

کاربرد تحلیل موجک در شناسایی رفتار دوره‌ای خشکسالی‌های ایران

پیمان محمودی^۱ - استادیار گروه جغرافیای طبیعی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

حجت اله دانشمند - استادیار گروه فیزیک، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

تاریخ تصویب: ۱۳۹۶/۱۰/۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۹/۱۲

چکیده

هدف اصلی این پژوهش آشکارسازی رفتار دوره‌ای خشکسالی‌های ماهانه ایران است. برای رسیدن به این هدف ابتدا بارش روزانه ۴۱ ایستگاه همدید کشور برای یک دوره آماری ۳۱ ساله (۱۹۸۳-۲۰۱۳) از سازمان هواشناسی کشور دریافت گردید. سپس شاخص خشکسالی مؤثر (EDI) در مقیاس زمانی ماهانه محاسبه و رفتار دوره‌ای سری‌های زمانی شاخص خشکسالی مؤثر (EDI) ایستگاه‌ها با استفاده از تحلیل موجک مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق نشان داد که دوره‌های تناوبی موجود در سری‌های زمانی شاخص خشکسالی مؤثر (EDI) ایستگاه‌های مورد مطالعه در ایران بسیار متنوع بوده و از بازه‌های تناوبی ۲۸-۲۴ ماهه تا ۲۲۰-۲۱۰ ماهه را شامل می‌شود. علاوه بر این، در تعدادی از ایستگاه‌های مورد مطالعه، بازه‌های تناوبی غالب به چشم می‌خورد. از جمله بازه‌های تناوبی غالب می‌توان به دو بازه ۱۲۰-۱۰۸ ماهه و ۸۰-۶۰ ماهه اشاره کرد. ولی در مجموع در کل ایستگاه‌ها این بازه‌های تناوبی غالب مشاهده نمی‌شود. همچنین در اکثر ایستگاه‌ها بازه تناوبی در طول سری زمانی تغییر می‌کند. در تمام نواحی به جز ناحیه نیمه شمالی ایران مرکزی، پهنای نوار تناوبی در حال افزایش است. به عبارت دیگر نوار تناوبی به سمت بازشدگی است. در اوایل سری‌های زمانی، نوارهای تناوبی دارای پهنای کمتری بوده و دوره‌های کوتاه‌تری را شامل می‌شوند؛ اما با نزدیک شدن به اواخر سری‌های زمانی، پهنای نوارهای تناوبی بزرگتر شده و دوره‌های بلندتری را شامل می‌شوند. بنابراین در کل ایران می‌توان نتیجه گرفت که بازه‌های تناوبی با شیب خیلی ملایمی به سمت دوره‌های بلندمدت متمایل می‌شود.

کلیدواژه‌ها: خشکسالی، تبدیل موجک، بسامد، بازه تناوب.

۱- مقدمه

کشور پهناور ایران با بارشی در حدود یک سوم بارش جهانی در یکی از مناطق خشک و نیمه خشک جهان قرار گرفته است و خشکی جزء فطرت و صفت اصلی اقلیم آن به شمار می‌آید. در سال‌های اخیر بنا به عللی که غالباً مربوط به تغییرات جهانی اقلیم هستند، ناهنجاری‌های بارش در نواحی مختلف کشور فزونی یافته است و نوسان‌های شدید مکانی و زمانی خشکسالی، خسارات هنگفتی را بر اقتصاد کشور به ویژه در طی دهه‌های اخیر تحمیل کرده است. کاهش عملکرد مراتع، کاهش تولید محصولات زراعی به ویژه دیم، کاهش منابع آب کشاورزی و شرب، کاهش منابع آب سطحی و زیرزمینی، طغیان آفات و بیماری‌های گیاهی و دامی، افزایش مهاجرت و در نهایت اثرات سوء زیست محیطی، اقتصادی و اجتماعی از جمله آثار منفی خشکسالی‌ها هستند که توسعه پایدار کشور را مورد تهدید قرار داده است.

تغییرپذیری پدیده‌های اقلیمی در بازه‌های زمانی سه‌گانه و به شکل روند، نوسان و افت و خیز خود را نشان می‌دهند. روند، رفتار بلند مدت سری زمانی و افت و خیز، رفتارهای یکتا و تکرار نشدنی را بیان می‌کنند. اما جنبه متمایز کننده نوسان در الگوی تکراری آن است. در این حالت سیستم اقلیمی پس از مدت زمانی، پیکربندی "شبه" به الگوی قبلی را با کمی تفاوت به خود می‌گیرد. بسیاری از نوسان‌های اقلیمی در یک دوره ثابت، مثلاً یک سال یا کمتر به صورت دوره‌های ماهانه یا فصلی مشخص می‌شوند. این نوع چرخه‌ها را چرخه‌ها یا دوره‌های آشکار می‌نامند. بسیاری از چرخه‌های دیگر اقلیمی به صورت آنی به منحصه ظهور نرسیده، بلکه به تدریج در طول زمان بروز کرده‌اند. این نوع چرخه‌ها را چرخه‌های نهان می‌نامند.

تاکنون روش‌های آماری و غیر آماری متعددی توسط محققین مختلف جهت شناخت رفتار دوره‌ای متغیرهای اقلیمی در قالب مقیاس‌های زمانی مختلف استفاده شده‌اند. یکی از این روش‌ها که اخیراً بسیار مورد توجه محققین علوم جوی و منابع آب قرار گرفته است، تحلیل موجک است. استفاده از تحلیل موجک در بررسی‌های اقلیمی و آب و هوایی سابقه کوتاهی دارد. اولین کاربرد این روش در هواشناسی را Gamage & Blumen (1993) عملی ساختند. کاربرد این روش در تحلیل سری زمانی نوسانات جنوبی ال نینو / نوسان جنوبی و محاسبه سطوح اطمینان در تحلیل موجک توسط Torrence & Compo (1998) بطور کامل تشریح و مورد استفاده قرار گرفته است. از این تحلیل برای توصیف جریان آب رودخانه (Smith et al., 1998)، رابطه بین شاخص نوسان جنوبی و مونسون تابستانه هندوستان (Kulkarni, 2000)، برای یافتن رابطه بین نوسان اطلس شمالی و تغییرات سطح آب دریا (Yan et al., 2004) و برای بیان ویژگی‌های سالانه و دهه‌ای بارش (Xingang et al., 2003; Penalba & Vargas, 2004; Toshie) همچنین Kayano & Sansigolo (2009) برای بررسی تغییرپذیری زمانی بارش و رواناب در جنوب ولز و اثر شاخص نوسان جنوبی بر روی آنها از تبدیل موجک پیوسته استفاده کرد. مطالعه این

محقق نشان داد که یک رابطه قوی آماری بین شاخص نوسان جنوبی و بارش با یک بسامد غالب ۲۷ ماه وجود دارد. Labat و همکاران (2000) رابطه بین رواناب و بارش را در چشمه‌های کارستی کشور فرانسه با استفاده از تحلیل موجک و تحلیل چند طیفی مورد بررسی قرار دادند. Drago & Boxall (2002) رابطه بین تغییر پذیری تراز سطح آب دریا با برخی متغیرهای هواشناسی را با استفاده از تبدیل موجک گسسته مورد مطالعه قرار دادند و در نهایت Chao Kuo و همکاران (2010) تغییر پذیری پیوند از دور و قابلیت پیش‌بینی بارش را در تایوان با کمک این روش بررسی کردند.

در ایران نیز از تحلیل موجک در شناسایی رفتار دوره‌ای متغیرهای اقلیمی استفاده شده است. تقوی و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از این روش تغییرپذیری بارش ماهانه چهار ایستگاه همدید کرمانشاه، سنندج، همدان و خرم‌آباد را در غرب ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج کار این محققین نشان داد که در همه ایستگاه‌ها یک دوره بازگشت سالانه با سطح اطمینان بیش از ۹۰ درصد وجود دارد. جهانبخش و همکاران (۱۳۹۰) شاخص دو قطبی دمایی اقیانوس هند (IOD) و تغییرپذیری بارش‌های فصلی جنوب ایران را با استفاده از تحلیل موجک مورد مطالعه قرار دادند. جهانبخش و عدالت دوست (۱۳۸۷) با استفاده از روش آنالیز موجک، نقش لکه‌های خورشیدی بر تغییرات بارندگی‌های سالانه ایران را مورد توجه خود قرار دادند. خسروی و میردیلیمی (۱۳۹۲) نیز اثر لکه‌های خورشیدی بر بارش را در یک مقیاس کوچکتر و به وسعت استان گلستان مورد مطالعه قرار دادند و در نهایت به همان نتایجی رسیدند که جهانبخش و عدالت دوست (۱۳۸۷) برای کل ایران رسیده بودند. از تحلیل موجک در تحلیل همبستگی بسامدی رطوبت نسبی بابلسر، تهران و شاهرود (عراقی و همکاران، ۱۳۹۳) و پیش‌بینی خشکسالی‌های ایستگاه هواشناسی تبریز (حسن زاده و همکاران، ۱۳۹۱) نیز استفاده شده است.

لذا با بررسی و مطالعه‌ای که بر روی منابع موجود در ادبیات اقلیم‌شناسی و هواشناسی جهان و ایران انجام شد و به برخی از آنها نیز در بالا اشاره شده است مشاهده گردید که در بیشتر مطالعات داخلی در استفاده از تحلیل موجک همواره کاستی‌هایی وجود داشته است که کمتر به آنها توجه شده است. یکی از این کاستی‌ها مشخص نبودن روش تحلیل موجک استفاده شده در این مطالعات بوده است که تنها با اتکا به برخی کلی‌گویی‌های از بیان آن صرف نظر شده است. مورد دوم عدم توجه به این نکته بوده است که تحلیل موجک دوره‌های تناوبی را برآورد نمی‌کند بلکه تحلیل موجک بازه‌های تناوبی را برآورد می‌کند. در حالی که در تمامی مطالعات داخلی از این روش برای شناسایی دوره‌های تناوبی استفاده شده است. در نهایت سومین نکته اساسی و مهم در تحلیل موجک آن است که وقتی یک بازه تناوبی مشخص شد ممکن است این بازه تناوبی در طول دوره وجود نداشته باشد و صرفاً به دوره زمانی خاصی مربوط باشد؛ در حالی که در مطالعات انجام شده قبلی به این موضوع یعنی پایداری زمانی بازه‌های تناوبی توجه نشده و دوره تناوبی برای طول دوره سری زمانی در نظر گرفته شده است.

بعد از تشکیل بانک اطلاعاتی مورد نیاز، برای شناسایی فراوانی درجات مختلف خشکسالی‌ها از شاخص خشکسالی مؤثر^۱ (EDI) استفاده شد. Byun & Wilhite در سال ۱۹۹۹ این شاخص را جهت آشکارسازی خشکسالی‌ها و زمان شروع، خاتمه و تنش تجمعی آن توسعه داده‌اند. بطور معمول این شاخص، بر خلاف دیگر شاخص‌های خشکسالی، با گام زمانی روزانه محاسبه می‌شود (Roudier & Mahe, 2010). هر چند که اصول آن می‌تواند به داده‌های بارش ماهانه نیز تعمیم داده شود (Morid et al., 2007; Pandey et al., 2008). طبقه بندی شاخص خشکسالی مؤثر در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱. طبقه بندی شاخص خشکسالی مؤثر

وضعیت	نمایه بارش مؤثر
فوق‌العاده مرطوب	بزرگ‌تر یا مساوی از ۲/۵
خیلی مرطوب	بزرگ‌تر یا مساوی از ۱/۵
کمی مرطوب	بزرگ‌تر یا مساوی از ۰/۷
نرمال	کوچک‌تر از ۰/۷ و بزرگتر از -۰/۷
خشکسالی ملایم	کوچک‌تر یا مساوی -۰/۷
خشکسالی شدید	کوچک‌تر یا مساوی -۱/۵
خشکسالی بسیار شدید	کوچک‌تر یا مساوی -۲/۵

جهت اطلاع از روش محاسبه شاخص خشکسالی مؤثر می‌توان به منابع (اختری و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۴۵-۱۳۵؛ کالاماراس و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۳۳-۱۲۶) مراجعه نمود.

۲-۱- تبدیل موجک

برای تحلیل طیفی یک سری زمانی از تبدیلات متنوعی می‌توان سود برد. تبدیل موجک یک تبدیل با آشکارسازی قابل تغییر از حوزه زمان به حوزه زمان-بسامد است. با این تبدیل می‌توان اطلاعات بسامدی و زمانی یک سری زمانی را بطور همزمان در اختیار داشت. طبق اصل عدم قطعیت هایزنبرگ (principle Uncertainty) نمی‌توان توصیف زمان-بسامد یک سری را به طور دقیق داشت. به بیان ساده بکارگیری تبدیل موجک نشان می‌دهد که یک بازه بسامدی غالب در کدام دوره زمانی از سری وجود دارد. در محاسبه تبدیل موجک یک سری، از توابع پایه استفاده می‌شود که معمولاً توابع نمایی مختلط هستند. بر این اساس رابطه تبدیل موجک پیوسته را می‌توان به صورت ضرب داخلی سری زمانی و یک تابع پایه به فرم زیر نوشت:

$$CWT_x^\psi(\tau, s) = \Psi_x^\psi(\tau, s) = \frac{1}{\sqrt{|s|}} \int x(t) \psi^* \left(\frac{t-\tau}{s} \right) dt = \langle x(t), \psi_{\tau, s}(t) \rangle \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن:

$$\psi_{\tau, s}(t) = \frac{1}{\sqrt{|s|}} \psi \left(\frac{t-\tau}{s} \right) \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن τ و s به ترتیب پارامترهای انتقال (Transition) و مقیاس (Scaling) می‌باشند. انتقال، اطلاعات زمانی تبدیل را در بر دارد و پارامتر مقیاس عکس بسامد است. تابع نشان داده شده در رابطه (۲)، تابع موجک مادر نامیده می‌شود. تمامی نسخه‌های انتقال یافته و مقیاس شده، همگی از روی یک تابع اولیه بدست می‌آیند که موجک مادر نامیده می‌شود. در تبدیل موجک مقیاس‌های بزرگ متناظر با آشکارسازی بسامدهای پایین و مقیاس‌های کوچک متناظر با آشکارسازی بسامدهای بالا است. با توجه به رابطه (۱) که به صورت ضرب داخلی بیان شده است، می‌توان این گونه برداشت کرد که تبدیل موجک در حقیقت اندازه‌گیری شباهت بین سری زمانی و توابع پایه (موجک) است. به بیان دیگر، ضرایب تبدیل موجک بیانگر میزان نزدیکی سری زمانی به موجک در مقیاس مورد نظر است. در این پژوهش از نسخه گسسته شده تبدیل موجک با برنامه نویسی در نرم‌افزار متلب استفاده شده است. بعد از انجام تبدیل موجک می‌توان بازه‌های بسامدی غالب در سری زمانی را شناسایی کرد. سپس با استفاده از روش‌های متفاوت، می‌توان معناداری طیف توان این بازه‌های بسامدی را مورد آزمون قرار داد. در این پژوهش از تبدیل موجک مادر مورلت (Morlet) استفاده شده است. مورلت مادر حاصل ضرب یک موج نمایی مختلط و یک بسته گوسی است که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\Psi_0(t) = \pi^{-\frac{1}{4}} e^{i\omega_0 t} e^{-\frac{t^2}{2}} \quad \text{رابطه (۳)}$$

این تابع موجک پایه است. برای تغییر اندازه موجک بر حسب زمان، از موجک مقیاس استفاده می‌کنیم. موجک مقیاس به صورت زیر تعریف شده است:

$$\psi \left[\frac{(t-t')\delta\tau}{s} \right] = \left(\frac{\delta\tau}{s} \right)^{\frac{1}{2}} \psi_0 \left[\frac{(t-t')\delta\tau}{s} \right] \quad \text{رابطه (۴)}$$

که s پارامتر مقیاس و $\delta\tau$ پارامتر انتقال است. تبدیل موجک $W_t(s)$ یک ضرب داخلی از تابع موجک با سری زمانی است. این تبدیل با رابطه زیر داده می‌شود:

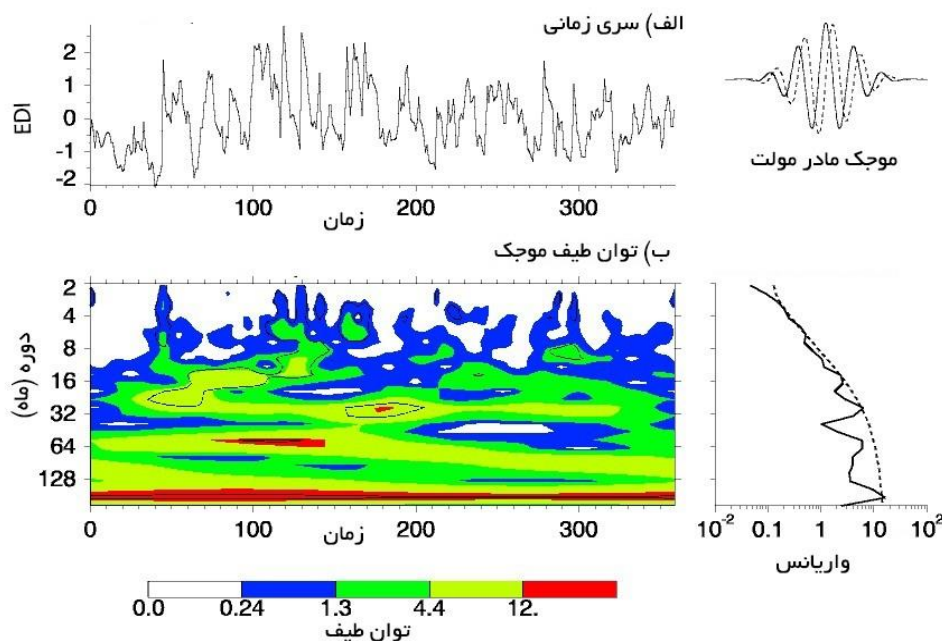
$$W_t(s) = \sum_t^{N-1} x_t \psi^* \left[\frac{(t'-t)\delta\tau}{s} \right] \quad \text{رابطه (۵)}$$

که x_t مقادیر سری زمانی را نشان می‌دهد. علامت ستاره معرف تابع مزدوج مختلط است. در تحلیل موجک از منبع مرتینز ((۳۸۰) استفاده شده است. همچنین در مطالعات اقلیمی، طیف پس زمینه مناسب طیف سرخ است (Thomson, 2004 & Emery). این پس زمینه نشان می‌دهد که بیشتر محتوای بسامدی در بسامدهای پایین یا

دوره‌های بازگشت طولانی‌تر قرار دارد. در انتخاب طیف پس زمینه و تعیین سطوح اطمینان از روش تورنسی و کمپو و نرم‌افزار مربوطه (۱۹۹۸: ۷۸-۶۱) استفاده گردید.

۳- نتایج و بحث

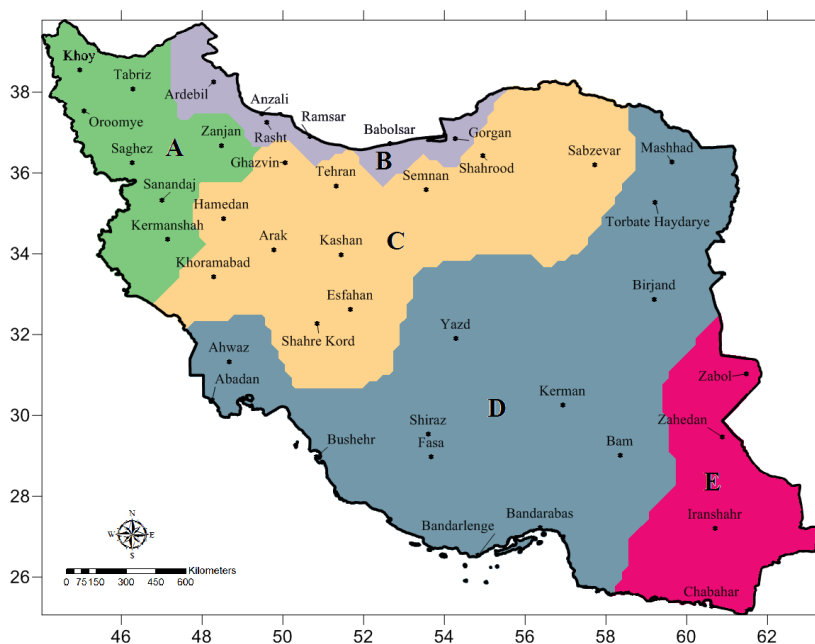
در این پژوهش جهت شناسایی دوره‌های غالب موجود در سری‌های زمانی شاخص خشکسالی مؤثر از تحلیل موجک استفاده شد. بسامد بر حسب دور بر یک ماه یا دوره تناوب بر مبنای ماه سنجیده شده است. با استفاده از تحلیل موجک، بازه‌های بسامدی هر دوره زمانی شناسایی گردیدند. به طوریکه توان طیف بازه‌های بسامدی که در سطح ۹۰ درصد معناداری قرار داشته‌اند و بالاترین میزان واریانس را تبیین می‌کردند استخراج و مورد تحلیل قرار گرفته‌اند. شکل (۲) نتیجه اعمال تبدیل موجک بر سری زمانی شاخص خشکسالی مؤثر ایستگاه اردبیل را نشان می‌دهد.



شکل ۲. نتیجه اعمال تبدیل موجک بر سری زمانی شاخص خشکسالی مؤثر (EDI) ایستگاه اردبیل

قسمت ب در شکل (۲) نشان می‌دهد که سه نوار تناوبی با بالاترین توان وجود دارند. خطوط پربند مشکی نشان می‌دهد که این سه نوار معنادار هستند. این سه نوار به عنوان سه مؤلفه اول در جداول هر ناحیه آورده شده است. نمودار واریانس نیز نشان می‌دهد که این سه نوار در سطح ۹۰ درصد معناداری، واریانس را تبیین می‌کنند. در تحلیل، این سه نوار تناوبی مورد استفاده قرار گرفته است. همانطور که شکل (۲) نشان می‌دهد خطوط پربند دیگری نیز وجود دارند که دارای توان کمتری هستند و یا در سطح مورد نظر واریانس را تبیین نمی‌کنند. محور افقی زمان بر

حسب سال نوشته نشده است. اعداد معرف شماره داده هستند. این فرم از فشردگی بیش از حد شکل در راستای افقی جلوگیری کرده و وضوح بیشتری به شکل می‌دهد. جهت ارائه نتایج نهایی پژوهش از ناحیه‌بندی خشکسالی - های ایران که توسط نوشیروانی در سال ۱۳۹۳ ارائه شده است استفاده گردید. این ناحیه‌بندی برای همین تعداد ایستگاه و برای همین دوره زمانی مورد مطالعه، انجام شده است. نوشیروانی ابتدا شاخص خشکسالی مؤثر در مقیاس روزانه را محاسبه و سپس با استفاده از تحلیل خوشه‌ای اقدام به ناحیه‌بندی خشکسالی‌های ایران نمود. نتایج حاصل از این مطالعه که در قالب یک نقشه ارائه شده است نشان می‌دهد که ایران را می‌توان بر اساس رفتار یکسان زمانی - مکانی خشکسالی‌ها به پنج ناحیه تقسیم‌بندی نمود (شکل ۳). در این پژوهش عناوین زیر برای این نواحی انتخاب شدند: ناحیه A: ناحیه شمال غرب، ناحیه B: ناحیه کرانه جنوبی دریای خزر، ناحیه C: ناحیه نیمه شمالی ایران مرکزی، ناحیه D: ناحیه نیمه جنوبی ایران مرکزی و ناحیه E: ناحیه جنوب شرقی.



شکل ۳. ناحیه بندی ایران بر اساس شاخص خشکسالی مؤثر (نوشیروانی، ۱۳۹۳)

۳-۱- ناحیه شمال غرب

نتایج تحلیل موجک نشان داد که در این ناحیه فقط در یک ایستگاه بازه بسامدی غالب در کل دوره زمانی یا طول سری زمانی وجود دارد. در ایستگاه ارومیه در سطح ۹۰ درصد معناداری با یک بازه تناوبی ۱۳۲-۲۰۰ ماهه با مرکزیت تقریبی ۱۶۸ ماهه روبرو هستیم که در کل دوره آماری وجود دارد. توان طیف این بازه بالا است. در این ایستگاه یک دوره ۹۰-۱۰۰ ماهه نیز وجود دارد که در بازه زمانی ۱۹۸۴-۲۰۰۵ خود را نشان می‌دهد. تبدیل موجک

همچنین نشان داد که ممکن است بازه بسامدی یا بازه تناوبی در طول دوره آماری تغییر کند. در ایستگاه خوی در دو دوره زمانی، رفتار دوره‌ای مشاهده می‌شود. یک بازه تناوبی ۱۶-۲۸ ماهه در فاصله زمانی اوایل سال ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۰ وجود دارد. این بازه تناوبی دارای توان بالایی است. نوسانات در این دوره زمانی به مرکزیت یک دوره ۲۲ ماهه انجام گرفته است. این بازه بسامدی در طول دوره آماری و برای سال‌های بعد تغییر کرده و در بازه زمانی ۲۰۱۳-۲۰۱۲ به یک بازه تناوبی ۱۸-۱۴ ماهه منجر شده است. مرکزیت این دوره تناوبی را می‌توان یک دوره ۱۶ ماهه در نظر گرفت. در دو ایستگاه تبریز و سنندج دو دوره تناوبی و در ایستگاه‌های سقز، زنجان و کرمانشاه یک دوره تناوبی وجود دارد. در این ناحیه هیچ ایستگاهی دارای سه دوره تناوبی معنادار نیست. در این ناحیه بازه تناوبی غالبی وجود ندارد و بازه‌های تناوبی رفتار مشابهی را نشان نمی‌دهند. مقایسه فراوانی نوارهای تناوبی نشان می‌دهد که در دو دهه اول، در این ناحیه دوره‌های کوتاه مدت و میان مدت غالب‌اند. اما در دهه سوم این بازه‌های تناوبی تغییر کرده و به دوره‌های بلند مدت نزدیک می‌شوند. بنابراین روند پهن‌شدگی بازه تناوبی در این ناحیه مشاهده می‌شود. جدول (۲) دوره‌های تناوبی این ناحیه را نشان می‌دهد.

جدول ۲. دوره‌های تناوبی ناحیه شمال غرب ایران

نام ایستگاه	بازه اول	بازه دوم
ارومیه	۹۰-۱۰۰	۱۳۲-۲۰۰
	۱۹۸۸-۱۹۹۸	۱۹۸۳-۲۰۱۳
خوی	۱۶-۲۸	۱۴-۱۸
	۱۹۸۵-۱۹۹۰	۲۰۱۲-۲۰۱۳
تبریز	۱۶-۲۴	۶۴-۱۲۸
	۱۹۸۳-۱۹۹۰	۱۹۸۴-۲۰۰۲
سنندج	۹۵-۱۴۰	۱۰۰-۱۱۰
	۱۹۸۳-۲۰۰۴	۲۰۱۰-۲۰۱۳
سقز	۱۰۰-۱۳۰	----
	۱۹۸۴-۲۰۰۵	----
زنجان	۹۶-۱۳۰	----
	۱۹۸۴-۲۰۰۷	----
کرمانشاه	۶۴-۱۲۸	----
	۱۹۸۳-۲۰۰۵	----

۳-۲- ناحیه کرانه جنوبی دریای خزر

رفتار ایستگاه‌ها در این ناحیه یکنواخت‌تر است. در ایستگاه اردبیل با یک بازه تناوبی که در طول سری زمانی پایدار است روبرو هستیم. این باند تناوبی شامل یک دوره ۲۲۰-۱۶۰ ماهه است که در سطح ۹۰ درصد معناداری، واریانس را تبیین می‌کند. در ایستگاه اردبیل دو باند تناوبی دیگر هم وجود دارد. اولین بازه یک دوره تناوبی ۶۰-۵۰ ماهه است که در طول زمانی سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۸۹ خود را نشان می‌دهد. این بازه تناوبی به آرامی تغییر کرده و در یک دوره دو ساله به بازه تناوبی ۲۸-۲۴ ماهه تبدیل می‌شود. این بازه تناوبی در طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۹۷ بر سری زمانی حاکم است. همچنین ایستگاه اردبیل دارای یک دوره تقریباً دو ساله است. در این ایستگاه دوره‌های کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت مشاهده می‌شود. در این ناحیه سه ایستگاه اردبیل، بابلسر و گرگان دارای سه دوره تناوبی هستند. بیشترین همخوانی در بین دو ایستگاه بابلسر و گرگان مشاهده می‌شود. دوره غالبی در این ناحیه مشاهده نمی‌شود و با قطعیت کمتری می‌توان گفت که روند حاکمیت دوره‌های بلند مدت وجود دارد. دوره‌های میان مدت نیز در این ناحیه وجود دارند. در طول سری زمانی وقتی از سال ۱۹۸۳ به ۲۰۱۳ نزدیک می‌شویم، تغییرپذیری خاصی در دوره‌های تناوبی مشاهده نمی‌شود. جدول (۳) سه بازه تناوبی و دوره زمانی مربوط را نشان می‌دهد.

جدول ۳. دوره‌های تناوبی ناحیه کرانه‌های جنوبی دریای خزر

نام ایستگاه	بازه اول	بازه دوم	بازه سوم
اردبیل	۵۰-۶۰	۲۴-۲۸	۱۶۰-۲۲۰
	۱۹۸۹-۱۹۹۵	۱۹۹۷-۱۹۹۹	۱۹۸۳-۲۰۱۳
انزلی	۶۰-۸۰	۶۰-۷۰	----
	۱۹۸۳-۱۹۸۷	۲۰۰۶-۲۰۱۳	----
رشت	۱۱۰-۱۳۰	----	----
	۱۹۸۷-۲۰۱۰	----	----
رامسر	۵۰-۸۰	----	----
	۲۰۰۰-۲۰۰۸	----	----
بابلسر	۶۴-۱۱۰	۲۴-۴۰	۲۰-۴۰
	۱۹۹۵-۲۰۰۸	۱۹۹۷-۲۰۰۱	۲۰۰۶-۲۰۱۳
گرگان	۶۴-۸۰	۶۴-۱۲۸	۲۴-۳۶
	۱۹۸۳-۱۹۸۸	۲۰۰۰-۲۰۱۳	۲۰۰۹-۲۰۱۲

۳-۳- ناحیه جنوب شرقی

نتایج تحلیل موجک نشان داد که در این ناحیه همگنی بیشتری در رفتار تناوبی ایستگاه‌ها وجود دارد. در سه ایستگاه فقط با یک دوره تناوبی روبرو هستیم. ایستگاه چابهار دارای دو دوره تناوبی است؛ بنابراین تحلیل موجک تغییرپذیری دوره تناوبی را فقط در ایستگاه چابهار نشان می‌دهد. این تغییرپذیری از دوره میان مدت به بلند مدت است. دو ایستگاه زاهدان و ایرانشهر دارای دوره غالب در کل دوره زمانی مورد مطالعه هستند. برای ایستگاه زاهدان این بازه تناوبی یک باند ۲۱۶-۱۷۰ ماهه است که در سطح ۹۰ درصد معناداری می‌باشد. در ایستگاه ایرانشهر این بازه تناوبی ۲۲۰-۱۷۰ ماهه است؛ بنابراین این دو ایستگاه رفتار کاملاً یکسانی را دارند. ایستگاه زابل دارای دوره ۲/۵ ساله است. در ایستگاه چابهار دوره میان مدت و بلند مدت مشاهده می‌شود و در دو ایستگاه دیگر با یک دوره بلند مدت روبرو هستیم (جدول ۴).

جدول ۴. دوره‌های تناوبی ناحیه جنوب شرقی

نام ایستگاه	بازه اول	بازه دوم
زاهدان	۱۷۰-۲۱۶	-----
	۱۹۸۳-۲۰۱۳	-----
ایرانشهر	۱۷۰-۲۲۰	-----
	۱۹۸۳-۲۰۱۳	-----
زابل	۲۰-۳۲	-----
	۲۰۰۱-۲۰۰۶	-----
چابهار	۶۴-۷۰	۱۰۵-۱۵۰
	۱۹۹۵-۱۹۹۹	۱۹۹۰-۲۰۱۲

۳-۴- ناحیه نیمه جنوبی ایران مرکزی

در این ناحیه فقط ایستگاه بندرلنگه دارای یک بازه تناوبی ۲۱۰-۱۳۲ ماهه معنادار است. این دوره تناوبی در طول سری زمانی وجود دارد. بیشترین تعداد بازه تناوبی معنادار متعلق به ایستگاه یزد است. این ایستگاه دارای بازه‌های تناوبی کوتاه مدت است. در این ایستگاه عملاً نوارهای تناوبی تغییر نمی‌کنند و پهن‌شدگی با بازشدگی در دوره تناوب به چشم نمی‌خورد. مقایسه بازه‌های تناوبی نشان می‌دهد که در ناحیه نیمه‌جنوبی ایران مرکزی بازه تناوبی از ۳-۲/۵ سال تا بازه ۱۷/۵-۱۳ سال را شامل می‌شود. در این ناحیه یک بازه تناوبی ۸۰-۵۴ ماهه در ایستگاه‌های اهواز، آبادان، بم، تربت‌حیدریه و مشهد مشاهده می‌شود؛ اما بازه زمانی این دوره در ایستگاه‌های یادشده متفاوت است. در ایستگاه بوشهر دوره تناوبی معنادار مشاهده نشد. رفتار ایستگاه یزد و بندر لنگه با سایر ایستگاه‌های این

ناحیه متفاوت است. ایستگاه بندرلنگه بزرگترین بازه تناوبی را دارد. همچنین در این ایستگاه یک دوره تقریباً ۲/۵ ساله مشاهده می‌شود. ایستگاه یزد دارای یک بازه تناوبی ۵-۴/۵ ساله است که به عنوان مؤلفه چهارم در بازه زمانی ۲۰۱۳-۲۰۱۱ روی داده است. مؤلفه چهارم فقط در ایستگاه یزد وجود دارد؛ مانند سه ناحیه قبلی، در این ناحیه نیز رفتار تناوبی سالیانه مشاهده نمی‌شود. اما به طور کلی می‌توان چنین برداشت کرد که روندی در بازشدگی دوره تناوبی وجود دارد و در اواخر طول دوره آماری، نوارهای تناوبی به دوره‌های بزرگ نزدیک می‌شود. جدول (۵) دوره‌های تناوبی و بازه زمانی هر ایستگاه را نشان می‌دهد.

جدول ۵. دوره‌های تناوبی ناحیه جنوبی ایران مرکزی

نام ایستگاه	بازه اول	بازه دوم	بازه سوم	بازه چهارم
آبادان	۸۰-۵۴	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۸-۱۹۹۲	-----	-----	بازه زمانی (سال)
اهواز	۸۰-۵۴	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۸-۲۰۰۱	-----	-----	بازه زمانی (سال)
بوشهر	-----	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	-----	-----	-----	بازه زمانی (سال)
شیراز	۹۶-۱۴۰	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۶-۲۰۱۲	-----	-----	بازه زمانی (سال)
فسا	۹۶-۱۴۰	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۰-۲۰۰۸	-----	-----	بازه زمانی (سال)
بندرلنگه	۲۸-۳۶	۱۳۲-۲۱۰	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۱-۱۹۹۷	۱۹۸۳-۲۰۱۳	-----	بازه زمانی (سال)
بندرعباس	۳۷-۷۰	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۱-۱۹۹۷	-----	-----	بازه زمانی (سال)
بم	۵۴-۸۰	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۶-۱۹۹۶	-----	-----	بازه زمانی (سال)
کرمان	۱۱۳-۱۴۰	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۵-۲۰۰۶	-----	-----	بازه زمانی (سال)
تربت حیدریه	۵۴-۸۰	۲۵-۴۲	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۰-۲۰۰۴	۲۰۰۶-۲۰۱۲	-----	بازه زمانی (سال)
مشهد	۵۴-۸۰	-----	-----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۶-۲۰۰۲	-----	-----	بازه زمانی (سال)

ادامه جدول ۵

نام ایستگاه	بازه اول	بازه دوم	بازه سوم	بازه چهارم	
بیرجند	۲۴-۴۸	۱۸-۲۸	۳۲-۵۰	----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۳-۱۹۸۷	۲۰۰۳-۲۰۰۹	۲۰۰۶-۲۰۱۳	----	بازه زمانی (سال)
یزد	۳/۵-۴	۲-۲/۵	۲-۴	----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۳-۱۹۸۷	۱۹۸۴-۱۹۸۸	۱۹۹۰-۲۰۰۰	----	بازه زمانی (سال)

۳-۵- ناحیه نیمه شمالی ایران مرکزی

در این ناحیه سه ایستگاه دارای بازه بسامدی غالب در کل دوره زمانی مورد مطالعه هستند. همچنین بجز ایستگاه کاشان، در سایر ایستگاه‌ها حداقل دو دوره تناوبی معنادار وجود دارد. ایستگاه‌های شاهرود، شهرکرد و خرم‌آباد دارای بازه تناوبی معنی‌دار در طول سری هستند. در دو ایستگاه شهرکرد و خرم‌آباد بازه تناوبی کاملاً یکسان است. این بازه یک دوره تناوبی ۲۲۰-۲۰۲ ماهه است. در ایستگاه شاهرود این بازه، یک دوره ۲۲۰-۲۰۸ ماهه است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که این سه ایستگاه دارای بازه یکسانی در محدوده ۲۲۰-۲۱۰ ماهه‌اند. همچنین دومین بازه تناوبی ایستگاه شهرکرد و خرم‌آباد نیز یکسان است. اما دوره زمانی این بازه تناوبی در دو ایستگاه فرق می‌کند. در ایستگاه شهرکرد این دوره زمانی سه سال بیشتر طول می‌کشد. در این ناحیه روند بازشدگی یا پهن‌شدگی محسوس نبوده و تغییرپذیری پهنای نوار تناوبی در اکثر ایستگاه‌ها مشاهده نمی‌شود. جدول (۶) دوره‌های تناوبی در این ناحیه را نشان می‌دهد.

جدول ۶. دوره‌های تناوبی ناحیه شمالی ایران مرکزی

نام ایستگاه	بازه اول	بازه دوم	بازه سوم	
سبزوار	۴۰-۷۵	۲۴-۲۸	----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۳-۱۹۹۸	۲۰۰۶-۲۰۰۸	----	بازه زمانی (سال)
شاهرود	۱۹۰-۲۱۰	۵۴-۸۰	۲۰۸-۲۲۰	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۳-۱۹۹۸	۱۹۸۸-۲۰۰۱	۱۹۸۳-۲۰۱۳	بازه زمانی (سال)
سمنان	۲۰-۲۸	۲۰-۵۰	----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۴-۱۹۹۷	۲۰۰۴-۲۰۰۹	----	بازه زمانی (سال)
تهران	۲۰-۲۸	۹۶-۱۴۰	----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۴-۱۹۹۸	۱۹۸۹-۲۰۰۹	----	بازه زمانی (سال)
قزوین	۴۰-۵۰	۱۶-۲۵	۱۰۵-۱۲۰	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۴-۱۹۹۱	۱۹۹۴-۱۹۹۷	۱۹۹۶-۲۰۰۳	بازه زمانی (سال)

ادامه جدول ۶

نام ایستگاه	بازه اول	بازه دوم	بازه سوم
همدان	۷۰-۸۵	----	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۳-۲۰۰۰	----	بازه زمانی (سال)
اراک	۲۰۵-۲۱۵	۱۱۰-۱۴۰	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۳-۱۹۹۱	۱۹۹۰-۲۰۰۲	بازه زمانی (سال)
خرم‌آباد	۱۲۸-۱۴۰	۲۰۲-۲۲۰	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۸-۲۰۰۳	۱۹۸۳-۲۰۱۳	بازه زمانی (سال)
اصفهان	۲۴-۳۸	۲۴-۴۴	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۳-۱۹۹۸	۲۰۰۳-۲۰۱۲	بازه زمانی (سال)
شهرکرد	۱۲۸-۱۴۰	۲۰۲-۲۲۰	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۹۸-۲۰۰۶	۱۹۸۳-۲۰۱۳	بازه زمانی (سال)
کاشان	۲۰-۷۴	---	دوره تناوب (ماه)
	۱۹۸۸-۱۹۹۹	---	بازه زمانی (سال)

۴- جمع‌بندی

نتایج تحلیل موجک نشان داد که خشکسالی‌های ایران دارای رفتار دوره‌ای می‌باشد. رفتار دوره‌ای شاخص خشکسالی مؤثر بسیار متنوع بوده و دوره‌های تناوبی از بازه‌های (نوارهای) تناوبی کوتاه مدت تا بازه‌های بلند مدت را شامل می‌شود. در اکثر ایستگاه‌ها بازه‌های تناوبی در طول سری زمانی وجود ندارند و فقط در یک بازه زمانی معینی رخ می‌دهند. اما در تعدادی از ایستگاه‌ها با بازه‌های تناوبی غالب، یعنی بازه‌های تناوبی که در طول سری زمانی وجود دارند، روبرو می‌شویم. بنابراین نمی‌توان برای کل ایران بازه تناوبی غالبی را در نظر گرفت. اما در اکثر ایستگاه‌ها با تغییرپذیری در بازه تناوبی (نوار تناوبی) روبرو هستیم. بجز ناحیه نیمه شمالی ایران مرکزی، در سایر نواحی پهنای نوار تناوبی در حال افزایش است. به عبارت دیگر نوار تناوبی به سمت بازشدگی است. در اوایل دوره زمانی با نوارهای تناوبی کوتاه مدت روبرو هستیم. در طول سری زمانی و نزدیک شدن به اواخر طول دوره سری، نوارهای تناوبی به بازه‌های بزرگ نزدیک می‌شوند. بنابراین در کل ایران می‌توان نتیجه گرفت که بازه‌های تناوبی با شیب خیلی ملایمی به سمت بازه‌های تناوبی بلندمدت متمایل می‌شود و احتمال رخداد بازگشت خشکسالی‌ها بیشتر می‌شود. این موضوع می‌تواند بیانگر این باشد که عوامل بزرگ مقیاس نقش موثری در ایجاد دوره‌های تناوبی بازی می‌کنند و نقش عوامل منطقه‌ای رو به کاهش است. برای رسیدن به نتایج دقیق‌تر می‌توان با استفاده از تحلیل طیفی به روش فوریه، ابتدا دوره‌های تناوبی غالب را شناسایی نمود. سپس با اعمال تبدیل موجک پایداری زمانی این دوره‌های

تناوبی را مورد سنجش قرار داد. همچنین برای شناسایی علل این دوره‌ها می‌توان تبدیل فوریه و موجک را بر شاخص‌های بزرگ مقیاس مانند الگوهای پیوند از دور اعمال نمود و اثر این شاخص‌ها بر دوره‌های تناوبی شاخص خشکسالی مؤثر را برآورد نمود.

تشکر و قدردانی

این پژوهش در قالب طرح پژوهشی با شماره ۹۳۱۲ و _____ استفاده از اعتبارات پژوهشی دانشگاه سیستان و بلوچستان انجام شده است. نویسندگان مقاله مراتب سپاس و تشکر ویژه خود را از حوزه معاونت محترم پژوهش و فناوری دانشگاه سیستان و بلوچستان که با حمایت مادی و معنوی امکان انجام این پژوهش را فراهم ساختند اعلام می‌دارند.

منابع

- تقوی، فرناز؛ نیستانی، ابوالفضل؛ محمدی، حسین؛ رستمی جلیلیان، شیما؛ ۱۳۹۰. کاربرد تحلیل موجک در شناسایی رفتار بارش در مناطق غربی ایران. مجله ژئوفیزیک ایران، شماره ۲، ۳۰-۱۳.
- جهانبخش، سعید؛ ساری صراف، بهروز؛ قائمی، هوشنگ؛ پوراصغر، فرناز؛ ۱۳۹۰. بررسی تأثیر پدیده دو قطبی دمایی اقیانوس هند بر تغییرپذیری بارش‌های فصلی استان‌های جنوبی کشور. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۴ (پیاپی ۱۰۳)، ۲۷-۴۶.
- جهانبخش، سعید؛ عدالت دوست، معصومه؛ ۱۳۸۷. تأثیر فعالیت‌های خورشیدی بر تغییرات بارندگی‌های سالانه ایران. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۱ (پیاپی ۸۸)، ۳-۲۴.
- حسن زاده، یوسف؛ عبدی کردانی، امین؛ فاخری فرد، احمد؛ ۱۳۹۱. پیش بینی خشکسالی با استفاده از الگوریتم ژنتیک و مدل ترکیبی شبکه عصبی-موجکی. نشریه آب و فاضلاب، شماره ۳ (مسلسل ۸۳)، ۵۹-۴۸.
- خسروی، محمود؛ میردیلمی، سیده سمیرا؛ ۱۳۹۲. تأثیر فعالیت لکه‌های خورشیدی بر بارش استان گلستان (دوره آماری ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۵). فصلنامه جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، شماره ۴ (پیاپی ۵۲)، ۴۶-۳۳.
- عراقی، علیرضا؛ موسوی بایگی، محمد؛ هاشمی نیا، سید مجید؛ ۱۳۹۳. به کارگیری تبدیل موجک گسسته برای تحلیل همبستگی بسامدی رطوبت نسبی. نشریه آبیاری و زهکشی ایران، شماره ۲، ۲۵۷-۲۶۵.
- مرتینز، آ؛ ۱۳۸۰. آنالیز سیگنال و یولت، فیلتر بانک، تبدیل‌های زمان فرکانس و کاربرد آنها. ترجمه محمد حسن مرادی، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر.
- نوشیروانی، نوشیروان؛ ۱۳۹۳. مطالعه تغییرات روزانه شدت خشکسالی در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد علوم محیط زیست، دانشکده علوم، دانشگاه زنجان، ۹۸ ص.

- Akhtari, R., Morid, S., Mahdian, MH., Smakhtin, V., 2009. Assessment of areal interpolation methods for spatial analysis of SPI and EDI drought indices. *International Journal of Climatology* 29: 135–145.
- Byun, HR., Wilhite, DA., 1999. Objective quantification of drought severity and duration. *Journal of Climate* 12: 2747–2756.
- Drago, AF., Boxall, SR., 2002. Use of the wavelet transform on hydro-meteorological data. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A,B,C* 27 (32-34): 1387-1399.
- Emery, WJ., Thomson, RE., 2004. *Data analysis method in physical oceanography*. Elsevier, UK, 638 pp.
- Gamage, N., Blumen, W., 1993. Comparative analysis of low level cold fronts, Wavelet, Fourier, and empirical orthogonal function decompositions. *Monthly Weather Review* 121: 2867-2878.
- Kalamaras, N., Michalopoulou, H., Byun, HR., 2010. Detection of drought events in Greece using daily precipitation. *Hydrological Research* 41 (2): 126–133.
- Kulkarni, JR., 2000. Wavelet analysis of the association between the Southern oscillation and the Indian summer monsoon. *International Journal of Climatology* 20: 89-104.
- Kuo, CC., Gan, TY., Yu, PS., 2010. Wavelet analysis on the variability, teleconnectivity, and predictability of the seasonal rainfall of Taiwan. *Monthly Weather Review* 138: 162-175.
- Labat, D., Ababou, R., Mangin, A., 2000. Rainfall-runoff relations for karstic sorings, Part II: Continuous wavelet and discrete orthogonal multiresolution analyses. *Journal of Hydrology* 238: 149-178.
- Morid, S., Smakhtin, V., Bagherzadeh, K., 2007. Drought forecasting using artificial neural networks and time series of drought indices. *International Journal of Climatology* 27: 2103–2111
- Nakkan, M., 1999. Wavelet analysis of rainfall-runoff variability isolating climatic from anthropogenic patterns. *Environmental Modelling and software* 14: 283-295.
- Pandey, RP., Dash, BB., Mishra, SK., Singh, R., 2008. Study of indices for drought characterization in KBK districts in Orissa (India). *Hydrological Process* 22: 1895–1907.
- Penalba, OC., Vargas, WM. 2004. Interdecadal and interannual variations of annual and extreme precipitation over central-northeastern Argentina. *International Journal of Climatology* 24: 1565-1580.
- Roudier, P., Mahe, G., 2010. Study of water stress and droughts with indicators using daily data on the Bani river (Niger basin, Mali). *International Journal of Climatology* 30: 1689–1705
- Smith LC., Turcotte DL., Isacks BL., 1998. Stream flow characterization and feature detection using a discrete wavelet transform. *Hydrological process* 23: 233-249.
- Torrence C., Compo GP., 1998. A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorology Society* 79: 61-78.
- Toshie Kayano M., Sansigolo C., 2009. Interannual to decadal variations of precipitation and daily maximum and daily minimum temperature in Southern Brazil. *Theoretical and Applied Climatology* 97: 81-90.
- Xingang D., Ping W., Jifan C., 2003. Multiscale characteristics of the rainy season rainfall and interdecadal decaying of summer monsoon in North China. *Chinese Science Bulletin*: 48: 2730-2734.
- Yan Z, Tsimplis MN., Woolf D., 2004. Analysis of the relationship between the North Atlantic oscillation and sea level changes in northeast Europ. *International Journal of Climatology* 24: 743-758.