

مکان

فصلنامه جغرافیا و آمایش سرزمین
سال اول / شماره دوم / زمستان ۱۳۹۰

تغییرپذیری زمانی و مکانی جریان رودهای استان مازندران

*یداله یوسفی^۱، همت‌اله رورده^۲ و سید محمود رضوی^۳

^۱دکتری اقلیم‌شناسی دانشگاه تهران، ^۲دکتری اقلیم‌شناسی عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران
^۳کارشناس ارشد جغرافیا

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۷/۱۲؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۰/۲۵

چکیده

تغییرپذیری جزء ذاتی جریان رودهاست. جریان رودها دارای تغییرپذیری زیادی در مقیاس‌های زمانی و مکانی مختلف می‌باشند. بخش عمده این تغییرپذیری در اثر عوامل جوی است. بحث اصلی در این مقاله، تغییرپذیری درون سالانه فراوانی دبی بیشینه ماهانه در رودهای استان مازندران است. جهت این کار از داده‌های ۱۹ ایستگاه (دبی سنجی وزارت نیرو) که دارای حداقل ۳۰ سال آمار پیوسته (از بدو تاسیس تا سال آبی ۸۷-۱۳۸۶) می‌باشند، استفاده شده است. بررسی اولیه نشان می‌دهد، به طور نسبی در فصل بهار و پاییز بیشینه ماهانه در بیشتر رودهای منطقه رخ می‌دهد. جهت بررسی دقیق‌تر و نشان دادن تناوب دبی بیشینه از روش تحلیل هارمونیک استفاده گردید. این روش نشان داد، بیشترین درصد توضیح واریانس به وسیله هارمونیک اول به میزان حدود ۶۰٪ در ایستگاه کسلیان مشاهده شد. در این ایستگاه تغییرات درون سالانه دبی بیشینه ماهانه طی دوره مورد بررسی عموماً به صورت سالانه می‌باشد. در بیشتر رودها هارمونیک دوم نیز دارای نقش بسیار زیادی در توضیح واریانس داده‌ها است. در مشخص‌ترین مورد ایستگاه صفارود رامسر دارای $PVR2$ بیش از ۶۸٪ است. بدین ترتیب الگوی غالب نوسان‌های بیشینه دبی ماهانه در منطقه مورد بررسی، به صورت شش ماهه است. زمان اوج هارمونیک‌های اول ($T1$) عموماً فروردین ماه و زمان اوج هارمونیک دوم ($T2$) مابین اسفند و فروردین با یک تناوب شش ماهه مابین مهر و آبان است. با توجه به زمان اوج هارمونیک‌ها مشخص می‌گردد که رژیم الگوهای دبی بیشینه ماهانه تحت تاثیر دو عامل اساسی است. در هنگام بهار (اسفند و فروردین) علت اساسی رخداد دبی‌های بیشینه ماهانه عامل ذوب برف است و زمان اوج دوم که رخداد آن در پائیز (مهر و آبان) می‌باشد متأثر از رژیم بارش‌های منطقه است که عموماً پاییزه می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: تغییرپذیری، هارمونیک، دبی، ماهانه، واریانس، بیشینه

مقدمه

تغییرپذیری جزء ذاتی عوامل و عناصر محیطی به شمار می‌آید. یکی از مسائلی که توجه جامعه علمی علوم جوی را به خود جلب نموده، تشریح و توضیح تغییرپذیری عناصر جوی و هیدرولوژیکی و عوامل متأثر از آن است. بحث تغییرپذیری یکی از مباحث مهم کنونی در جوامع علوم محیطی به‌ویژه هیدرولوژی و جغرافیای طبیعی به‌شمار می‌آید. به‌عنوان مثال جریان رودخانه‌ها و بارش (که به میزان زیادی جریان رودها متأثر از آن است)، از مهم‌ترین و متغیرترین عناصری هستند که به میزان قابل توجهی در بستر زمان و مکان تغییر می‌کنند. اگر نظری اجمالی به پیشینه مطالعات تغییرپذیری مولفه‌ها و پدیده‌های محیطی داشته باشیم آغاز پیدایش و شکل‌گیری این گونه مطالعات در خصوص نوسان‌های بزرگ مقیاس جوی و اقیانوسی همچون شاخص نوسان جنوبی/ال‌نینو (انسو) بوده است. تغییر زمانی و مکانی این مولفه‌های محیطی دارای آثار اقتصادی بسیاری است و این تغییرپذیری در مقیاس‌های مختلف علت اصلی سیلاب‌ها و خشکسالی‌ها به حساب می‌آید.

به واسطه اهمیت تغییرپذیری مکانی و زمانی این عوامل و نقش آن در ارتباطات و مخاطرات اقتصادی مناطق و مشکلات امنیت غذایی و بسیاری موارد دیگر، این بحث در سال‌های اخیر توجه بسیاری از پژوهش‌گران را به خود معطوف کرده است (ردریگز و همکاران، ۱۹۹۸؛ ۲۹۹؛ اوچولا و کرکایدیس، ۲۰۰۳؛ ۳۲۸؛ جیان‌تینگ و همکاران، ۲۰۰۹؛ ۲۴۸؛ ناستوس و زرفورس، ۲۰۱۰؛ ۲). در سال‌های اخیر نیز پیشرفت‌های مهمی در استفاده از تحلیل‌های آماری چند متغیره و هارمونیک برای شناخت الگوهای تغییرات جریان رودها در مقیاس وسیعی از جهان انجام گرفته است (اسمیت و همکاران، ۱۹۹۸؛ ۲۳۴). برای مثال تغییرپذیری ماهانه و سالانه جریان رودها در برخی موارد به نوسان‌های بزرگ مقیاس اقلیمی و اقیانوسی همچون لائینا (دراکاپ و کاهایا؛ ۱۹۹۴) و رخداد‌های ال‌نینو-نوسان جنوبی (ردموند و کوچ، ۱۹۹۱؛ کاهایا و دراکاپ، ۱۹۹۳؛ سیمپسون و همکاران، ۱۹۹۳) نسبت داده شد. مهم‌ترین و موثرترین روش‌ها جهت مطالعه تغییرپذیری جریان رودها روش‌های تحلیل طیفی است. تحلیل طیفی برای مشخص نمودن تناوبی بودن جریان رودها مورد استفاده قرار گرفت (انتخابی، ۱۹۸۴؛ حمید، ۱۹۸۴).

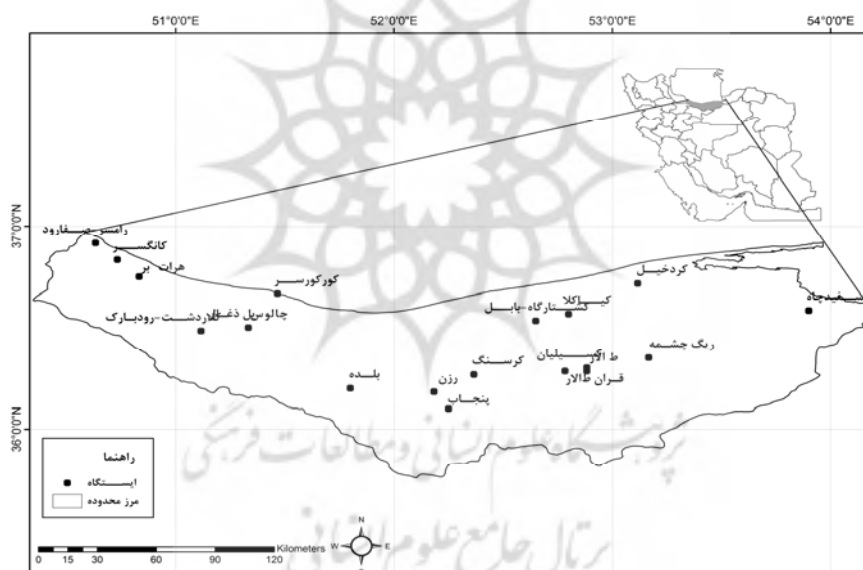
تحلیل فوریه یکی از روش‌های تناوبی ناپارامتری پیشنهاد شده برای شبیه‌سازی جریان رودهاست. در این روش سری‌های زمانی به مولفه‌هایی با تفکیک‌پذیری متفاوت تجزیه شده و سپس به صورت تصادفی برای تولید و شبیه‌سازی سری‌ها دوباره ترکیب می‌شوند. جریان ماهانه و سالانه رودها می‌تواند از طریق این روش شبیه‌سازی گردد (بایازیت و همکاران، ۲۰۰۱). تحلیل فوریه یک سیگنال را به یک سری مشخص از مولفه‌های هارمونیک تجزیه می‌کند (جاکوباسکاس و همکاران، ۲۰۰۱).

پژوهش جهت بررسی دوره‌ای بودن سری‌های زمانی هیدرولوژیکی می‌تواند بعضی از پیچیدگی‌های سیستم جوی را حل نماید. جریان رودها و دبی رودخانه‌ها یک عنصر اصلی در چرخه اقلیمی و هیدرولوژیکی است، از این نظر شناخت رفتار آن اهمیت اجتماعی و اقتصادی زیادی دارد. تشخیص نوسان‌های سری‌های زمانی دبی رودها اطلاعات مهمی برای درک درست از جریان رودها به دست می‌دهد. این نوسان‌ها می‌تواند به‌عنوان پاسخ سیستم آب و هوایی به واداشت‌های خارجی و یا فرآیندهای بازخوردی هم دیده شود. پیش‌بینی مقدار جریان رودها در صورتی ممکن است که آگاهی از مشخصه‌های دبی آنها در گذشته در دست باشد. جهت پیش‌بینی جریان رودها به عنوان یک عنصر حیاتی و بسیار مهم به خصوص در اقتصاد و کشاورزی شناخت رفتار و الگوهای آن امری اجتناب‌ناپذیر است.

مقیاس‌های زمانی تغییرات منابع آبی دامنه‌ای از هفته، ماه و سال را دربردارند. برای مثال دوره‌های بازگشت رویدادهای ویژه، مانند سیلاب‌ها و خشکسالی‌ها از ماه‌ها تا دهه‌ها متغیر است. دوره‌های خشک و تر حدی در واقع ناهنجاری‌های هستند که هر یک به نوعی باعث ایجاد اختلال در بخش‌های مختلف می‌گردند. دوره‌های خشک حدی به طور مثال با ایجاد خشکسالی و دوره‌های تر حدی با ایجاد سیلاب این ناهنجاری‌ها را آشکار می‌سازند. شناخت رفتار این پدیده‌ها دارای پیامدهای ارزشمندی است. جهت تدبیر صحیح و مدیریت منابع آب، پیش‌بینی رفتار جریان رودها و یک مطالعه مفصل از دبی‌ها بسیار لازم است (برون، ۱۹۸۰؛ توسیچ و انکاسویچ، ۲۰۰۵؛ یوسفی و همکاران، ۲۰۰۷؛ نامدار قنبری، ۲۰۰۷). روبینسون و رود (۱۹۷۶) با استفاده از مدل‌سازی تصادفی، جریان ماهانه رودهای سه حوضه آبریز آلمان را بررسی نمودند. کانل و همکاران (۱۹۹۰) برخی از تناوب‌های جریان رودهای جنوب شرق استرالیا را از طریق تحلیل طیفی سری‌های زمانی باران و جریان رودها تفسیر کردند. بایازیت و همکاران (۲۰۰۱) به تشریح و شبیه‌سازی جریان رودخانه‌ها در ترکیه با استفاده از تحلیل فوریه و نشان دادن برتری این روش در مقابل روش‌های زمان حوزه^۱ پرداختند. اندرو و همکاران (۲۰۰۶) تغییرپذیری میان سالانه اقلیمی و هیدرولوژیکی را با استفاده از تحلیل طیفی در جنوب شبه جزیره ایبری بررسی نمودند. لیوادا و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی از طریق تحلیل طیفی بارش‌های حدی در یونان پرداختند. ناستوس و زرفورس (۲۰۱۰) نیز به بررسی رفتار تناوبی و تغییرپذیری درون‌سالانه بارش یونان پرداخته‌اند. آنها با استفاده از تحلیل هارمونیک به بررسی تغییرپذیری سالانه بارش پرداخته‌اند. در این کار بررسی و شناخت الگوی غالب تغییرپذیری بیشینه ماهانه و تفاوت‌های مکانی آنها در رودهای استان مازندران که یک منطقه ویژه از لحاظ کشاورزی به حساب می‌آید، مورد نظر است.

مواد و روش‌ها

بحث اصلی در این مقاله، تغییرپذیری درون سالانه فراوانی دبی بیشینه ماهانه در رودهای استان مازندران است. جهت این کار از داده‌های ۱۹ ایستگاه (دبی سنجی وزارت نیرو) که دارای حداقل ۳۰ سال آمار پیوسته (از بدو تاسیس تا سال آبی ۸۷-۱۳۸۶) می‌باشند، استفاده شده است (جدول و شکل ۱). جهت بررسی تغییرپذیری درون سالانه مقادیر بیشینه دبی ماهانه در این منطقه از روش تحلیل هارمونیک^۱ استفاده گردیده است. تحلیل هارمونیک یک روش بررسی طیفی^۲ است که معمولاً برای مطالعه تغییرات دوره‌ای به کار برده می‌شود و شامل نمایش نوسانات یا تغییرات در یک سری زمانی است که از مجموع توابع سینوسی و کسینوسی^۳ به دست می‌آید (کریکلا و حمید، ۱۹۸۹: ۱۴۶۳؛ ویلکس، ۲۰۰۶: ۳۷۱). تحلیل هارمونیک تکنیکی قدرتمند در تجزیه سری زمانی به مجموعه‌ای از مولفه‌ها با واریانس کوچکتر از داده‌های ثبت شده اصلی است (سیرداس، ۲۰۰۵: ۱۲۷۰).



شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های دبی سنجی مورد مطالعه

- 1- Harmonic Analysis
- 2- Spectral
- 3- Sine and cosine Functions

جدول ۱- ویژگی‌های مکانی ایستگاه‌های دبی سنجی بررسی شده

ایستگاه	کد	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی
بلده	۱۵-۰۱۳	۵۱-۴۸	۳۶-۱۲
پل ذغال	۱۶-۰۲۱	۵۱-۲۰	۳۶-۳۰
کانگسر	۱۶-۰۴۹	۵۰-۴۴	۳۶-۵۰
قران تالار	۱۴-۰۱۱	۵۲-۴۷	۳۶-۱۷
هرات بر (چشمه کیله)	۱۶-۰۴۱	۵۰-۵۰	۳۶-۴۵
کرسنگ (۲۵ شهریور)	۱۵-۰۱۷	۵۲-۲۲	۳۶-۱۶
دوآب (چالوس)	۱۶-۰۱۹	۵۱-۲۰	۳۶-۳۰
شیرگاه (کسیلیان)	۱۴-۰۰۵	۵۲-۵۳	۳۶-۱۸
کیاکلا	۱۴-۰۰۷	۵۲-۴۸	۳۶-۳۴
کردخیل	۱۳-۰۲۹	۵۳-۰۷	۳۶-۴۳
کورکورسر (نوشهر)	۱۶-۰۱۱	۵۱-۲۸	۳۶-۴۰
بابل (کشتارگاه)	۱۴-۰۱۷	۵۲-۳۹	۳۶-۳۲
پنجاب	۱۵-۰۱۱	۵۲-۱۵	۳۶-۰۶
رزن (نور)	۱۵-۰۱۵	۵۲-۱۱	۳۶-۱۱
ریگ چشمه	۱۳-۰۲۵	۵۳-۱۰	۳۶-۲۱
کلاردشت (رودبارک)	۱۶-۰۲۳	۵۱-۰۷	۳۶-۲۹
رامسر (صفارود)	۱۶-۰۵۱	۵۰-۳۸	۳۶-۵۵
سفیدچاه	۱۳-۰۰۵	۵۳-۵۴	۳۶-۳۵
شیرگاه (تالار)	۱۴-۰۰۱	۵۲-۵۳	۳۶-۱۷

هدف از کاربرد تحلیل هارمونیک برای فراوانی مقادیر بیشینه دبی ماهانه در این کار، تعیین مولفه‌های ویژه واریانس‌های این فراوانی‌ها در استان مازندران است. از تحلیل هارمونیک می‌توان برای نشان دادن مناطق با الگوهای سالانه مشابه از پارامترهای مورد آزمایش استفاده نمود (باری و پری، ۱۹۷۳، ۶۹).

برای مقادیر ماهانه فراوانی‌های بررسی شده f_t تحلیل هارمونیک به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\hat{f}_t = \bar{f} + \sum_{k=1}^6 (A_k \cos \frac{2\pi}{12} kt + B_k \sin \frac{2\pi}{12} kt) \quad (1)$$

که A_k و B_k ضرایب هارمونیک‌ها ($k = 1, 2, \dots, 6$) هستند. این ضرایب به صورت زیر (لمب، ۱۹۹۰: ۲۲۷؛ ویلکس، ۲۰۰۶: ۳۷۵) هستند:

$$A_k = \frac{1}{6} \sum_{t=1}^6 f_t \cos\left(\frac{2\pi}{12} kt\right) \quad (2)$$

و

$$B_k = \frac{1}{6} \sum_{t=1}^6 f_t \sin\left(\frac{2\pi}{12} kt\right) \quad (3)$$

f_t فراوانی رخداد بیشینه ماهانه را برای ماه‌های مختلف نشان می‌دهد. دامنه^۱ هر هارمونیک C_K (جنکینز و واتز، ۱۹۸۰: ۲۱۶) از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$C_k = [A_k^2 + B_k^2]^{1/2} \quad (4)$$

واریانس هر هارمونیک V_k را می‌توان از رابطه (لیوادا و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۹) زیر بدست آورد:

$$V_k = \frac{C_k^2}{2} \quad (5)$$

و درصد واریانس (PVR^v) هر هارمونیک از نسبت زیر قابل محاسبه است:

$$PVR(k) = \frac{V_k}{\sum_{k=1}^6 V_k} \quad (6)$$

زاویه فاز^۳ هر هارمونیک ϕ_k را نیز می‌توان (ویلکس، ۲۰۰۶: ۳۷۶) از رابطه زیر محاسبه نمود:

$$\phi_k = \begin{cases} \tan^{-1}(B_k/A_k), & A_k > 0 \\ \tan^{-1}(B_k/A_k) \pm \pi, \text{ or } \pm 180^\circ, & A_k < 0 \\ \frac{\pi}{2}, \text{ or } 90^\circ, & A_k = 0 \end{cases} \quad (7)$$

-
- 1- Amplitude
 - 2- Percentage of variance
 - 3- Phase Angle

و محتمل‌ترین زمان رخداد بیشینه هر هارمونیک T_k نیز با این رابطه بدست خواهد آمد (لیوآدا و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۹):

$$T_k = \left(\frac{12}{36 - k} \right) \phi_k \quad (8)$$

اولین هارمونیک یک چرخه منفرد سالانه با بزرگترین دامنه را در مقایسه با دیگر هارمونیک‌ها نشان می‌دهد. دومین هارمونیک یک تغییر شبه سالانه را نشان می‌دهد، در حالی که سومین هارمونیک تغییرات فصلی ۴ ماهه با جزئیات بیشتر را نشان خواهد داد. در واقع هارمونیک یک شاخص از الگوهای تغییرپذیری درون سالانه فراوانی‌های بررسی شده است. در نهایت مقادیر T_k نیز حرکت زمانی فراوانی بیشینه در امتداد محور زمان را نشان می‌دهد (جدول ۲).

جدول ۲- رابطه میان T_k و محتمل‌ترین زمان رخداد

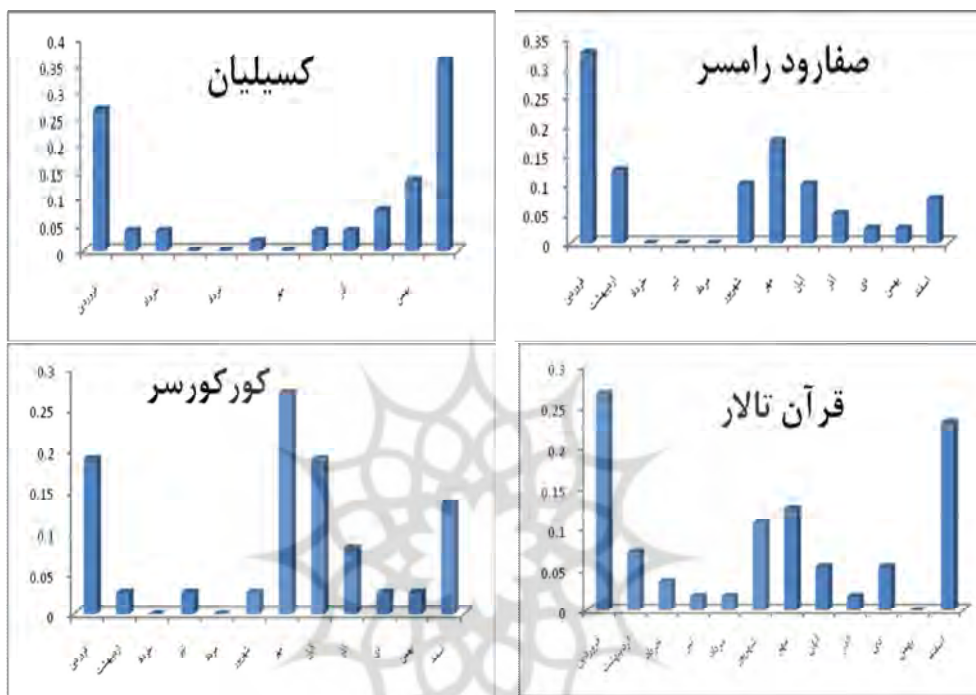
T_k	۰/۵	۱	۱/۵	۲	۲/۵	۳	۳/۵
زمان	فروردین اول	۱۵ فروردین	اول اردیبهشت	۱۵ اردیبهشت	اول خرداد	۱۵ خرداد	اول تیر

منبع: محمدی و همکاران (۱۳۹۰)

نتایج و بحث

در ابتدا فراوانی نسبی تعداد دفعات رخداد بیشینه ماهانه دبی در هر یک از ماه‌های سال در دوره آماری ثبت شده محاسبه گردید (شکل ۲) در ادامه مؤلفه‌های متعامد^۱ به شکل هارمونیک ارائه گردید. تحلیل هارمونیک رخدادهای بیشینه و کمینه را در امتداد محور زمان تولید می‌کند. این روش عموماً جهت بررسی مقادیر بیشینه به کار برده می‌شود و دارای نتیجه ویژه‌ای است. عموماً در داده‌های ماهانه ۶ هارمونیک برای توضیح واریانس به کار می‌رود. نتایج بررسیها نشان می‌دهد در بیشتر مطالعات ۲ هارمونیک اول و دوم واریانس داده‌ها را توضیح می‌دهند و عموماً نقش هارمونیک اول بسیار موثرتر و بیشتر می‌باشد (لیوآدا و همکاران، ۲۰۰۸؛ ناستوس و زرفورس، ۲۰۱۰). به واسطه ارتباط رفتاری بسیار نزدیک و وابستگی جریان رودها به بارش، تصور بر همسانی رفتاری میان تغییرات درون سالانه بیشینه بارش ماهانه و دبی بیشینه رودها در منطقه بوده است. با توجه به بررسیهای انجام گرفته (محمدی و همکاران، ۱۳۹۰) هارمونیک اول دارای بیشترین نقش در توضیح واریانس بیشینه بارش ماهانه در بیشتر بخش‌های جنوبی دریای خزر به‌ویژه در سواحل می‌باشند، اما تغییرپذیری درون سالانه دبی

بیشینه ماهانه در استان مازندران نتایج متفاوتی را به دست می‌دهد که به نقش و سهم عوامل دیگر در الگوهای تغییرپذیری اشاره دارد.

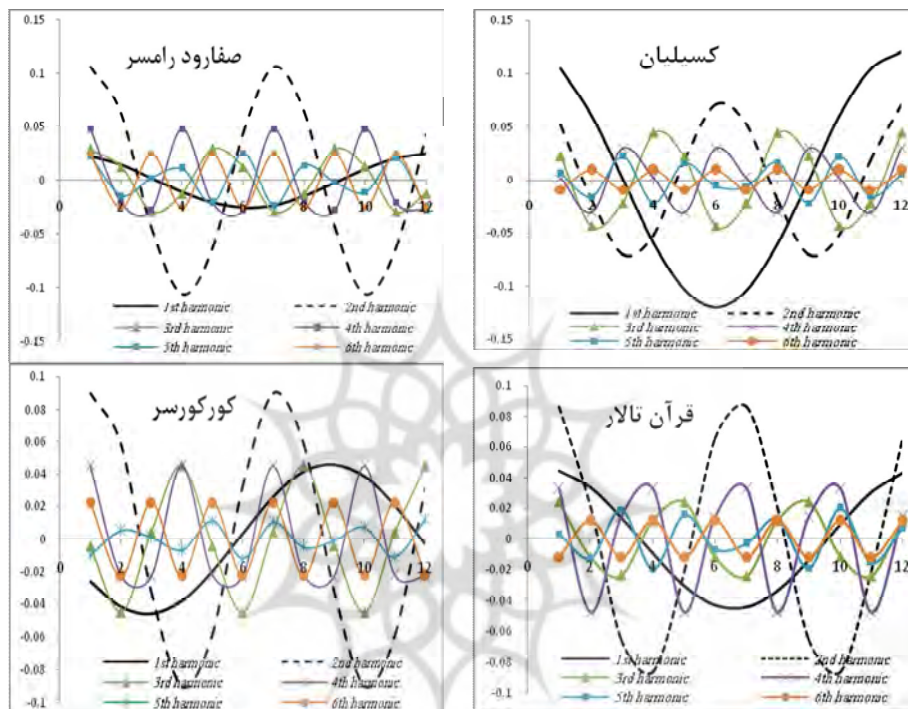


شکل ۲- فراوانی نسبی ماه‌ها در برخورداری از رخداد دبی بیشینه ماهانه

از ایستگاه‌های دبی سنجی بررسی شده تنها دو ایستگاه کسیلیان (جدول ۳) و دوآب چالوس دارای میزان PVR1 بیش از ۵۰ درصد می‌باشند. به‌طور کلی میزان PVR2 دارای میزان بیشتری نسبت به PVR1 است و این موضوع نشان‌دهنده این است که نقش هارمونیک دوم در تبیین و توضیح واریانس داده‌ها مشخص‌تر از هارمونیک اول می‌باشد. از مشخص‌ترین ایستگاههایی که نقش هارمونیک دوم در آنها دارای اهمیت است می‌توان به ایستگاه صفارود رامسر، کورکورسر و قرآن تالار اشاره نمود (جدول‌های ۴ تا ۶ و شکل ۳).

همان گونه که از نمودار هارمونیک‌ها برمی‌آید، الگوی نوسانی غالب در این ایستگاه‌ها عموماً شش ماهه و سالانه بوده و هارمونیک دوم دارای بیشترین نقش در توضیح واریانس است. نقطه‌های اوج هارمونیک دوم به‌صورت مشخص در ماههای فروردین و مابین مهر و آبان می‌باشد. علاوه بر این ایستگاهها در ایستگاه کسیلیان که نقش هارمونیک اول مشخص‌تر و دارای میزان PVR1 بیشتری

است. هارمونیک دوم نیز دارای اهمیت بالایی است (PVR2 برابر با ۰.۲۲) و نشان از این موضوع دارد که الگوی نوسانی این ایستگاه نیز تا حدی همسان با دیگر ایستگاههاست که نقش هارمونیک دوم در آنها دارای اهمیت بیشتری است.



شکل ۳- الگوهای نوسانی هارمونیک‌ها در ایستگاه‌های منتخب

از لحاظ مکانی همان گونه که از شکل شماره ۴ مشخص است، دو هارمونیک اول به نسبت دارای میزان $PVR1$ و $PVR2$ بیشتری هستند. به تدریج از میزان PVR در هارمونیک‌های بالاتر کاسته می‌شود.

جدول ۳- مولفه‌های هارمونیک‌های اول تا ششم بیشینه دبی ماهانه ایستگاه کسلیان

T_k	ϕ_k	$CPVR_k$	PVR_k	V_k	C_k	B_k	A_k	K
۰/۰۰۱۸	۰/۰۵۳۹	۵۹/۹	۵۹/۹	۰/۰۰۷۲	۰/۱۲۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۱۲۰۱	۱
۰/۲۵۱۳	۱۵/۰۷۹۱	۸۲/۳	۲۲/۳	۰/۰۰۲۷	۰/۰۷۳۳	۰/۰۱۹۱	۰/۰۷۰۸	۲
۰/۲۹۵۲	۲۶/۵۶۵۱	۹۲/۳	۱۰/۱	۰/۰۰۱۲	۰/۰۴۹۲	۰/۰۲۲۰	۰/۰۴۴۰	۳
۰/۲۷۱۲	۳۲/۵۴۲۹	۹۷/۵	۵/۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۳۵۴	۰/۰۱۹۱	۰/۰۲۹۹	۴
۰/۵۰۲۷	۷۵/۴۰۴۲	۹۹/۶	۲/۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۲۲۶	۰/۰۲۱۹	۰/۰۰۵۷	۵
.	.	۱۰۰	۰/۴	.	۰/۰۰۹۴	.	۰/۰۰۹۴	۶

جدول ۴- مولفه‌های هارمونیک‌های اول تا ششم بیشینه دبی ماهانه ایستگاه صفارود رامسر

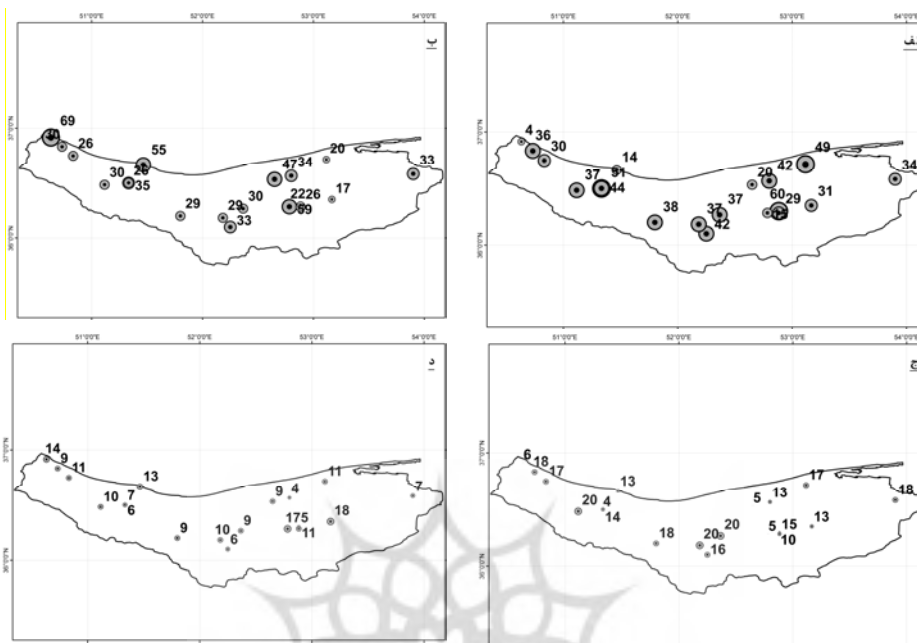
T_k	\varnothing_k	$CPVR_k$	PVR_k	V_k	C_k	B_k	A_k	K
۰/۱۵۷۲	۴/۷۱۵۰	۳/۹	۳/۹	۰/۰۰۰۳	۰/۰۲۵۳	۰/۰۰۲۱	۰/۰۲۵۳	۱
۱/۰۹۷۰	۶۵/۸۱۷۵	۷۲/۴	۶۸/۶	۰/۰۰۵۷	۰/۱۰۶۸	۰/۰۹۷۴	۰/۰۴۳۸	۲
۱/۲۵۷۸	۱۱۳/۱۹۸۶	۷۸/۵	۶/۱	۰/۰۰۰۵	۰/۰۳۱۷	۰/۰۲۹۲	-۰/۰۱۲۵	۳
۱/۰۳۵۹	۱۲۴/۳۰۶۶	۹۲/۴	۱۳/۹	۰/۰۰۱۲	۰/۰۴۸۱	۰/۰۳۹۷	-۰/۰۲۷۱	۴
۱/۱۶۸۶	۱۷۵/۲۸۵۰	۹۶/۲	۳/۹	۰/۰۰۰۳	۰/۰۲۵۳	۰/۰۰۲۱	-۰/۰۲۵۳	۵
۱	۱۸۰	۱۰۰	۳/۸	۰/۰۰۰۳	۰/۰۲۵۰	.	-۰/۰۲۵۰	۶

جدول ۵- مولفه‌های هارمونیک‌های اول تا ششم بیشینه دبی ماهانه ایستگاه کورکورسر

T_k	\varnothing_k	$CPVR_k$	PVR_k	V_k	C_k	B_k	A_k	K
۸/۸۶۳۱	۲۶۵/۸۹۳۴	۱۳/۹	۱۳/۹	۰/۰۰۱۱	۰/۰۴۶۰	-۰/۰۴۵۹	-۰/۰۰۳۳	۱
۱/۱۶۳۸	۶۹/۸۲۶۴	۶۸/۹	۵۴/۹	۰/۰۰۴۲	۰/۰۹۱۴	۰/۰۸۵۸	۰/۰۳۱۵	۲
-۰/۰۶۳۵	-۵/۷۱۰۶	۸۲/۳	۱۳/۵	۰/۰۰۱۰	۰/۰۴۵۳	-۰/۰۰۴۵	۰/۰۴۵۰	۳
۱	۱۲۰/۰۰۰۰	۹۵/۷	۱۳/۳	۰/۰۰۱۰	۰/۰۴۵۰	۰/۰۳۹۰	-۰/۰۲۲۵	۴
۰/۰۲۷۴	۴/۱۰۶۶	۹۶/۷	۱/۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۲۳	۰/۰۰۰۹	۰/۰۱۲۳	۵
۱	۱۸۰	۱۰۰	۳/۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۲۲۵	.	-۰/۰۲۲۵	۶

جدول ۶- مولفه‌های هارمونیک‌های اول تا ششم بیشینه دبی ماهانه ایستگاه قرآن تالار

T_k	\varnothing_k	$CPVR_k$	PVR_k	V_k	C_k	B_k	A_k	K
۰/۵۸۸۴	۱۷/۶۵۲۱	۱۵	۱۵	۰/۰۰۱۰	۰/۰۴۵۵	۰/۰۱۳۸	۰/۰۴۳۳	۱
۰/۷۲۲۹	۴۳/۳۷۲۸	۷۳/۷	۵۸/۷	۰/۰۰۴۱	۰/۰۹۰۱	۰/۰۶۱۹	۰/۰۶۵۵	۲
۰/۷۰۴۸	۶۳/۴۳۴۹	۷۸/۸	۵/۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۲۶۶	۰/۰۲۳۸	۰/۰۱۱۹	۳
۰/۶۰۱۸	۷۲/۲۱۶۳	۹۶/۰	۱۷/۲	۰/۰۰۱۲	۰/۰۴۸۷	۰/۰۴۶۴	۰/۰۱۴۹	۴
۰/۴۶۰۳	۶۹/۰۴۶۰	۹۹/۰	۳/۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۲۰۳	۰/۰۱۸۹	۰/۰۰۷۳	۵
.	.	۱۰۰	۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۱۹	.	۰/۰۱۱۹	۶



شکل ۴- پراکندگی مکانی $PVR1$ تا $PVR4$ در منطقه مورد مطالعه

با توجه به مباحث عنوان شده در بالا نتایج زیر از کاربرد تحلیل هارمونیک در خصوص دبی بیشینه ماهانه ایستگاه‌های دبی سنجی در منطقه حاصل می‌گردد:

۱. میزان نقش هارمونیک‌های اول و دوم در توضیح واریانس داده‌ها در منطقه از دیگر هارمونیک‌ها مشخص‌تر و متمایزتر است.
۲. با توجه به الگوهای هارمونیک‌های اول و دوم تغییرپذیری درون سالانه دبی‌های بیشینه ماهانه به طور غالب عموماً شش‌ماهه و شبه‌سالانه است.
۳. در ایستگاهی چون کسلیان که نقش هارمونیک اول در توضیح واریانس دبی بیشینه ماهانه بسیار است و هارمونیک دوم نیز در در ماه‌های اسفند و فروردین همسو با هارمونیک اول می‌باشد، انتظار بیشتری در رخداد منظم‌تر بیشینه دبی ماهانه در این ایستگاه وجود دارد.
۴. در ایستگاه‌های با فاصله بسیار کم الگوهای تغییرپذیری جریان بیشینه ماهانه دارای تفاوت‌های نسبتاً زیادی است. این تفاوت‌های مکانی می‌تواند ناشی از تفاوت در طول رودخانه‌ها باشد که نشان از تأثیر متفاوت منابع تغذیه رودها در الگوهای تغییرپذیری دارد.

۵. زمان اوج هارمونیک‌های اول ($T1$) عموماً فروردین ماه و زمان اوج هارمونیک دوم ($T2$) مابین اسفند و فروردین با یک تناوب شش ماهه مابین مهر و آبان است.
۶. با توجه به زمان اوج هارمونیک‌ها مشخص می‌گردد که رژیم الگوهای دبی بیشینه ماهانه تحت تاثیر دو عامل اساسی است. در هنگام بهار (اسفند و فروردین) علت اساسی رخداد دبی‌های بیشینه ماهانه تحت تاثیر عامل ذوب برف ایجاد می‌شود و زمان اوج دوم که رخداد آن در پاییز (مهر و آبان) می‌باشد متأثر از رژیم بارش‌های منطقه است که عموماً پاییزه است.

منابع

- محمدی، حسین، عزیزی، قاسم، تقوی، فرحناز و یوسفی، یداله. ۱۳۹۰. تغییرپذیری زمانی و مکانی بیشینه بارش ماهانه در بخش‌های جنوبی دریای خزر، پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، شماره ۷۵.
- یوسفی نصرت‌الله، حجام سهراب و ایران نژاد پرویز. ۱۳۸۶. برآورد احتمالات خشکسالی و ترسالی با استفاده از زنجیره مارکف و توزیع نرمال (مطالعه موردی: قزوین). پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۶۰، صص ۱۲۱-۱۲۸.
- Aksoy, Hafzullah. 2004. Pulse Generation Models for Daily Intermittent Stream flows, *Hydrological Sciences–Journal–des Sciences Hydrologiques*, 49(3), 399-411.
- Andreo, B, P. Jimé'nez, J.J. Dura'n, F. Carrasco, Vadillo, I. and 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* 324, 24–39.
- Barry, R.G. and Perry, A.H. 1973. *Synoptic Climatologically Methods and Applications*. Methuen & Co Ltd., London
- Bayazit, M. Onoz, B. and Aksoy, H. 2001. *Nonparametric Stream Flow Simulation by wavelet or Fourier Analysis*. *Hydrological Sciences-Journal-des Sciences Hydrologiques*, 46 (4).
- Bruin, De. H.A.R. 1980. *A Stochastic Description of Wet and Dry Spells in Terms of Effective Number of Days*. *Journal of Hydrology*, 45 (1980) 91-99.
- Dracup, J.A. and Kahya, E. 1994. *The Relationships Between US stream Flow and LaNinÀ a events*. *Wat. Resour. Res.*, 30, 2133-2141.
- Entekhabi, D. 1984. *Spectral Analysis and Stochastic Modeling of Stream Flow using the Fourier Series*. *Eos Trans., AGU*, 65, 885.
- Hameed, S. 1984. *Fourier Analysis of Nile Food Levels*. *Geophys. Res. Lett.*, 11, 843-845.
- Jakubauskas, Mark E, Legates. David. R. and Kastens Jude, H. 2001. *Harmonic Analysis of Time-Series AVHRR NDVI Data*. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*. Vol. 67, No. 4, pp. 461-470.

- Jenkins, M.G. and Watts, D. 1980. *Spectral Analysis and Its Applications*. Holden-Day, London, pp 16–23
- Jianting CHU, XIA Jun, XU Chongyu, LI Lu and WANG Zhonggen, 2010. *Spatial and Temporal Variability of Daily Precipitation in Haihe River basin*. 1958–2007, Springer-Verlag, J. Geogr. Sci, 20(2): 248-260
- Kahya, E. and Dracup, J.A. 1993. 'US Stream Flow Patterns in Relation to the El Nino/Southern Oscillation'. *Wat. Resour. Res.*, 29, 2491-2503
- Kirkyla. Kristina I and Hameed Sultan, 1989. *Harmonic Analysis of the Seasonal Cycle in Precipitation over the United States: A Comparison between Observations and a General Circulation Model*. American Meteorology Society, Vol. 2, 1463-1475
- Kunhel, I., McMahon, T.A., Finlayson, B.L., Haines, A., Whetton, P.H. and Gibson, T.T. 1990. 'Climatic Influences on Stream Flow Variability: A Comparison Between Southeastern Australia and Southeastern United States of America', *Wat. Resour. Res.*, 26, 2483-2496.
- Lamb H.H. 1990. *Climate: Past, Present and Future*, London
- Livada. I., Charalambous. G., and Assimakopoulos. M.N. 2008. *Spatial and Temporal Study of Precipitation Characteristics over Greece*. *Theoretical and Applied Climatology* 93, 45–55.
- Namdar Ghanbari, R. 2007. *Climate Signals in Groundwater and Surface Water Systems: Spectral Analysis of Hydrologic Processes*. Ph.D. Thesis, University of Wisconsin-Milwaukee.
- Nastos. P.T. and Zerefos, C.S. 2010. *Spatial and Temporal Variability of Consecutive Dry and Wet days in Greece*. *Atmospheric Research* -01976, 1-13.
- Ochola. W.O. and Kerkides, P. 2003. A MARKOV Chain Simulation Model for Predicting Critical Wet and Dry Spells in Kenya: Analyzing Rainfall Events in the KANO Plains. *IRRIGATION AND DRAINAGE*. 52, 327-342.
- Redmond, K.T. and Koch, R.W. 1991. 'Surface Climate and Stream Flow Variability in the Western United States and their Relationship to Large-Scale Circulation Indices'. *Wat. Resour. Res.*, 27, 2381-2399.
- Robinson, S.A. and Rohde F.G. 1976. *Stochastic Modelling of Monthly Streamflow in the Federal Republic of Germany*. *Nordic Hydrology*, 7, 43-56.
- Rodriguez-Puebla, C., Encinas, A.H., Nieto, S. and Garmendia, J. 1998. *Spatial and Temporal Patterns of Annual Precipitation Variability Over the Iberian Peninsula*. *International Journal of Climatology*, 18: 299–316.
- Sirdas Sevinc, 2005. *Daily Wind Speed Harmonic Analysis for Marmara Region in Turkey*. *Energy Conversion and Management* 46, 1267–1277.
- Simpson, H. J., Cane, M.A., Herczeg, A.L., Zebiak, S.E., and Simpson, J.H. 1993. 'Annual river Discharge in Southeastern Australia Related to El Nino/Southern Oscillation forecasts of sea surface temperatures'. *Wat. Resour. Res.*, 29, 3671-3680.

- Smith Laurence C., Turcotte Donald, L. and Isacks Bryan, L. 1998. *Stream Flow Characterization and Feature Detection using a Discrete Wavelet Transform*. Hydrological Processes, Vol. 12, 233-249
- Tosic´ I and Unkasëvic M, 2005. *Analysis of Precipitation Series for Belgrade*. Theoretical and Applied Climatology. 80, 67-77
- Wilks. D.S. 2006. *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences*. Second Edition, United States of America.

