیگر فرق می‌کند. دیکسون و همکاران (۲۰۰۶)^۸ در تحلیل جریان رودخانه‌ای در بریتانیای غربی، روندهای سالانه و فصلی را با تست غیر پارامتریک من - کندال مورد آزمون قرار داده، نتیجه گرفتند که چندین روند عمدتاً مثبت در جریان‌های

-
- 1- Pandzic and Trninic, 2000
 - 2- Principle components analysis
 - 3- Yue and Hashino, 2003
 - 4- Yue and Wang,, 2002
 - 5-Yukon
 - 6- Prairie
 - 7-Conway and Hulme, 2005
 - 8- Dixon et al, 2006

بالا و پایین مشاهده می‌شود. روندهای مثبت سالانه جریان‌های پایین در سرتاسر ولز غربی آشکار و عمدتاً از افزایش جریان پایه تابستان مشتق شده است. مارنگو (۲۰۰۵)^۲ با بررسی تغییرات جریان رودها در آمریکای جنوبی نشان دادند که هیچ گونه روند معنی‌داری در متوسط دبی روندهای این منطقه دیده نشده است. مدرس (۲۰۰۷)^۳ با استفاده از آزمون من- کندال جهت تعیین روندهای بارندگی در ۲۰ ایستگاه مناطق خشک و نیمه خشک ایران نشان داد که روندهای مختلط افزایشی و کاهش‌ی در بارندگی با سطح اطمینان ۰.۰۱ و ۰.۰۵ فقط در ایستگاه‌های سبزوار و زاهدان معنی‌دار است البته به استثنای ایستگاه‌های کاشان و تربت هیچ نوع روند معنی‌داری در متوسط تعداد روزهای بارانی سالانه سایر ایستگاه‌ها دیده نمی‌شود. روندها عمدتاً در زمستان و تابستان معنی‌دار بودند به طور کلی نتایج حاکی از عدم وجود تغییرپذیری اقلیم محیط‌های خشک و نیمه خشک ایران می‌باشد. اگوستین و همکاران (۲۰۰۷)^۴ با مطالعه در بارندگی حد شبه جزیره ایبری به دو روش من - کندال و Sen's s در مقیاس روزانه نتیجه گرفتند که روند منفی در غرب و جنوب غرب شبه جزیره ایبری در بهار و زمستان آشکار هستند. در پاییز یک الگوی دو قطبی^۵ مکانی مشهود بوده ولی روندها مشخص نیستند. پارتال و کایا (۲۰۰۶)^۶ با تحلیل روند در داده‌های بارش ترکیه به روش کندال و تست Sen's T نشان دادند که روند معنی‌داری در بارش‌های ژانویه، فوریه و سپتامبر و در متوسط‌های سالانه وجود دارد و عمدتاً کاهش قابل ملاحظه در بارش متوسط سالانه مناطق غربی و جنوبی ترکیه به خصوص در سواحل دریای سیاه مشاهده می‌شود. روشنی (۱۳۸۲) به بررسی چند پارامتر اقلیمی مناطق ساحلی دریای خزر در دوره (۱۹۹۴-۱۹۵۵) با استفاده از روش ناپارامتری من- کندال پرداخت و نشان داد که زمان شروع بیشتر تغییرات به صورت ناگهانی بوده و این تغییرات به دو صورت روند و نوسان ظاهر می‌گردند. بررسی تغییرات زمانی دما و بارش ایران با استفاده از آزمون‌های آماری در قالب مدل‌های ثابت و متغیر نشان داد که تغییرات زمانی دما و بارش در ایران

1- Wales

2- Marengo, 1995

3- Modarres, 2007

4- Agustin et al, 2007

5- Dipolar

6- Partal and Kahya, 2005

از تنوع چشمگیری برخوردار بوده و این تغییرات در قالب حرکات تصادفی، تغییرات با روند، نوسانات فصلی و تغییرات دوره‌ای ظاهر می‌شوند (جاوری، ۱۳۸۰). مطالعات انجام گرفته توسط سلوم و همکاران (۱۹۹۴)^۱ وجود چرخه‌های ۲ تا ۷ ساله در دمای کره زمین را اثبات و آن را به النینو - نوسان جنوبی^۲ نسبت می‌دهند. همچنین چرخه‌های ۲ تا ۳ ساله موجود در دمای زمین را به تغییرات دو ساله نسبت دادند. راجاگوپالان و لیال (۱۹۹۸)^۳ نوسانات بین سالانه بارش را در غرب ایالات متحده توسط تکنیک تحلیل طیفی بررسی کرده و نشان دادند که چرخه‌های ۲ تا ۳ و ۵ تا ۷ ساله در بارش سالانه وجود دارد و فرکانس‌های بین سالانه را در ارتباط با النینو - نوسانات جنوبی و تغییر پذیری شبه دوساله^۴ شناسایی کردند. تورنس و وبستر (۱۹۹۹)^۵ چرخه‌های ۲ تا ۷ ساله بارش‌های موسمی در هند را به تغییرات انسو نسبت دادند. لانا و همکاران (۲۰۰۵)^۶ در بارش ایستگاه فابرا^۷ در شمال شرق اسپانیا چرخه‌های ۲.۱ تا ۴.۶ ساله را به نوسان شبه دوساله^۸، ۵.۵ و ۹.۲ ساله را به نوسانات اطلس شمالی^۹ و ۱۱.۸ ساله را به فعالیت لکه‌های خورشیدی نسبت دادند. اندرو و همکاران (۲۰۰۶)^{۱۰} تحلیل همبستگی و طیفی را بر روی بارش و دمای شبه جزیره ایبری^{۱۱} بکار برده و نتیجه گرفتند که تناوب‌های بارش ۲.۵ و ۵ ساله در ارتباط با نوسانات اطلس شمالی^{۱۲} می‌باشد. هارتمن و همکاران (۲۰۰۹)^{۱۳} وجود چرخه‌های ۳ تا ۴ ساله در بارش حوضه رودخانه یانگ تسه^{۱۴} چین را مشابه فرکانس‌های نوسانات جنوبی و دمای سطحی دریا دانستند. با توجه به اهمیت موضوع تغییرات آب و هوایی در قرن اخیر و پیامدهای ناشی از آن بر روی منابع محیطی، آگاهی، شناخت و تحلیل ویژگی‌های تغییر می‌تواند کمک بسزایی به برنامه‌ریزی‌های آینده بنماید. لذا در پژوهش حاضر به کمک روش‌های آماری، تغییر، روند و چرخه‌های حادث شده در بارش و دبی حوضه ناورود مورد بررسی قرار می‌گیرد.

1-Selvam et al,(1994)

2-ENSO

3-Rajagopalana and Lal,1998

4-Quasi-biannual variability

5-Torrence ad Webster, 1999

6-Lana et al , 2005

7-Fabra

8-Quasi -Biannual Oscillation (QBO)

9-North Atlantic Oscillation (NAO)

10-Andreo et al, 2006

11-Iberian Peninsula

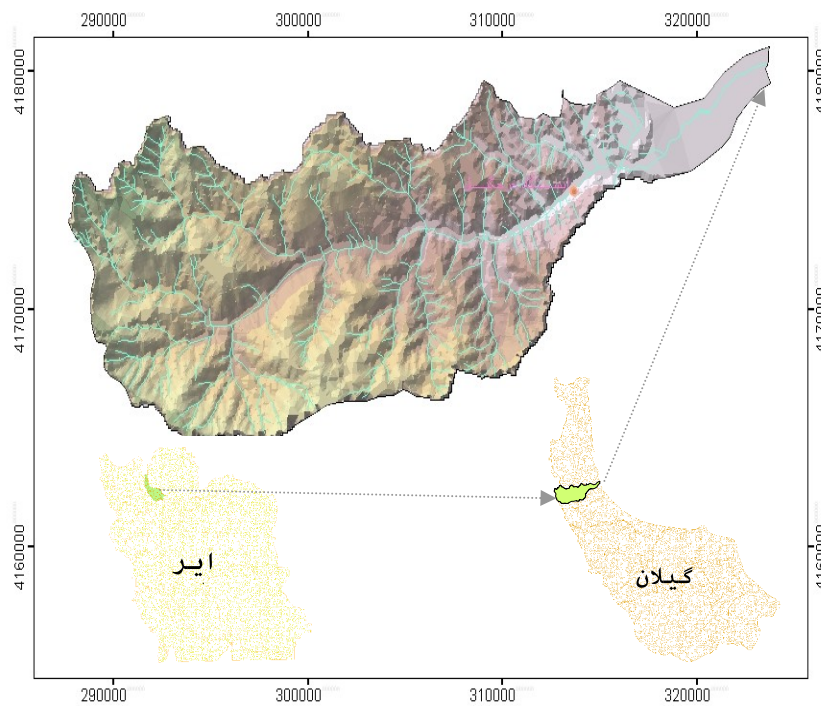
12-North Atlantic Oscillation

13-Hartmann et al, 2009

14-Yangtze River basin

۲. داده و روش

حوضه ناورود در غرب استان گیلان واقع شده که محدوده آن بین طول جغرافیایی $30^{\circ} 35' 48''$ تا $48^{\circ} 59' 58''$ عرض و $15^{\circ} 36' 37''$ تا $35^{\circ} 45' 37''$ قرار دارد. مساحت حوضه 46101 هکتار و محیط آن نیز 131.3 کیلومتر و حداکثر ارتفاع حوضه 2831 متر و حداقل ارتفاع آن حدود 33 - متر می‌باشد (شکل ۱). در حوضه مذکور از داده‌های ایستگاه‌های باران‌سنجی و هیدرومتری خرگیل به مدت 38 سال (1345 تا 1382) استفاده گردیده که ایستگاه‌های فوق در ارتفاع 200 متری از سطح دریاهای آزاد واقع می‌باشند.



شکل ۱. نقشه موقعیت جغرافیایی حوضه ناورود

در این پژوهش جهت بررسی تغییرات، روند و چرخه‌های حادث بر رژیم بارش و آبدهی منطقه مورد مطالعه از آزمون گرافیکی و غیرگرافیکی من-کندال و تحلیل طیفی استفاده شده است. در آزمون غیرگرافیکی من-کندال وجود و یا عدم وجود تغییر مورد

تحلیل قرار می‌گیرد اما در آزمون گرافیکی علاوه بر موارد فوق، زمان، نحوه و نوع تغییر رژیم آبدهی و بارندگی به راحتی قابل تشخیص می‌باشند.

۲-۱. آزمون غیرگرافیکی من - کندال

با توجه به مقدار بحرانی $(\tau)_t$ و مقادیر آزمون τ ، شرط تصادفی یا غیرتصادفی بودن داده‌ها برابر است با رابطه های ۱، ۲ و ۳.

$$\tau = 4P/N(N-1) - 1 \quad (1)$$

P برابر با مجموع رتبه های بیشتر از ردیف n_i که بعد از آن قرار گرفته و آن از کمترین به بیشترین محاسبه می‌شود.

$$P = \sum_{i=1}^n n_i$$

(۲)

$$\tau_t = 0 \pm tg\sqrt{((4N+10)/9N(N-1))} \quad (3)$$

اگر $\tau_t > \tau > -\tau_t$ پس $0.22 > \tau > -0.22$ به معنای عدم وجود تغییر و داده‌ها تصادفی هستند و اگر $\tau < -\tau_t$ یعنی $\tau < -0.22$ تغییر منفی و اگر $\tau > +\tau_t$ یعنی $\tau > +0.22$ ، آنگاه به معنای تغییر مثبت در سریهای زمانی است.

۲-۲. آزمون گرافیکی من - کندال

در ابتدا باید مولفه $U(t_i)$ محاسبه و سپس ترسیم گردد (رابطه ۴)

$$U(t_i) = [t_i - E(t_i)] / \sqrt{\text{var}(t_i)} \quad (4)$$

در این رابطه، $\text{var}(t_i)$ برابر با

$$\text{var}(t_i) = n(n-1)(2n+5)/72$$

(۵)

$$E(t_i) = n(n-1)/4 \quad (6)$$

(۷)

$$t_i = \sum_{j=1}^n n_j$$

برای مشخص نمودن تغییر ناگهانی و زمان آن در نمودارهای من-کندال باید مولفه $U(t'_i)$ محاسبه گردد و مقادیر $E(t'_i)$ نیز همانند $E(t_i)$ محاسبه شده به شرط اینکه n آن از انتهای ردیف i محاسبه شود.

$$t'_i = \sum_{j=i}^n n_j \quad (۸)$$

$$U(t'_i) = -U(t_i)$$

(۹)

حال اگر نمودار دنباله‌های $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ رسم شود دنباله $U(t_i)$ بیانگر منحنی توزیع نرمال سری‌ها و دنباله $U(t'_i)$ منحنی سری‌های عکس $U(t_i)$ در نمودار است و قطع دو دنباله با سطح معنی‌داری ۵ درصد در محدوده بحرانی ± 1.96 نشانگر زمان آغاز تغییر در سری‌های زمانی بارندگی و آبدهی می‌باشد. و زمانی که $|U(t_i)| > 1/96$ باشد وجود روند در سری‌ها ثابت شده و فرض صفر رد می‌گردد (بوفانی، ۱۹۹۹).

۲-۳. تحلیل طیفی

رفتارهای نوسانی یکی از مولفه‌های اصلی سری زمانی به شمار می‌روند. با استفاده از این روش می‌توان تناوب‌های موجود در سری زمانی و چرخه‌های سینوسی معنی‌دار را شناسایی و استخراج نمود. در این روش چرخه‌ها در فاصله اطمینان ۹۵ درصد برآورد می‌شوند.

برای تبدیل یک سری زمانی تناوبی به طول n می‌توان از رابطه زیر استفاده نمود

$$z_t = a_i + \sum_{i=1}^q (a_i \cos 2\pi f_i t + b \sin 2\pi f_i t)$$

(۱۰)

که z_t عنصر اقلیمی مورد بررسی در زمان t و f_i فراوانی تکرار مشاهدات است و با $f_i = \frac{i}{n}$ نشان داده می‌شود. در اینجا $q = 1, 2, \dots, q$ است

اگر طول دوره آماری n فرد باشد آنگاه تعداد همسازها از رابطه $q = \frac{(n-1)}{2}$ و ضرایب آن از روابط زیر بدست می‌آیند:

$$a_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_t - \bar{z} \quad (11)$$

$$a_i = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z_t \cos 2\pi f_i t \quad (12)$$

$$b_i = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z_t \sin 2\pi f_i t \quad (13)$$

اگر طول دوره آماری n زوج باشد آنگاه تعداد همسازهای نصف طول دوره آماری $(q = \frac{n}{2})$ خواهد بود و به استثناء دو ضریب aq و bq بقیه ضرایب از روابط (۲) به دست می‌آیند (غیور و عساکره، ۱۳۸۴).

در این حالت دو ضریب aq و bq به شرح زیر تعیین می‌شوند:

$$a_q = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (-1)^i Z \quad (14)$$

فرض صفر در تحلیل طیفی بدین معناست که در یک فرکانس معین، طیف با صفر تفاوت نداشته باشد. اگر خود همبستگی مرتبه اول (r_1) سری زمانی از لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری با صفر نداشته باشد، می‌بایست سری بدون روند در نظر گرفته شود. غالباً در سری‌های زمانی اقلیمی (r_1) به طور معنی‌داری مخالف صفر بوده و در تاخیرهای بالاتر به صورت توانی یا تقریبی از آن نزول می‌کند. در این حالت فرض صفر یک نوفه

قرمز^۱ به حساب آمده و شکل آن بسته به ضریب همبستگی و بر اساس شماره همساز i ($i \leq 0 \leq q$) با تقریب زیر قابل بررسی است (میچل و همکاران به نقل از رزمی، ۱۳۸۹).

$$\lambda_k = \bar{s} \left[\frac{1-r^2}{1+r_1^2 - 2r_1 \cos \frac{\pi k}{q}} \right] \quad (15)$$

در

اینجا \bar{s} میانگین تمامی برآورد خام طیف‌ها به شرط معنی‌داری (r_1) است. هر چرخه که به صورت یک قله در طیف ظاهر می‌شود و واریانس مربوط به هر چرخه را در فرکانس آن نشان داده می‌شود. بنابر این از نمودار طیفی دو استنباط می‌توان حاصل نمود. یک استنباط به شکل طیف است و دیگری معنی‌داری آماری آن است. اگر سری زمانی، تصادفی باشد شکل طیف، یک خط افقی خواهد بود یعنی تمامی برآوردهای طیف به یک مقدار ختم شده و فرکانس تمامی مقادیر یکسان خواهد بود. وجود یک قله در طیف، سهم واریانس را از مولفه‌های فرکانس مزبور نشان می‌دهد. بدین ترتیب دامنه هر چرخه به وسیله برجستگی آن نمایان می‌شود. برای موج های سینوسی در سری زمانی، طیف حاوی یک اوج تیز در یک طول موج، متناسب با طول موج سینوسی خواهد بود. اگر یک دوره منظم اما غیر سینوسی در سری زمانی باشد، طیف نه تنها یک اوج در طول پایه‌اش خواهد داشت بلکه اوج‌های دیگری در یک یا چند همساز بالاتر طول موج‌های پایه‌ای نشان خواهد داد (رزمی، ۱۳۸۹).

۳. یافته‌ها

با توجه به رابطه ۳، حد بحرانی $t(\tau)$ برای سطح احتمال ۹۵ درصد مقدار ± 0.22 محاسبه گردیده به طوری که مقادیر بالاتر از ± 0.22 وجود تغییر ناگهانی و پایین تر آن عدم وجود آن در متغیرها را اثبات می‌نماید. بنابراین با توجه به مقادیر میانگین فصلی و سالانه آماره کندال τ جدول (۱)، در فصول سال هیچ گونه تغییر ناگهانی در بارندگی و آبدهی صورت نگرفته است اما می‌توان به یک تغییر در میانگین سالانه بارندگی به میزان ۰.۲۶ اشاره نمود.

جدول ۱. محاسبه آماره کندال (τ) میانگین فصلی و سالانه ایستگاه‌ها

پارامتر	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	سالانه
بارندگی ایستگاه خرگیلِ ناورود	-۰.۰۱	۰	۰.۱۲	۰.۲۱	۰.۲۶
آبدهی ایستگاه خرگیلِ ناورود	۰.۰۲	-۰.۰۲	۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۵

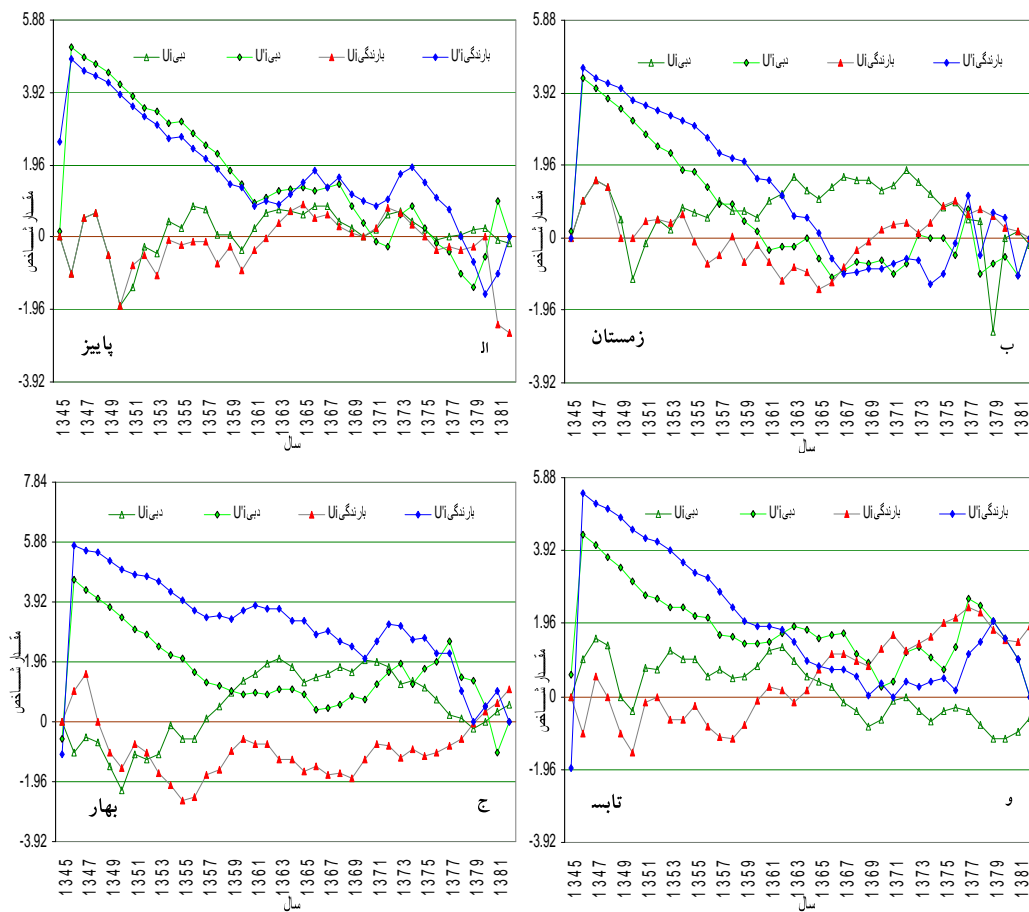
در همین راستا جدول ۲، فقط یک تغییر را در بارش ماهانه اردیبهشت ماه نشان می‌دهد.

جدول ۲. محاسبه آماره کندال (T) ماهانه ایستگاه‌ها

ماه	بارش	دبی
مهر	-۰.۰۱	-۰.۰۴
آبان	-۰.۰۴	۰.۰۲
آذر	۰.۱۲	۰.۱۶
دی	-۰.۰۲	۰.۱۰
بهمن	-۰.۰۲	۰.۰۷
اسفند	-۰.۰۶	۰.۰۹
فروردین	۰.۱۰	۰.۱۹
اردیبهشت	۰.۲۴	۰.۲۰
خرداد	-۰.۰۷	۰.۰۲
تیر	۰.۱۳	۰.۰۶
مرداد	۰.۰۲	-۰.۰۵
شهریور	۰.۲۲	-۰.۰۷

نتایج حاصل از تفسیر داده‌ها بر مبنای آزمون گرافیکی "من-کندال" در شکل (۲) (پاییز، زمستان، بهار و تابستان) ارائه شده است. در پاییز، منحنی‌های $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ هر دو پارامتر از ابتدا تا انتهای دوره چندین بار همدیگر را قطع می‌نمایند که بیانگر تغییرات احتمالی در سری‌های زمانی می‌باشد. در زمستان با قطع شدگی دنباله‌های $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ بارندگی در سال ۱۳۶۵ تغییر ناگهانی کاملاً مشهود است و قبل این زمان نیز دنباله‌های آن چندین بار با یکدیگر تلاقی داشته‌اند که حاکی از تغییرات احتمالی است و نیز در پارامتر آبدهی نکته‌ای که مؤید تغییرات در کل دوره باشد دیده

نمی‌شود. در بهار با توجه به قطع شدگی دنباله‌های $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ آبدهی در سال ۱۳۵۳ و ۱۳۷۴ دو تغییر ناگهانی مشاهده می‌شود اما در بارندگی هیچ‌گونه تلاقی مهمی در دنباله‌های $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ آن قابل مشاهده نیست اما نمودار روند خطی هر دو پارامتر را افزایشی نشان می‌دهد که افزایش در بارندگی مشهودتر می‌باشد. در تابستان یک تلاقی همزمان در دنباله‌های $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ هر دو پارامتر در سال ۱۳۶۴ اتفاق افتاده که مبین یک تغییر ناگهانی مشابه از نظر زمانی می‌باشد اما در آبدهی با تلاقی دنباله‌های $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ آن در سال ۱۳۷۲ نیز یک تغییر ناگهانی دیگر در سری زمانی آن قابل ذکر می‌باشد.



شکل ۲. نمودار آماره $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ میانگین بارندگی و آبدهی ایستگاه خرگیل حوضه ناورود در فصول مختلف

در راستای تحلیل‌های انجام شده با تکنیک تحلیل طیفی، نتایج حاصل از شناسایی چرخه‌های اقلیمی بر روی داده‌های ماهانه، فصلی و سالانه نشان داد که چرخه‌های سینوسی کاملاً آشکار هستند (جداول ۳، ۴ و شکل ۳). در بارش ماهانه همسازهای ۱۹ - ۱۰، ۸ - ۵ و ۴ با چرخه‌های سینوسی ۲ - ۳.۸، ۴.۷ - ۷.۶ و ۱۰ ساله معنی‌دار است. بنابراین احتمال رخداد بارشی با دوره بازگشتی حدود ۲ - ۴، ۴ - ۸ و ۱۰ ساله وجود دارد. همسازهای ۱۰ - ۱۹ با چرخه‌های سینوسی معنی‌دار ۳.۸ - ۲ ساله بیشترین نقش را در بارش‌های ماهانه دارند. یعنی رویدادهای بارشی اغلب در فرکانس‌های بالا و دوره بازگشت کوتاه مدت دوره رخ می‌دهند. در چرخه‌های استخراج شده بارش بیشترین سهم واریانس را چرخه‌های سینوسی ۵ - ۲ ساله در بر می‌گیرد. بعد از آن، چرخه‌های سینوسی معنی‌دار ۱۰ ساله بیشترین تکرار و سهم واریانس چرخه‌های بارش ماهانه را بیان می‌نمایند. لازم به ذکر است در بارش ماه بهمن چرخه معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد اطمینان وجود ندارد. در دبی ماهانه، همسازهای ۱۹ تا ۱۱، ۸ تا ۵، ۴ تا ۳ و ۱ با چرخه‌های سینوسی معنی‌دار ۲ - ۳.۵، ۴.۷ - ۷.۶، ۱۰ - ۱۴.۲ و ۳۸ ساله قابل مشاهده است. چرخه‌های سینوسی معنی‌دار ۲ - ۴.۴ و ۲ - ۳۸ ساله بیشترین نقش را در دبی ماهانه دارند. همچنین بیشترین سهم واریانس دبی ماهانه را چرخه‌های ۵ - ۲ ساله تبیین می‌نماید. در دبی ماهانه، چرخه غیر سینوسی (روند) ۳۸ ساله آشکار گردید در حالی که در بارش ماهانه این چرخه مشاهده نمی‌شود. اما با توجه به شکل (۳) نتایج حاصله از تکنیک تحلیل طیفی بر سری‌های زمانی فصلی بارش و دبی نشان داده که در بارش پاییز، همساز ۵ و ۴ با چرخه‌های سینوسی ۷.۶ و ۱۰ ساله معنی‌دار است که بیشترین سهم واریانس معنی‌دار، مربوط به چرخه ۷.۶ ساله با دامنه و واریانس زیاد نسبت به سایر همسازها است. در مقابل، در سری زمانی دبی این فصل، همساز ۴ با چرخه سینوسی معنی‌دار ۱۰ ساله قابل مشاهده است و بیشترین سهم واریانس همسازها نیز مربوط به همساز ۴ می‌باشد. در سری زمانی بارش زمستان، همساز ۱۱ و ۲ (بسامد ۰.۲۸ و ۰.۵ با چرخه‌های سینوسی ۳.۵ و ۲۰ ساله) مشاهده می‌شود، نمودار دوره نگار این سری افت و خیزهای زیادی در همسازها نشان می‌دهد و همساز ۱۱ بیشترین سهم واریانس همسازها را تبیین می‌نماید. در نمودار دوره نگار دبی، همساز ۸ با واریانس و دامنه زیاد نسبت به سایر همسازها، بیشترین سهم واریانس همسازها را دارد که این همساز (با بسامد ۰.۲۱) با چرخه سینوسی ۴.۷ ساله معنی‌دار می‌باشد. بنابر این هر ۴-۵ سال، تکرار رویداد دبی زمستان را می‌توان انتظار داشت. در سری زمانی بارش بهار، همساز ۱۹ با چرخه سینوسی ۲ ساله با بیشترین سهم واریانس معنی‌دار است. در دبی

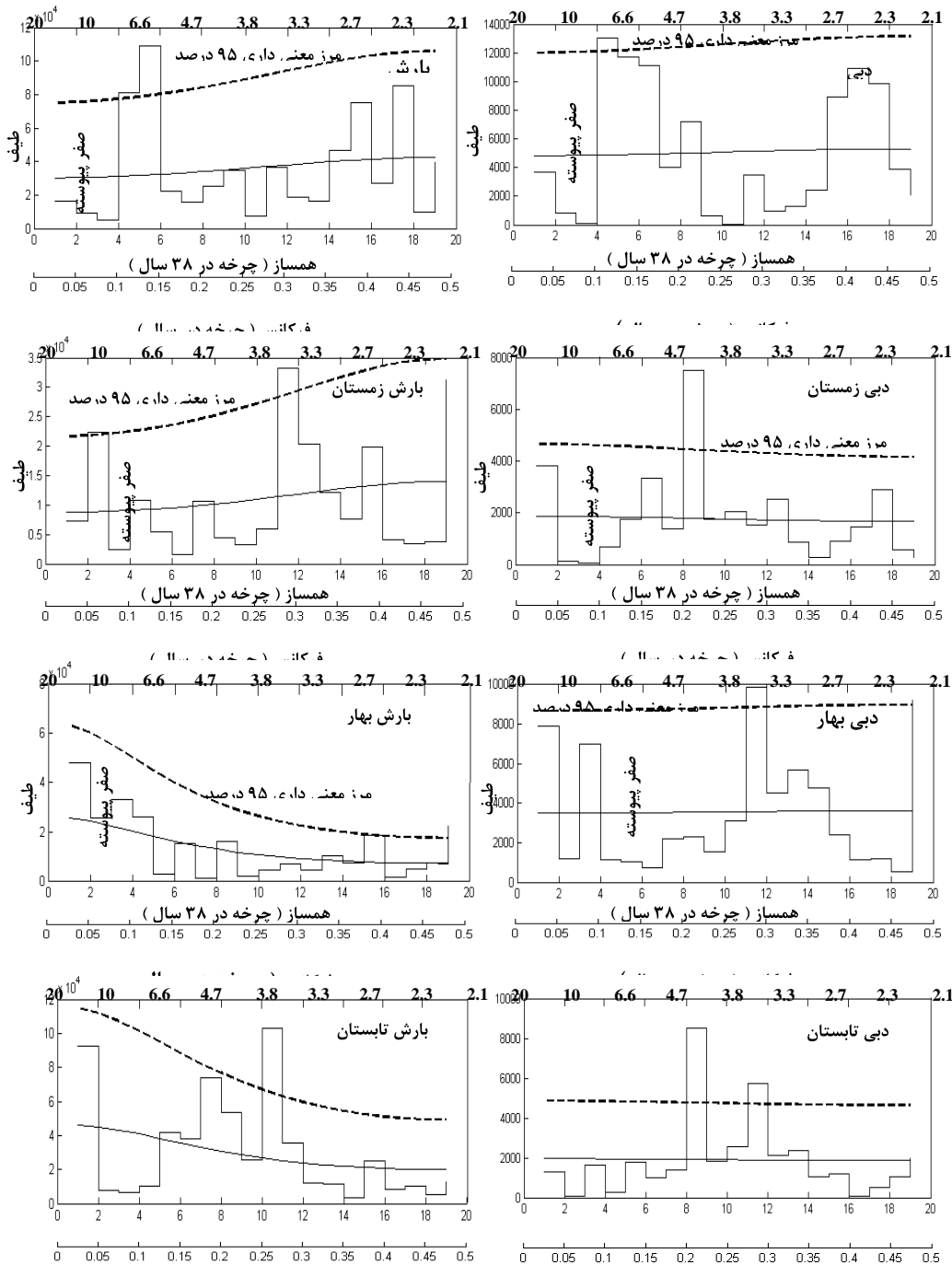
بهار، طیف متنوعی از همسازها از فرکانس‌های پایین تا فرکانس‌های بالا قابل مشاهده است. با این وجود همساز ۱۹ و ۱۱ (با بسامد ۰.۵ و ۰.۲۸) با چرخه‌های سینوسی ۲-۳.۵ ساله معنی‌دار است و بیشترین واریانس معنی‌دار در چرخه ۳.۵ قابل مشاهده است. بنابر این در رویدادهای بارشی و دبی بهار، تکرار ۲-۴ ساله هر رخدادی دور از انتظار نیست. در نمودار تابستان می‌توان همساز ۱۰ (با بسامد ۰.۲۶) با چرخه سینوسی معنی‌دار ۳.۸ ساله با بیشترین واریانس مربوط به همین چرخه را مشاهده نمود در حالی که در دبی متناظر آن همسازهای ۱۱ و ۸ (با بسامدهای ۰.۲۸ و ۰.۲۱) با چرخه‌های سینوسی ۳.۵ و ۴.۷ ساله معنی‌دار است. بیشترین واریانس مربوط به چرخه ۴.۷ ساله می‌باشد. با این وصف می‌توان اذعان نمود که در سری زمانی بارش و دبی تابستان، رویدادهای مربوطه هر ۳-۵ سال یک بار تکرار می‌شود. در مجموع، نتایج وجود چهار دوره منظم اما غیرسینوسی را در سری‌های زمانی بارش و دبی در طی دوره مورد مطالعه آشکار نمود که سه چرخه غیر سینوسی در دبی ماه‌های دی، بهمن و مرداد می‌توان انتظار داشت.

جدول ۳. نتایج تحلیل طیفی سری‌های زمانی ماهانه و فصلی بارش

ماه / فصل	همساز معنی‌دار بارش	بسامد معنی‌دار بارش	چرخه معنی‌دار بارش (ساله)	بیشترین سهم واریانس مربوط به چرخه (ساله)
مهر	۱۵	۰/۳۹	۲/۵	۲/۵
آبان	۵-۱۱	۰/۱۳-۰/۲۸	۳/۵-۷/۶	۳/۵
آذر	۴-۱۷	۰/۱۰-۰/۴۴	۱۰-۲/۲	۱۰
دی	۴-۱۰	۰/۱۰-۰/۲۶	۱۰-۳/۸	۱۰
بهمن	-	-	-	۳/۲
اسفند	۶-۷	۰/۱۵-۰/۱۸	۵/۵-۶/۶	۵/۵
فروردین	۱۵	۰/۳۹	۲/۵	۲۰
اردیبهشت	۴-۱۳-۱۹	۰/۱۰-۰/۳۴-۰/۵	۱۰-۲/۹-۲	۱۰
خرداد	۱۱	۰/۲۸	۳/۵	۳/۵
تیر	۸-۱۳	۰/۲۱-۰/۳۴	۴/۷-۲/۹	۴/۷
مرداد	۱۳	۰/۳۴	۲/۹	۲/۹
شهریور	۱۰-۱۱	۰/۲۶-۰/۲۸	۳/۸-۳/۵	۳/۸
پاییز	۴-۵	۰/۱۰-۰/۱۳	۱۰-۷/۶	۷/۶
زمستان	۲-۱۱	۰/۰۵-۰/۲۸	۲۰-۳/۵	۳/۵
بهار	۱۹	۰/۵	۲	۲
تابستان	۱۰	۰/۲۶	۳/۸	۳/۸

جدول ۴. نتایج تحلیل طیفی سری‌های زمانی ماهانه و فصلی دبی

ماه / فصل	همساز معنی‌دار دبی	بسامد معنی‌دار دبی	چرخه های معنی‌دار دبی (ساله)	بیش ترین سهم واریانس مربوط به چرخه (ساله)
مهر	۴	۰/۱۰	۱۰	۲
آبان	۵-۶-۱۶	۰/۱۳-۰/۱۵-۰/۴۲	۷/۶-۶/۶-۲/۳	۶/۶
آذر	۸	۰/۲۱	۴/۷	۱۰
دی	۱	۰/۰۲	۳۸	۳۸
بهمن	۱	۰/۰۲	۳۸	۳۸
اسفند	۸	۰/۲۱	۴/۷	۴/۷
فروردین	۵-۱۱	۰/۱۳-۰/۲۸	۷/۶-۳/۵	۷/۶
اردیبهشت	۳	۰/۰۷	۱۴/۲	۲/۹
خرداد	۳	۰/۰۷	۱۴/۲	۱۴/۲
تیر	۸-۱۱	۰/۲۱-۰/۲۸	۴/۷-۳/۵	۴/۷
مرداد	۱-۱۳	۰/۰۲-۰/۳۴	۳۸-۲/۹	۲/۹
شهریور	۸-۱۹	۰/۲۱-۰/۵	۴/۷-۲	۴/۷
پاییز	۴	۰/۱۰	۱۰	۱۰
زمستان	۸	۰/۲۱	۴/۷	۴/۷
بهار	۱۱-۱۹	۰/۲۸-۰/۵	۳/۵-۲	۳/۵
تابستان	۸-۱۱	۰/۲۱-۰/۲۸	۴/۷-۳/۵	۴/۷



شکل ۳. دوره نگار، طیف و مرز معنی داری سری‌های زمانی بارش و دبی فصول سال

۴. بحث و نتیجه گیری

در پژوهش حاضر تغییرات، روند و چرخه‌های رخ داده در ایستگاه خرچگیل حوضه ناورد مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده از آزمون کندال، اثبات نموده که در مقیاس فصلی بیشترین انطباق بین بارش و دبی در پاییز مشاهده شده اما در تابستان، دبی روند کاهشی و بارش روند افزایشی دارد. همچنین در زمستان و بهار در ابتدا و انتهای دوره منحنی‌های دبی و بارش نسبت به هم منطبق می‌گردند در حالی که در اواسط دوره از انطباق آنها کاسته می‌شود. در مقیاس ماهانه بررسی مولفه‌های دبی و بارش حاکی از تغییرات رخ داده در خارج از دامنه تعریف شده نمی‌باشد و نوسانات و روندهای کوتاه در داخل نوسانات بزرگ قابل مشاهده بوده‌اند فقط دنباله‌های دبی و بارش ماه شهریور از ابتدا تا انتهای دوره دارای روند معکوس نسبت به هم بوده به طوری که بارش افزایش و دبی کاهش می‌یابد و نیز یک تغییر ناگهانی با قطع شدگی مولفه‌های $U(t_i)$ و $U(t'_i)$ اثبات می‌شود. در این راستا، نتایج بدست آمده از تحقیق حاضر با تحقیقات کاموی و هالم (۲۰۰۵) روی زیر حوضه نیل و دیکسون و همکاران (۲۰۰۶) بر روی جریان رودخانه‌ای در غرب انگلیس مشابه بوده همچنین آنها باور دارند که تغییرات رواناب از بارندگی کاملاً پیروی می‌نماید اما میزان و شدت آن با توجه به شرایط فصلی، فیزیوگرافیکی، اقلیمی و پوشش گیاهی حوضه‌ها متفاوت می‌باشد. با استخراج و تحلیل چرخه‌ها با تکنیک تحلیل طیفی مشخص شد که چرخه‌ها در داده‌های ماهانه، فصلی بارش و دبی معنی‌دار بوده و آنها از چرخه‌های سینوسی متفاوت تبعیت می‌کنند به طوری که در مقیاس ماهانه چرخه ۳.۸ - ۲ ساله بیشترین نقش را در بارش نسبت به سایر چرخه‌های تعیین شده دارند. در دبی نیز چرخه‌های ۴.۴ - ۲ و ۳۸ - ۱۰ ساله دارای بیشترین تکرار نسبت به سایر چرخه‌ها می‌باشد. همچنین وجود چهار چرخه غیر

سینوسی (روند) برای دبی ماه‌های دی، بهمن و مرداد استخراج گردید. اما در مقیاس فصلی به ترتیب برای بارش پاییز چرخه‌های ۷.۶ و ۱۰، زمستان ۳.۵ و ۲۰، بهار ۲ و تابستان ۳.۸ ساله در مقابل چرخه‌های دبی به ترتیب فصول قید شده به میزان ۱۰، ۴ - ۵، ۲ - ۳.۵، ۳.۵ و ۴.۷ ساله با بیشترین واریانس استخراج گردید. در نهایت در اکثر مقیاس‌های زمانی (ماهانه، فصلی) وجود چرخه‌های متوالی سینوسی با توالی نامنظم به اثبات رسید. همچنین چرخه‌های مشابه توسط سایر محققان کشف شده است. برای مثال کانه و تیکسیرا (۱۹۹۰) دریافتند که چرخه‌های ۲-۳ ساله در بارندگی شمال شرق ایالات متحده امریکا وجود دارد و مادن و جونز (۲۰۰۱) به چرخه‌های ۵.۷ ساله در بارندگی ماه ژولای منطقه آماریلو دست یافته‌اند. به نظر می‌رسد چرخه‌های ایجاد شده در عناصر اقلیمی با تغییرات نوسانات جنوبی - ال نینو (انسو)، فعالیت‌های خورشیدی، تغییرات دو سالانه (QBO)^۱ الگوهای بزرگ مقیاس گردش عمومی جو، جریانات مداری ارتباط دارد. بنابراین آگاهی از ارتباط تغییرات موجود با تغییرات جهانی مذکور می‌تواند کمک بسزایی در پیش بینی آتی پارامترهای فوق داشته باشد.

۵. منابع

۱. جاوری، م (۱۳۸۲)، تغییرات دما و بارش در ایران، پایان نامه دکتری جغرافیا، دانشگاه تهران.
۲. رزمی، ر (۱۳۸۹)، تغییر رژیم بارندگی آذربایجان ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه زنجان، ۳۳ - ۲۳.
۳. روشنی، م (۱۳۸۲)، بررسی تغییرات اقلیمی سواحل جنوبی دریای خزر، پایان نامه کارشناسی ارشد جغرافیا، دانشگاه تهران، ۸۷ و ۱۰۸.
۴. غیور، ح و عساکره، ح (۱۳۸۴)، کاربرد مدل‌ها فوریه در برآورد دمای ماهانه و آینده نگری آن (مطالعه موردی: دمای مشهد)، فصل نامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۷، ۹۹-۸۴.

5. Agustin.G.J, Cruz.G.M, Antonio.S, Manuel.V.J, 2007, « Trends in block-seasonal extreme rainfall over the Iberian Peninsula in the second half of the twentieth century», *Journal of climate*, Vol 20, pp. 113-130.

6. Andreo. B, Jimenez. P, Duran. J.J, Carrasco. F, Vadillo. I, Mangin. A, 2006, «Climatic and hydrological variations during the last 117-166 years in the south of the Iberian Peninsula, from spectral and correlation analyses and continuous wavelet analyses», *Journal of Hydrology*, Vol 324, pp. 24-39.

7. Brunetti, M., Buffoni, L., Maugeri, M., Nanni, T., 2000, «Precipitation intensity trends in northern Italy», *International Journal of Climatology* Vol 20, pp. 1017-1031.

8. Buffoni, L., Maugeri, M., Nanni, T., 1999, «Precipitation in Italy from 1833 to 1996», *Theoretical and Applied Climatology*, Vol 63, pp. 33- 40.

9. Camuffo, D., 1984, «Analysis of the series of precipitation at padova, Italy», *Climatic changes*, Vol 6, pp.57-77.

10. Conway, D., Hulme, M., 2005, «Recent fluctuations in precipitation and runoff over the Nile sub-basins and their impact on main Nile discharge», *Journal of climate change*, Vol 25, pp. 127-151. DOI1007/BF01661202.

11. Dixon, H., Lawler, D. M., Shamseldin, A.Y, 2006, «Stream flow trends in western Britain», *Geophysical Research Letters*, Vol 33, pp. 1.

12. Domonkos, P., 2003, «Recent precipitation trend in Hungary in context of larger scale climatic changes», *Natural Hazards Journal*, Vol 29, pp. 255-271.

13. Hartmann. H. K, Lorenz. J, T., Becker. S., 2009, «Quasi-cycles in China precipitation time series and in their potential influencing factors», *Quaternary International*, 208, pp. 28-37.

14. Lana, M. D. Martq'nez, C. Serra, and A. Burguen, 2005, «Periodicities and irregularities of indices describing the daily pluviometric regime of the Fabra Observatory (NE Spain) for the years 1917-1999» *Theor. Appl. Climatol*, Vol 82, pp. 183-198.

15. Marengo, j., 1995, «Variations and change in south american streamflow», *Climatic Change Journal*, Vol 31, pp. 99 -117.
16. Modarres, R., 2007, « Rainfall trends in arid and semi-arid regions of Iran», *Journal of Arid Environments*, Vol 70, pp. 344-355.
17. Pandzic, K., Trninic, D., 2000, « Relationship between monthly precipitation, the sava river discharge and large-scale circulation», *Meteorological and Hydrological Service Gric 3. 10000 Zagreb. Croatia*, Vol 53, pp. 16-17.
18. Selvam. A. M, Joshi.R. R and Vijayakumar. R, 1994, «Signatures of a universal spectrum for atmospheric interannual variability in COADS temperature time series», *IITM Research Report* , Vol 060.
19. Torrence ad Webster, 1999, «Interdecadal changes in the enso-monsoon system», *J. Climatol*, Vol 12, pp. 2679-2690.
20. Yue, S., Hashino, M., 2003, « Long term trends of annual and monthly precipitation in Japan», *Journal of the American Water Resources Association*, Vol 39, pp. 587-596.
21. Yue, S., and Wang, C., 2002, «Regional streamflow trend detection with consideration of both temporal and spatial correlation». *International Journal of Climatology*, Vol 22, pp. 933 – 946.

This document was created with Win2PDF available at <http://www.daneprairie.com>.
The unregistered version of Win2PDF is for evaluation or non-commercial use only.