



دانشگاه گیلان

مجله پژوهش‌های حفاظت آب و خاک
جلد نوزدهم، شماره چهارم، ۱۳۹۱
<http://jwsc.gau.ac.ir>

تحلیل طیفی رفتار دوره‌های سری زمانی تراز سطح آب دریاچه ارومیه

شیدا جلیلی^۱، سعید مرید^۲، احمد بناکار^۳ و رضا نامدارقنبری^۴

^۱ دانش‌آموخته دکتری مهندسی منابع آب، دانشگاه تربیت مدرس، دانشجویار گروه مهندسی منابع آب، دانشگاه تربیت مدرس، آستادیار گروه ماشین‌آلات کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، آستادیار دانشگاه Merced
تاریخ دریافت: ۸۹/۶/۱۵؛ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۱/۱۹

چکیده

دریاچه ارومیه از منابع آبی مهم در شمال غرب کشور است که هم از نظر اقتصادی و هم زیست‌محیطی نقش حیاتی برای آن منطقه ایفا می‌نماید. طی سال‌های اخیر دریاچه با بحران افت تراز مواجه شده که بررسی علل آن به منظور حفظ آن دارای اهمیت است. برای بررسی علل این واقعه، درک مناسبی از رفتار دریاچه ضروری می‌باشد و در این مقاله تلاش شده است تا با استفاده از روش‌های تحلیل طیفی سری زمانی به این مهم پرداخته شود. در این راستا ترکیبی از روش‌های تخمین طیفی چندکاهنده و آنالیز طیف تکین مورد استفاده قرار گرفت. نتایج دوره‌های معنی‌دار بلندمدت را در سری زمانی تراز دریاچه نشان داد. هر چند محدودیت طول دوره آماری باعث شد تا نتوان بسامدهای طولانی مدت و در حدود بیش از ۲۰ ساله را مورد استناد قرار داد. همچنین بررسی سری بازسازی شده از نوسانات هارمونیک تراز دریاچه ارومیه با سری اولیه نشان داد که با وجودی که نوسانات دوره‌ای در رفتار دریاچه ارومیه تأثیرگذار می‌باشند، رفتار دریاچه طی سال‌های اخیر کاملاً با این نوسانات دوره‌ای قابل توصیف نمی‌باشد.

واژه‌های کلیدی: دریاچه ارومیه، سری زمانی تراز، تحلیل طیفی، نویز، دوره‌های نوسانی

* مسئول مکاتبه: morid_sa@modares.ac.ir

مقدمه

نوسانات اخیر تراز آب دریاچه ارومیه و فرایند رو به خشک شدن آن، پیامدهای نامطلوبی را بر اقتصاد و محیط زیست این دریاچه به همراه داشته است. درک مناسبی از رفتار دریاچه برای بررسی علل این واقعه ضروری می‌باشد. این درک می‌تواند نقش مؤثری را در ارائه برنامه‌های مدیریتی حفظ آن ایفاد نماید. تحلیل سری زمانی تراز دریاچه از اقدامات پایه و بالادستی در این خصوص است که تاکنون به اندازه کافی به آن پرداخته نشده است. این تحلیل، اطلاعات قاطعی را برای توصیف، فهم و پیش‌بینی تغییرات متغیرهای اقلیمی مهیا می‌سازد. کاربرد تحلیل سری‌های زمانی اقلیمی در قلمرو بسامد در سال‌های اخیر به دلیل ویژگی‌های مناسب آن‌ها در استخراج ارتباط الگوهای دوره‌ای سری‌های زمانی مورد توجه محققان زیادی قرار گرفته است (گیل و همکاران، ۲۰۰۲). برای نمونه، راثو و هامد (۲۰۰۳) از روش تخمین طیفی چندکاهنده^۱ MTM برای استخراج نوسانات دوره‌ای سری‌های زمانی سالانه رواناب، بارندگی، دما و داده‌های قطر درخت^۲ در ایالات ایلینویس، ایووا، اوهایو و ایندیانا در آمریکا استفاده نمودند. ایشان ویژگی روش یاد شده را امکان آزمون معنی‌دار بودن مؤلفه نوسانی عنوان می‌نمایند.

همچنین هانسون و همکاران (۲۰۰۴) و هانسون و همکاران (۲۰۰۶) با رویکردی در محدوده بسامد، اثر شاخص‌های اقلیمی نوسانات جنوبی ال‌نینو^۳، شاخص مانسون آمریکای شمالی^۴ و نوسان دهه‌ای اقیانوس آرام^۵ روی بارندگی و دبی رودخانه موجاو^۶ در ایالت کالیفرنیا آمریکا را بررسی نمودند. سری‌های زمانی با استفاده از روش تحلیل طیف تکین^۷ SSA، به مؤلفه‌های بازسازی شده RC^۸ تفکیک شده است و بررسی ارتباط توسط مؤلفه‌های هم‌بسامد با هر شاخص اقلیمی با این فرض که هر شاخص اقلیمی با دوره مشخصی تغییر می‌کند، انجام شد. برای مثال، مؤلفه‌های با دوره بین ۶-۲ سال با شاخص انسو^۹ مقایسه گردید. بازسازی دوره‌های اقلیمی مشخص و همچنین امکان بررسی ارتباط تاخیردار در سری‌های زمانی از ویژگی‌های این رویکرد است.

- 1- Multi Taper Method
- 2- Tree-Ring
- 3- ENSO (El Nino/Southern Oscillation)
- 4- NAM (North American Monsoon)
- 5- PDO (Pacific Decadal Oscillation)
- 6- Mojave
- 7- Singular Spectral Analysis
- 8- Reconstructed Component
- 9- ENSO

در پژوهش دیگری نامدارقنبری و براوو (۲۰۰۹) برای بررسی نوسانات سری زمانی مدت پوشش یخ دریاچه مندوتا^۱ در ایالت ویسکانسین در آمریکا از تحلیل طیف تکین SSA^۲ و روش چندکاهنده MTM^۳ استفاده نمودند. نتایج این روش‌ها روی سری زمانی به دست آمده از اختلاف جمعی از میانگین سری زمانی پوشش یخی نشان داد که این روش قابلیت بررسی خصوصیات طیفی سری زمانی را بهبود می‌بخشد.

در ایران پژوهش‌هایی که به طور مستقیم رفتار دریاچه را تحلیل نمایند بسیار محدود بوده است. کلتس و شهرابی (۱۹۸۶) گزارش کردند که نوسانات زیادی در تراز سطح آب دریاچه ارومیه طی مقیاس‌های زمانی زمین‌شناسی رخ داده و پژوهش‌های اخیر بر مبنای برداشت نمونه‌هایی تا عمق ۱۰۰ متر از کف دریاچه نیز آن را تأیید می‌کند (جمالی و همکاران، ۲۰۰۸). جبارلوی شبستری (۲۰۰۱) با بررسی پهنه‌های نمکی حاشیه دریاچه ارومیه نتیجه‌گیری کرد که احتمالاً سطح آب دریاچه در ۱۰-۵ هزار سال قبل از این زمان نیز پایین‌تر بوده است. نوسانات ماهانه تراز دریاچه ارومیه و دریای خزر طی دوره ژانویه ۱۹۸۶ تا دسامبر ۱۹۹۵ توسط وزیری (۱۹۹۸) مطالعه شد. سری زمانی تراز هر دو دریاچه روند افزایشی را در دوره مورد مطالعه نشان داد. شبکه عصبی مصنوعی^۴ و الگوی ARIMA برای پیش‌بینی تراز سطح آب هر دو دریاچه استفاده شدند و سال‌های انتهایی سری‌های زمانی تراز برای الگوبندی، رفتار مطلوبی نشان دادند. تحلیل مقایسه‌ای دو سری زمانی، همبستگی معنی‌دار بین آن‌ها را نشان داد و نتیجه‌گیری شد که افزایش تراز هر دو دریاچه در سال‌های انتهایی دوره مطالعه ناشی از وقوع یک دوره ترسالی در منطقه است. همچنین علیپور (۲۰۰۶) پیشنهاد می‌کند که کاهش اخیر تراز آب دریاچه ارومیه ممکن است در نتیجه وقوع درازمدت خشک‌سالی باشد.

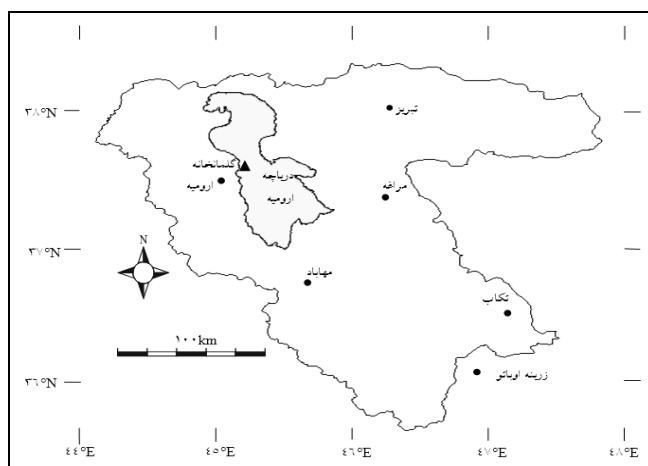
در مجموع در بررسی سابقه پژوهش‌های انجام شده بر روی سری زمانی تراز دریاچه ارومیه نبودن رویکردی سازمان‌دهی شده برای توصیف رفتار تراز دریاچه ارومیه، به خصوص در سال‌های اخیر که افت شدید تراز این دریاچه، اهمیت این موضوع را بیش از پیش نموده است، قابل مشاهده می‌باشد. همچنین کارایی روش‌های طیفی در تحلیل و توصیف رفتار سری‌های زمانی اقلیمی و هیدرولوژیکی در پژوهش‌های مشابه نشان داده شده است. با توجه به این، هدف این پژوهش پاسخ به این سوال است که آیا می‌توان با استفاده از روش‌های طیفی در آنالیز سری‌های زمانی، دوره‌های نوسانی را از

-
- 1- Mendota
 - 2- Singular Spectral Analysis
 - 3- Multi Taper Method
 - 4- Artificial Neural Network

تغییرات تراز سطح آب دریاچه ارومیه استخراج نمود و در این صورت آیا این نوسانات دوره‌ای می‌تواند کاهش اخیر تراز دریاچه ارومیه را توجیه نماید؟

مواد و روش‌ها

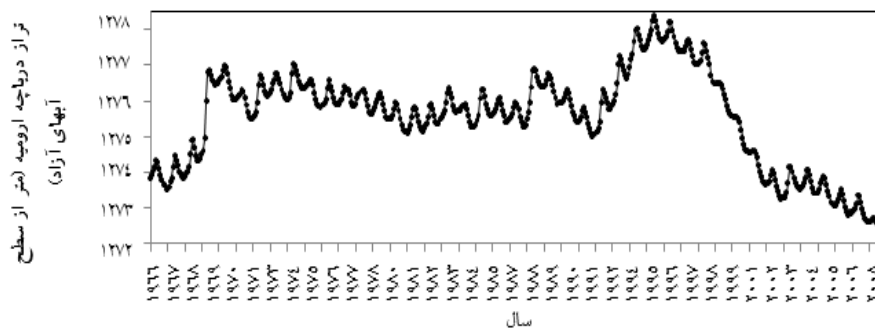
محدوده مطالعاتی و منابع داده‌ها: دریاچه ارومیه در شمال‌غربی ایران بین ۳۷ درجه و ۳ دقیقه و ۳۸ درجه و ۱۷ دقیقه عرض شمالی و بین ۴۴ درجه و ۵۹ دقیقه و ۴۵ درجه و ۵۶ دقیقه طول شرقی (شکل ۱) با طول حدود ۱۴۶ کیلومتر و عرض حداکثر برابر با ۵۸ کیلومتر، بزرگ‌ترین دریاچه داخل ایران و یکی از دریاچه‌های فوق‌شور در جهان است. این دریاچه، دریاچه‌ای بسته^۱ با حداکثر عمق ۱۶ متر می‌باشد و تراز سطح آب آن بین ۱۲۷۲ و ۱۲۷۸ متر از سطح آب‌های آزاد متغیر است (شکل ۲) و وسعت دریاچه از ۶۱۰۰-۴۷۵۰ کیلومترمربع متناسب با ورودی‌ها و تبخیر تغییر می‌کند (ایمانی‌فر و محبی، ۲۰۰۷). دریاچه ارومیه همراه با ۱۰۲ جزیره از سوی یونسکو^۲ به‌عنوان ذخیره زیست‌کره^۳ شناخته شده و مطابق قرارداد رامسر^۴ جزو تالاب‌های بین‌المللی معرفی شده می‌باشد. دریاچه را کوه‌هایی از غرب، جنوب و شرق احاطه نموده‌اند ولی ارتفاعات مهمی در سمت شمال دریاچه وجود ندارد. حداکثر ارتفاع در غرب ۳۶۰۸، در شرق ۳۱۷۳ و در جنوب ۴۸۱۱ متر از سطح آب‌های آزاد است.



شکل ۱- موقعیت دریاچه ارومیه و حوضه آبریز آن.

- 1- Terminal
- 2- UNESCO
- 3- Biosphere Reserve
- 4- Convention of Ramsar

تراز آب دریاچه ارومیه روزانه دو بار (در ساعت ۸ و ۱۸) در سه ایستگاه اطراف دریاچه قرائت می‌گردد. دقت قرائت‌ها $\pm 0/5$ سانتی‌متر بوده و صحت قرائت‌ها به‌صورت ماهانه از طریق اندازه‌گیری‌های لیمنوگراف مورد بررسی قرار می‌گیرد. اندازه‌گیری‌های روزانه تراز سطح آب برای این پژوهش از ایستگاه گلماخانه (۳۷ درجه و ۳۶ دقیقه عرض شمالی و ۴۵ درجه و ۱۶ دقیقه طول شرقی) از ۱ ژانویه ۱۹۶۶ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۰۸ (به‌مدت ۴۳ سال) مورد استفاده قرار گرفت. سپس داده‌های ماهانه از داده‌های روزانه محاسبه گردیدند. این مقادیر در شکل ۲ نشان داده شده‌اند.



شکل ۲- آمار ماهانه تراز دریاچه ارومیه از ژانویه سال ۱۹۶۶ تا دسامبر ۲۰۰۸ میلادی.

روش‌های طیفی: روش‌های طیفی یا تحلیل در قلمرو بسامد^۱ برای استخراج رفتار دوره‌ای سری زمانی تراز دریاچه ارومیه در این پژوهش استفاده شده است. فرض این است که هر یک از فرآیندهای قطعی و تصادفی می‌توانند با تابعی از بسامد (به‌جای زمان) مشخص شوند. این تابع در نوشتارهای مهندسی طیف^۲ نامیده می‌شود. فرض می‌گردد سری‌های زمانی، ایستا به مفهوم وسیع^۳، تصادفی و گسسته هستند (نیرومند، ۱۹۹۷). طیف فرآیند ایستا به مفهوم وسیع، تبدیل فوریه تابع خودهم‌تغییری^۴ آن می‌باشد. این تعریف به شکل رابطه ۱ نشان داده می‌شود (پریستلی، ۱۹۸۱):

$$P_{xx}(f) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} r_{xx}[k] \exp(-j2\pi fk), \quad -\frac{1}{T} \leq f \leq \frac{1}{T}, \quad j^2 = -1 \quad (1)$$

- 1- Frequency Domain Analysis
- 2- Spectrum
- 3-WSS (Wide Sense Stationary)
- 4- Auto-Covariance

که در آن، $p_{xx}(f)$: طیف فرایند x ، $r_{xx}[k]$: تابع خودهم‌تغییری فرایند x با تاخیر k و f بسامد است. اگر سری زمانی از تغییرات سینوسی و اغتشاش تشکیل شده باشد، طیف آن مجموع طیف این دو خواهد بود که باید اغتشاش سری زمانی برای بررسی خصوصیات طیفی سری پیشنهاد شده، حذف شود. به این منظور در این پژوهش از روش تحلیل طیف تکین SSA استفاده گردید. سپس به منظور تخمین طیفی روش چندکاهنده MTM انجام و پس از تحلیل هارمونیک، بازسازی سیگنال دوره‌ای تراز دریاچه ارومیه صورت گرفت. این فرآیند در شکل ۳ نشان داده شده است. در ادامه مراحل مورد اشاره در شکل به اختصار تشریح می‌گردد.



شکل ۳- فرآیند بازسازی سیگنال دوره‌ای تراز دریاچه ارومیه.

کاهش اغتشاش (روش تحلیل طیف تکین): روش تحلیل طیف تکین برای افزایش نسبت سیگنال به اغتشاش^۱ استفاده شد. فرض این است که بی‌نظمی‌ها می‌توانند در سری‌های زمانی توسط قوانین دینامیک غیرخطی توصیف شوند. مجموعه‌ای ثابت از متغیرها^۲ (روله و تیکنز، ۱۹۷۱) وجود دارند که هر راه‌حلی از سیستم دینامیک، به سمت آن‌ها میل می‌کند. یک سری مشاهداتی از یک سیستم، می‌تواند برای به‌دست آوردن متغیرهای آن به‌کار رود (تیکنز، ۱۹۸۱؛ روله، ۱۹۸۱؛ مانیر، ۱۹۸۱). بنابراین روش SSA از توالی بردارهایی در محدوده فاز استفاده می‌کند. این مانند استفاده از یک پنجره متحرک بر روی سری زمانی است که تصاویر متفاوتی از سری را برداشت می‌کند.

این روش را می‌توان مطابق زیر الگوریتم‌بندی نمود. ابتدا جاسازی سری زمانی مشاهداتی $\{x(t): t=1, \dots, n\}$ در یک فضای برداری با بعد M با در نظر گرفتن M نمونه تاخیری $\{x(t-j): j=1, \dots, M\}$ از آن انجام می‌گیرد (n : طول سری زمانی و M : بعد فضای برداری است). سپس ماتریس تاخیر هم‌تغییری $CD_{M \times M}$ از الگوریتم‌های موجود محاسبه می‌شود. از آنجا که الگوریتم

1- Signal to noise ratio (S/N)

2- Strange Attractors

واوتارد و گیل (VG) برای حذف اغتشاش برای سری‌های کوتاه کارا تر است (گیل و همکاران، ۲۰۰۲)، در این پژوهش استفاده شد. مقادیر ماتریس CD در این الگوریتم براساس رابطه ۲ به‌طور مستقیم از داده‌های سری زمانی به شکل ماتریس قطری محاسبه می‌شوند.

$$C_{ij} = \frac{1}{n - |i - j|} \sum_{t=1}^{n-|i-j|} x(t)x(t + |i - j|) \quad (2)$$

که در آن، c_{ij} : مولفه ردیف i و ستون j ماتریس CD است. سپس مطابق رابطه ۳ مقادیر مشخصه λ_k و بردارهای مشخصه E_k ماتریس CD به‌دست می‌آیند.

$$CD.E_k = \lambda_k.E_k \quad (3)$$

مرتبه دادن به مقادیر مشخصه $\{\lambda_k : 1 \leq k \leq M\}$ به‌صورت نزولی انجام می‌شود. λ_k پراش سری‌های زمانی را در جهت مشخص شده توسط بردار مشخصه متناظر E_k می‌دهد. ریشه دوم مقادیر مشخصه به‌نام مقادیر تکین^۳ نامیده می‌شوند و $\{\lambda_k^{1/2} : 1 \leq k \leq M\}$ طیف تکین نامیده می‌شود. اگر مقادیر تکین به‌صورت نزولی مرتب و رسم شوند، می‌توان دو قطعه متفاوت در شکل تشخیص داد. یکی با شیب تند که نمایشگر سیگنال است و دیگری بخش هموارتر که نمایشگر اغتشاش در سری‌ها می‌باشد. در این پژوهش به‌منظور جداسازی اغتشاش از سری زمانی از آزمون میله‌های خطا^۴ استفاده شد که سهم مشارکت هر مؤلفه تکین را در تغییرات سری زمانی ارایه می‌دهد (گیل و همکاران، ۲۰۰۲).

یک سری زمانی برای هر بردار مشخصه E_k با طول $N_1 (N_1 = n - M + 1)$ ساخته می‌شود که به‌عنوان k امین مؤلفه اصلی PC^۵ سری اولیه نامیده می‌شود. از آن‌جا که N_1 طول PC ها به‌جای n است، بنابراین نمی‌توانند اطلاعات فاز را شامل شوند. PC های مرتبط برای تشکیل دادن بازسازی جزئی سری‌های زمانی اولیه $\mathcal{R}_k(t)$ برای استخراج سری‌های زمانی با طول n با توجه به زیرمجموعه κ تا درایه مشخصه انتخابی، ترکیب می‌گردند. این سری‌ها (با طول N) مؤلفه‌های بازسازی شده RC^۶ نامیده می‌شوند. مؤلفه‌های بازسازی شده، فاز سری‌های زمانی را حفظ می‌کنند. می‌توان نسبت سیگنال

-
- 1- Eigen Value
 - 2- Eigen Vector
 - 3- Singular Values
 - 4- Error Bars Test
 - 5- Principal Component
 - 6- Reconstructed Component

به اغتشاش را در سیگنال بازسازی شده با این فرآیند بهینه نمود. اگر همه RC ها را جمع کنیم سری زمانی اصلی بدون از دست دادن هر گونه اطلاعاتی به دست می‌آید.

یک چالش عمده در این روش، انتخاب طول پنجره مناسب است. اگر d بعد متغیرهای سامانه باشد، طول پنجره M باید از $2 \times d + 1$ بزرگ‌تر باشد. با افزایش طول پنجره، ابعاد مورد بررسی افزایش یافته که کمیت نتایج را افزایش داده، ولی از سوی دیگر سطح اطمینان نتایج کاهش می‌یابد و باید انتخاب بهینه بین این دو انجام گردد. وائوتارد و همکاران (۱۹۹۲) طول پنجره را بین یک دهم تا یک پنجم طول سری زمانی پیشنهاد نموده‌اند.

تخمین طیفی: در مورد سری‌های زمانی محدود مانند سری زمانی تراز دریاچه ارومیه استفاده از تبدیل فوریه تخمینی از طیف با نشت طیفی^۱ بالا ارایه می‌دهد (کوپمانز، ۱۹۹۵). نشت طیفی اثر تحلیل بسامد سری‌های با طول محدود یا بخش محدودی از سری‌های نامحدود است و وقتی اتفاق می‌افتد که مقداری از انرژی در طیف اصلی به بسامدهای دیگر نشت کند (کوپمانز، ۱۹۹۵).

روش‌های متفاوت تخمین طیفی سعی دارند تا نشت طیفی را با استفاده از متوسط‌گیری نوار بسامدی، استفاده از پنجره‌های (توابع) هموارکننده^۲ و کاهنده‌ها^۳ بر روی تخمین اولیه طیف حداقل نمایند. روش‌های متفاوتی برای برآورد طیفی وجود دارد، اما از نظر آماری روش‌های برآوردگر در صورتی رضایت‌بخش هستند که پایدار^۴ باشند. یعنی پراش تخمین طیفی مربوط به آن‌ها، وقتی تعداد نمونه به سمت بی‌نهایت میل کند به صفر میل نماید (نیرومند، ۱۹۹۷) و نشت طیفی حداقل باشد. در این پژوهش، از کاهنده‌ها به منظور به دست آوردن تخمین طیفی پایدار استفاده شد.

روش چندکاهنده: این روش، یک روش غیرپارامتری است که پراش تخمین طیفی را به جای استفاده از پنجره‌ها، با استفاده از مجموعه‌ای از کاهنده‌ها، کم می‌کند (پرسیوال و والدن، ۱۹۹۳؛ تامسون، ۱۹۸۲). این روش نسبت به روش‌های دیگر کم‌تر نیاز به ابتکار دارد (جنکینز و واتس، ۱۹۶۸؛ باکس و جنکینز، ۱۹۷۰). حداکثرها با بزرگ‌نمایی بیش‌تر و سطح اطمینان بیش‌تر در این روش نسبت به روش‌های کلاسیک (مانند روش دوره‌نگار^۵) قابل استخراج هستند.

- 1- Leakage
- 2- Smoothing
- 3- Tapers
- 4- Consistent
- 5- Periodogram

داده‌ها ابتدا به کاهنده‌های متعامد که برای کاهش نشت طیفی ناشی از طول محدود سری زمانی ساخته شده‌اند، ضرب می‌شوند و مجموعه‌ای از تخمین‌های مستقل طیف محاسبه می‌گردند. متوسط‌گیری طیف به‌دست آمده با این فرآیند نتایج بهتر و پایدارتری (با پراش کم‌تر) ارائه می‌نماید (تامسون، ۱۹۹۰).

کاهنده‌ها به مجموعه‌ای از توابع به‌نام DPSS^۱ تعلق دارند و به‌صورت بردارهای مشخصه‌ای از مسأله حداقل‌سازی رایلی-ریتز^۲، تعریف شده‌اند (اسلپین، ۱۹۷۸). به‌طور دقیق‌تر، کاهنده‌ها مجموعه گسسته‌ای از توابع مشخصه‌اند که نشت بیرون از یک نوار بسامد با عرض نوار pf_R که $f_R=1/(N\Delta t)$ بسامد رایلی^۳، t : فاصله برداشت نمونه و p : یک عدد صحیح منتخب است را کاهش می‌دهند. الگوریتم محاسبه کاهنده‌های مشخصه در بررسی‌های پرسپوال و والدن (۱۹۹۳) و تامسون (۱۹۸۲) موجود است. فقط $2p-1$ کاهنده نشت طیفی را در عمل به‌طور کاربردی کاهش می‌دهند (اسلپین، ۱۹۷۸؛ تامسون، ۱۹۸۲؛ پارک و همکاران، ۱۹۸۷). بنابراین باید تعداد کاهنده K در کاربرد این روش، کم‌تر از $2p-1$ باشد. انتخاب عرض نوار $2pf_R$ و تعداد کاهنده، معامله‌ای بین بزرگ‌نمایی طیفی و پایداری (کاهش پراش) است (تامسون، ۱۹۸۲). برای داده‌های اقلیمی با طول چند صد نقطه، انتخاب $p=2$ و $K=3$ ، بزرگ‌نمایی بسامد لازم برای استخراج سیگنال‌های اقلیمی و درجه آزادی مناسب را مهیا می‌نماید (من و پارک، ۱۹۹۳). ویژگی سری‌های زمانی اقلیمی این است که به‌طور عموم نویز قرمز در آن‌ها در پس زمینه طیف موجود است و شکل طیف را در مقیاس نیمه‌لگاریتمی به شکل خطی نزولی نزدیک می‌نماید (شکل ۷).

وقتی کاهنده‌ها $w_k(t)$ برای یک نوار بسامد منتخب، محاسبه شدند، طیف کل S_X با متوسط‌گیری طیف‌های کاهیده شده توسط کاهنده‌ها به‌دست می‌آید. اگر k امین طیف مشخصه را به‌صورت $\{X(t)w_k(t): t=1, \dots, N\}$ DFT تبدیل گسسته فوریه $\hat{S}_k(f) = |Y_k(f)|^2$ نشان دهیم که در آن Y_k تبدیل گسسته فوریه $\{X(t)w_k(t): t=1, \dots, N\}$ است، طیف چندکاهنده (با بزرگ‌نمایی بالاتر) جمع وزنی K طیف مشخصه به‌صورت رابطه ۴ می‌باشد:

$$S_r(f) = \frac{\sum_{k=1}^K \mu_k |Y_k(f)|^2}{\sum_{k=1}^K \mu_k} \quad (4)$$

انتخاب وزن μ_k و جزئیات دیگر در پرسپوال و والدن (۱۹۹۳) آمده است. بزرگ‌نمایی بسامد تخمین طیفی $\pm pf_R$ است.

1- Discrete Prolate Spheroidal Sequences

2- Rayleigh-Ritz

3- Rayleigh

تحلیل هارمونیک: هدف تحلیل هارمونیک، تعیین مؤلفه‌هایی از سیگنال‌هایی دوره‌ای به شکل بسامد، دامنه و فاز می‌باشد. تبدیل فوریه یک سیگنال کاملاً دوره‌ای یک تابع دیراک^۱ (حداکثرهایی با عرض صفر و مقدار بی‌نهایت است). بنابراین هر پرشی در طیف متناسب با وجود سیگنال دوره‌ای در سری زمانی است.

اگر سری زمانی $X(t)$ مجموع سینوسی‌ها با بسامد f و دامنه B با اغتشاش $\eta(t)$ است. خواهیم داشت:

$$X(t) = Be^{\gamma \pi i f t} + \eta(t) \quad (5)$$

اگر $\{w_k(t) : k = 0, \dots, K-1\}$ تا کاهنده مشخصه اول و $U_k(f)$ تبدیل سریع فوریه w_k باشد، تخمینی از دامنه \hat{B} توسط برازش حداقل مربعات در محدوده بسامد به دست می‌آید:

$$\hat{B}(f) = \frac{\sum_{k=1}^K U_k^*(\cdot) Y_k(f)}{\sum_{k=1}^K |U_k(\cdot)|^2} \quad (6)$$

(علامت * نشان‌دهنده بخش موهومی است).

فاصله اطمینان برای \hat{B} با آزمون F (کندال و استوارت، ۱۹۷۷) تعیین می‌شود. این آزمون براساس نسبت پراش بخش صافی شده سری $X(t)$ با استفاده از K تا کاهنده مشخصه به پراش باقی‌مانده‌ها تعریف شده است. بنابراین دو بخش توصیف شده و توصیف نشده پراش قابل تفکیک می‌باشد:

$$\theta = \left| \hat{B}(f) \right|^2 \sum_{k=1}^K |U_k(\cdot)|^2 \quad (7)$$

$$\psi = \sum_{k=1}^K \left| Y_k(f) - \hat{B}(f) U_k(\cdot) \right|^2 \quad (8)$$

متغیر تصادفی $F(f)$ با بسامد f به صورت رابطه ۹ تعریف می‌شود:

$$F(f) = (K-1) \frac{\theta}{\psi} \quad (9)$$

$F(f)$ در مرتبه اول به مقدار $\hat{B}(f)$ وابسته نیست. این برتری روش یاد شده به روش‌های کلاسیک می‌باشد. زیرا روش MTM قادر به استخراج نوسانات هارمونیک با دامنه کم در سری‌های کوتاه زمانی

1- Dirac

2- Fisher-Snedecor

با درجه معنی‌داری بالا و یا رد دامنه‌های بالا به شرطی که آزمون آماره F را رد کنند، است. فرض کلیدی در این روش این است که سری زمانی از فرآیندی تشکیل شده که شامل سری‌های کاملاً دوره‌ای با دامنه ثابت و اغتشاش سفید می‌باشد. اگر سری $X(t)$ اغتشاش سفید باشد، آماره F از قانون فیشر^۱ با درجه آزادی $2K-2$ پیروی می‌کند. فرض صفر مساوی $B=0$ است.

تفاوت‌گذاری بین اغتشاش قرمز و طیف، در مطالعات اقلیمی که سامانه مورد مطالعه همیشه مقیاس‌های زمانی طولانی‌تر از دوره‌های مورد بررسی دارد، بسیار مهم است. اغتشاش قرمز سبب توان طیف بالاتر در بسامدهای پایین‌تر، حتی در نبود هر نوع سیگنال می‌شود (هاسلمن، ۱۹۷۶؛ میشل، ۱۹۷۶). سطح معنی‌داری برای تشخیص اغتشاش قرمز با استفاده از توزیع کای مربع^۲ با درجه آزادی $\nu=2K$ به دست می‌آید (مان و لیس، ۱۹۹۶). در این پژوهش حداکثرهایی که فرض صفر (اغتشاش قرمز) را در سطح ۵ درصد رد کردند، به‌عنوان دوره‌های نوسانی سری زمانی تراز دریاچه معرفی شدند.

بازسازی سیگنال: وقتی حداکثرهای معنی‌دار در طیف مشخص شدند، سیگنال‌های مرتبط با این حداکثرها در محدوده زمان، قابل بازسازی هستند. این بازسازی مشابه بازسازی مؤلفه‌ها در SSA است. با این تفاوت که اطلاعات بازسازی‌شده در این روش در محدوده بسامد می‌باشد نه در محدوده تاخیر زمانی.

سیگنال بازسازی شده مربوط به حداکثری با مرکزیت بسامد f در زمان پیوسته مطابق رابطه ۱۰ و در زمان گسسته مطابق رابطه ۱۱ نوشته می‌شود:

$$\bar{X}(t) = R\{A(t)e^{-\gamma\pi if,t}\} \quad (10)$$

$$\bar{X}(n\Delta t) = R\{A_n e^{-\gamma\pi if,t\Delta t}\} \quad (11)$$

تابع $A(t)$ از تبدیل اطلاعات بخش موهومی K طیف مشخصه از محدوده زمان به محدوده بسامد به دست می‌آید (پارک، ۱۹۹۲؛ پارک و ماش، ۱۹۹۳؛ مان و پارک، ۱۹۹۴؛ مان و پارک، ۱۹۹۶) در حالی که R مؤلفه حقیقی جمله فوریه در آکولاد است.

1- Fisher-Snedecor

2- Chi-Square

نتایج

همان‌طور که بیان شد، برای تعیین محتوای طیفی سری زمانی تراز دریاچه ارومیه، از روش چندکاهنده (تامسون، ۱۹۸۲) استفاده شد. به این منظور ابتدا اغتشاش سری زمانی تراز سطح آب دریاچه با استفاده از روش تحلیل طیف تکین حذف، سپس پردازش‌های طیفی روی سری زمانی پیش‌پردازش شده اعمال گردید. نتایج مربوط در ادامه می‌آیند.

کاهش اغتشاش: تحلیل طیف تکین (SSA) برای افزایش نسبت سیگنال به اغتشاش، در SSA-MTM toolkit انجام گرفت. ابتدا اثر فصلی سری زمانی ماهانه تراز دریاچه ارومیه با استفاده از تفاضل مقادیر ماهانه از متوسط بلندمدت هر ماه حذف و سپس روند خطی از سری زمانی تراز حذف شدند. این سری برای مقایسه‌های بعدی با استفاده از متوسط و انحراف معیار نرمال شد. با توجه به این که دوره آماری دریاچه ۵۱۶ ماه ($n=12 \times 43$) است، طول‌های ۱۰۳ ($n/5$)، ۸۶ ($n/6$)، ۷۳ ($n/7$)، ۶۴ ($n/8$)، ۵۷ ($n/9$) و ۵۱ ($n/10$) مطابق واثوتارد و همکاران (۱۹۹۲) برای پنجره بررسی شده‌اند (جدول ۱). جدول نشان می‌دهد که ۹۹/۶ درصد تغییرات سری زمانی با استفاده از طول پنجره ۵۱، توسط ۸ مقدار مشخصه^۱ قابل تعریف است. البته تعداد مقادیر مشخصه‌ای که قادر به تعریف این درصد از تغییرات سری زمانی هستند، با افزایش طول پنجره زیاد می‌شود. اما توانایی تفکیک نیز در مقابل بیش‌تر شده که اهمیت کم‌تری در مورد حذف اغتشاش از سری دارد. بنابراین طول ۵۱ برای پنجره انتخاب گردید. بردارهای مشخصه و مقادیر مشخصه مطابق رابطه بعد از تخمین ماتریس اتوکواریانس و قطری نمودن ماتریس یاد شده، استخراج و مقادیر تکین^۲ به صورت نزولی رتبه‌بندی شدند (شکل ۴). همان‌طور که از شکل ۴ مشخص است، تعدادی از مؤلفه‌های تکین که درصد پایینی از پراش سری زمانی را تعریف می‌کنند (قسمتی از نمودار شکل ۴ که حالت هموارتری دارد) به عنوان اغتشاش حذف شدند. آزمون میله‌های خطا سهم مشارکت هر مؤلفه تکین را در تغییرات سری زمانی ارائه می‌دهد (شکل ۵). از شکل ۵ مشخص است که سهم مشارکت مؤلفه‌های تکین بین ۱۰۰-۰ درصد قابل تغییر می‌باشد. برای مؤلفه‌های تکین مرتبط با اغتشاش، این سهم همواره کم‌تر از ۰/۰۱ درصد از کل تغییرات سری زمانی مشاهده می‌شود. در پایان بازسازی سیگنال توسط مؤلفه‌های اصلی انجام شد که نتایج مربوط در شکل ۶ آمده است. در شکل سیگنال بازسازی شده در مقابل سری زمانی اولیه نمایش داده شده است. فاصله بین نقاط بازسازی شده و سری اولیه نمایشگر اغتشاش حذف شده از روش آنالیز طیف تکین می‌باشد.

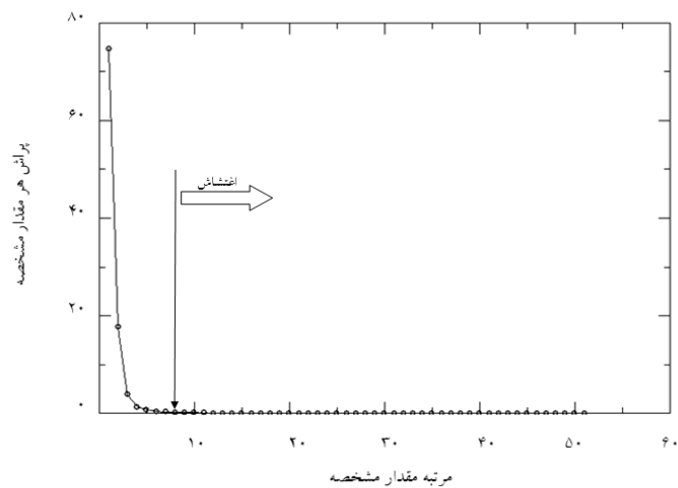
1- Eigen Value

2- Singular Value

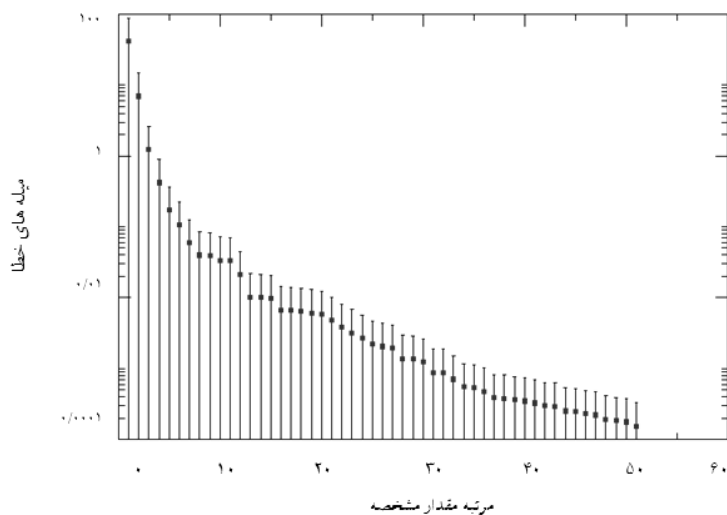
شیدا جلیلی و همکاران

جدول ۱- درصد تجمعی پراش تعریف شده سری زمانی توسط مقادیر مشخصه به ازای طول پنجره‌های متفاوت آنالیز طیف تکین (M طول پنجره است).

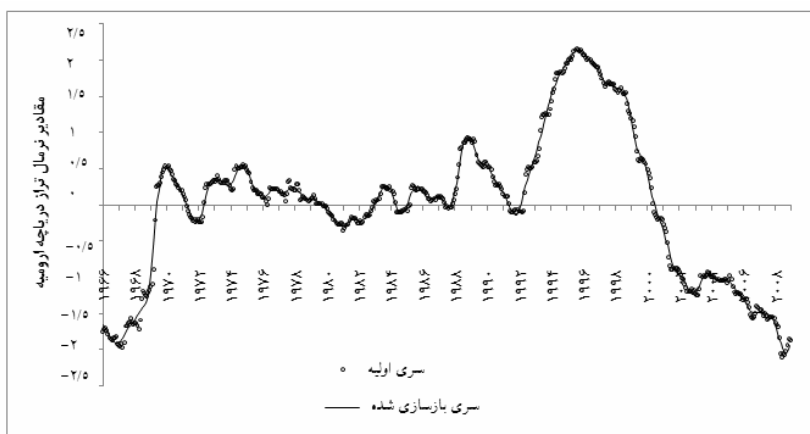
$M=51$	$M=57$	$M=64$	$M=73$	$M=86$	$M=103$	رتبه مقدار مشخصه
۸۱/۹	۷۹/۳	۷۶/۳	۷۲/۴	۶۷	۶۰/۲	۱
۹۵/۶	۹۴/۸	۹۳/۸	۹۲/۵	۹۰/۶	۸۸/۱	۲
۹۸	۹۷/۶	۹۷/۱	۹۶/۴	۹۵/۲	۹۳/۷	۳
۹۸/۸	۹۸/۶	۹۸/۴	۹۸	۹۷/۴	۹۶/۴	۴
۹۹/۲	۹۹	۹۸/۹	۹۸/۶	۹۸/۳	۹۷/۷	۵
۹۹/۴	۹۹/۳	۹۹/۱	۹۹	۹۸/۷	۹۸/۳	۶
۹۹/۵	۹۹/۴	۹۹/۳	۹۹/۲	۹۹	۹۸/۷	۷
۹۹/۶	۹۹/۵	۹۹/۴	۹۹/۳	۹۹/۲	۹۹	۸
	۹۹/۶	۹۹/۵	۹۹/۴	۹۹/۳	۹۹/۱	۹
		۹۹/۶	۹۹/۵	۹۹/۴	۹۹/۲	۱۰
			۹۹/۶	۹۹/۵	۹۹/۴	۱۱
				۹۹/۵	۹۹/۴	۱۲
				۹۹/۶	۹۹/۵	۱۳
					۹۹/۵	۱۴
					۹۹/۶	۱۵



شکل ۴- درصد تغییرات سری زمانی تراز دریاچه ارومیه به ازای مقادیر مشخصه به ازای طول پنجره ۵۱.



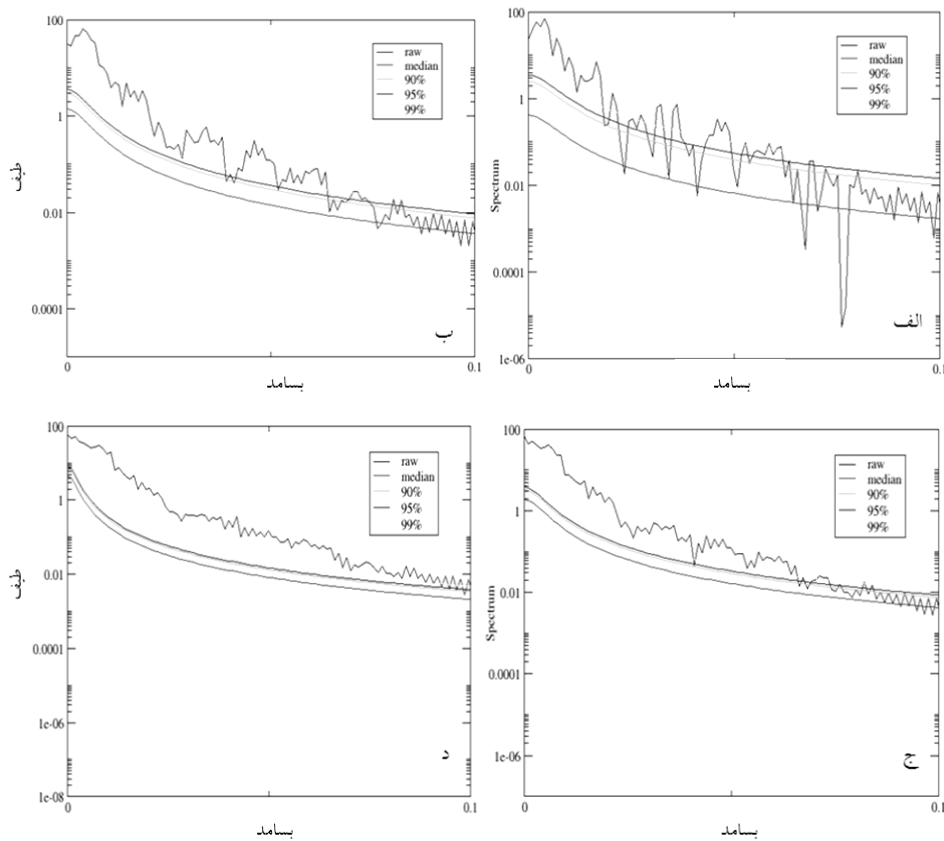
شکل ۵- نمایش میله‌های خطا به‌ازای طول پنجره ۵۱ روی سری زمانی تراز دریاچه ارومیه.



شکل ۶- سیگنال بازسازی شده توسط مؤلفه‌های آنالیز طیف تکین در مقابل سری زمانی اولیه.

استخراج طیف: می‌دانیم با افزایش تعداد کاهنده در روش چندکاهنده پراش تخمین و توانایی تفکیک بین بسامدها کم‌تر می‌شود (تامسون، ۱۹۸۲). بنابراین باید انتخابی بهینه بین پراش و توانایی تفکیک انجام داد. طیف تخمینی سری زمانی تراز دریاچه ارومیه در شکل ۷ به‌ازای تعداد کاهنده ۱، ۳، ۵ و ۷

نشان داده شده است. شکل ۷ نشان می‌دهد که قدرت تفکیک تخمین با افزایش تعداد کاهنده، با وجودی که تخمین طیفی پایدارتر شده، کم‌تر می‌شود. برای مثال طیف به‌دست آمده در صورت استفاده از یک کاهنده (شکل ۷-الف) به دلیل نوسانات زیاد، بسیار ناپایدار است، در مقابل طیف بسیار همواری با افزایش تعداد کاهنده به ۵ و ۷ به‌دست می‌آید (شکل ۷-ج و ۷-د) که اطلاع چندانی در مورد تغییر انرژی در بسامدهای متفاوت به‌دست نمی‌دهد. بنابراین تعداد کاهنده ۳ در اینجا انتخاب می‌شود. همان‌طور که در بخش روش چندکاهنده اشاره شد این تعداد کاهنده توسط محققان دیگر نیز برای سری‌های زمانی اقلیمی با طول چند صد نقطه پیشنهاد شده است (مان و پارک، ۱۹۹۳).



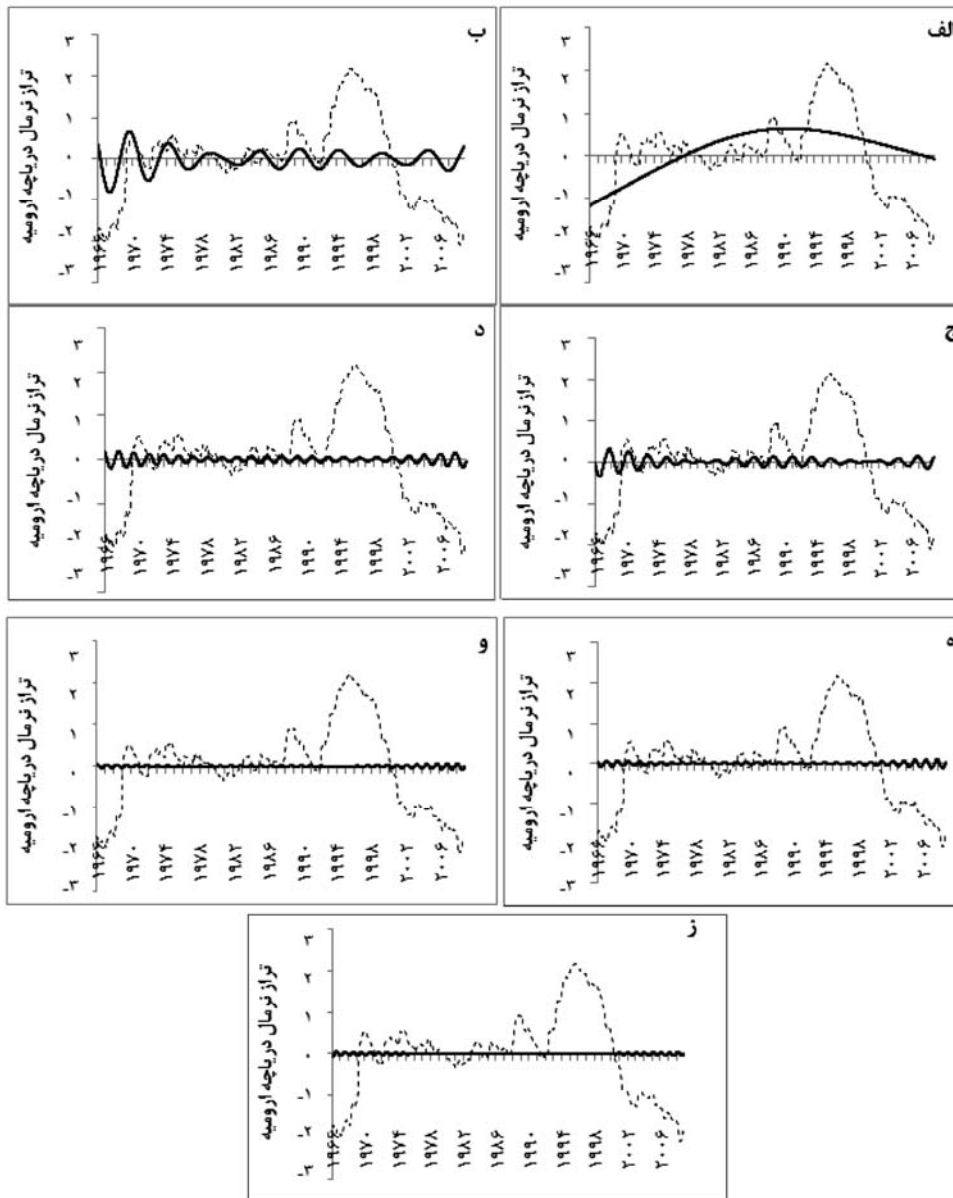
شکل ۷- طیف سری زمانی تراز دریاچه ارومیه از روش چندکاهنده با
الف) ۱ کاهنده، ب) ۳ کاهنده، ج) ۵ کاهنده و د) ۷ کاهنده.

استخراج تغییرات دوره‌ای: می‌دانیم که طیف یک سیگنال کاملاً دوره‌ای یک تابع دیراک^۱ (حداکثرهایی با عرض صفر و مقدار بی‌نهایت) می‌باشد. بنابراین هر پرشی در طیف متناسب با وجود یک سیگنال دوره‌ای در سری زمانی است. بنابراین می‌توان دوره‌های نوسانی تراز دریاچه ارومیه را با تحلیل هارمونیک استخراج نمود. البته حداکثرها فقط وقتی نمایش‌دهنده دوره‌های نوسانی هستند که با آزمون آماری اثبات شود که ناشی از اغتشاش نیستند. وجود اغتشاش قرمز در پدیده‌های دینامیکی (مانند تغییرات تراز دریاچه) بسیار محتمل است (گیل و همکاران، ۲۰۰۲)، بنابراین فرض اغتشاش قرمز در مورد حداکثرها بررسی شد و حداکثرهایی که این فرض صفر را رد نمودند به‌عنوان دوره‌های نوسانی سری زمانی تراز دریاچه معرفی شدند. این مقادیر در جدول ۲ آمده است. سپس سری زمانی دوره‌ای تراز دریاچه ارومیه با استفاده از دوره‌های نوسانی (جدول ۲) بازسازی شد (شکل ۸). در این شکل سری‌های زمانی با دوره‌های نوسانی ۱، ۱/۲، ۱/۴، ۱/۸، ۲/۴، ۴/۵ و ۲۱/۵ در مقابل سری زمانی اولیه تراز دریاچه ارومیه نشان داده شده‌اند. در ادامه سری زمانی مجموع دوره‌های نوسانی نیز مطابق شکل ۹ تهیه شد. ملاحظه می‌گردد که سری زمانی بازسازی شده توانسته به‌طور نسبی تغییرات تراز دریاچه را جز برای پرآبی ۹۹-۱۹۹۴ و دوره افت سال‌های ۲۰۰۰ شبیه‌سازی نماید. قابل استنباط است که نقاط حدی تراز دریاچه ارومیه، ناشی از فرایندی دوره‌ای نیستند و یا در بهترین شرایط، ناشی از دوره‌های طولانی‌تری است که قابل بازسازی با طول سری زمانی موجود نمی‌باشند. ضریب همبستگی (r^2) بین دو سری نشان داده شده در شکل ۹، ۰/۳ به‌دست آمد. به بیان دیگر، نوسانات دوره‌ای ۳۰ درصد تغییرات تراز دریاچه ارومیه را توصیف می‌نمایند و بقیه تغییرات ناشی از فرآیندهای غیردوره‌ای مؤثر بر تراز و یا فرآیندهای دوره‌ای با دوره‌های طولانی‌تر از نصف طول سری زمانی مورد تحلیل می‌باشند.

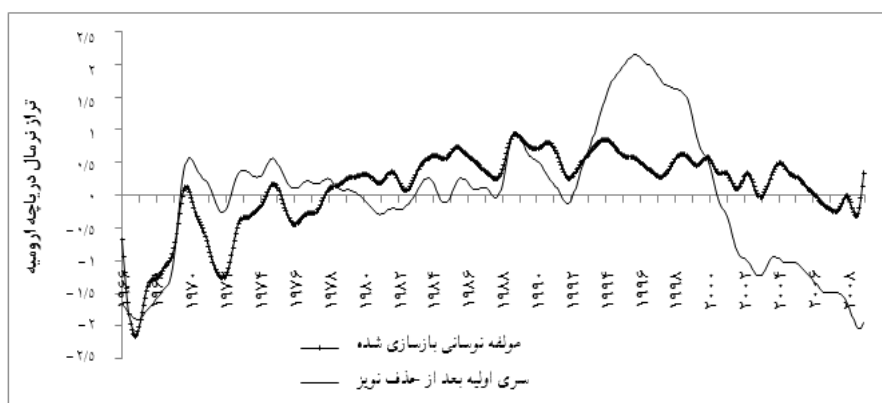
جدول ۲- بسامدهای نوسانی سری زمانی تراز دریاچه ارومیه.

ماه	سال	بسامد (دور در ماه)
۲۵۸	۲۱/۵	۰/۰۰۳۸۷۶
۵۳/۹	۴/۵	۰/۰۱۸۵۵۵
۲۹/۳	۲/۴	۰/۰۳۴۱۸
۲۱/۸	۱/۸	۰/۰۴۵۸۹۸
۱۶/۳	۱/۴	۰/۰۶۱۵۲۳
۱۴	۱/۲	۰/۰۷۱۲۸۹
۱۲/۲	۱	۰/۰۸۲۰۳۱

1- Dirac



شکل ۸- سری زمانی تراز دریاچه ارومیه (خطچین) و سری‌های زمانی تراز دریاچه ارومیه با دوره تناوب
 الف) $21/5$ ساله، ب) $4/5$ ساله، ج) $2/4$ ساله، د) $1/8$ ساله، ه) $1/4$ ساله، و) $1/2$ ساله و ز) ۱ ساله.



شکل ۹- سری زمانی اولیه تراش دریاچه بعد از حذف اغتشاش توسط تحلیل طیف تکین و سری زمانی بازسازی شده نوسانی تراش دریاچه ارومیه توسط روش چندکاهنده.

نتیجه‌گیری

این مقاله تلاشی بود برای رفتارسنجی تغییرات تراش آب دریاچه ارومیه با استفاده از روش‌های طیفی. نتایج بیانگر وجود رفتار دوره‌ای در تراش دریاچه ارومیه است که بسامدهای ۱، ۱/۲، ۱/۴، ۱/۸، ۲/۴ و ۴/۵ ساله آن مورد تأیید قرار گرفت. البته محدودیت طول دوره آماری باعث شد تا نتوان بسامدهای طولانی‌تری را مورد ارزیابی قرار داد و حتی دوره مستخرج ۲۱/۵ ساله به دلیل این‌که برابر نصف طول سری زمانی تراش دریاچه بود، به‌عنوان دوره نوسانی قابل استناد نمی‌باشد. بازسازی سری زمانی تراش دریاچه ارومیه با بسامدهای بالا توانست تا ۳۰ درصد تغییرات تراش مشاهداتی را پوشش دهد. بنابراین می‌توان بیان نمود بقیه تغییرات یا ناشی از دوره‌هایی با بسامدهای طولانی‌تر است یا متأثر از رفتارهای غیردوره‌ای. دسترسی به سری‌های زمانی طولانی‌تر (تا ۱۵۰ سال) در پژوهش‌های مشابه (هانسون و همکاران، ۲۰۰۴؛ هانسون و همکاران، ۲۰۰۶؛ نامدارقنبری و براوو، ۲۰۰۹) تا حدودی این محدودیت را کاهش داده است.

نکته قابل تأمل دیگر ضعف تحلیل‌های بالا برای شبیه‌سازی افزایش سطح آب در سال‌های ۹۹-۱۹۹۴ و دوره افت سال‌های ۲۰۰۰ به بعد است که می‌تواند بیانگر نوعی تغییرات غیرنوسانی دریاچه در این دوره‌ها باشد. در مورد اول، وزیر (۱۹۹۸) نیز افزایش قابل توجه تراش در دوره مورد مطالعه را برای دریاچه خزر گزارش کرده است، بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری نمود که این دوره مستقل

از عوامل بشری، ناشی از دوره‌های نوسانی بلندمدت‌تر می‌باشد (مشابه با نظر کلتس و شهرابی (۱۹۸۶)) و یا ناشی از تغییر اقلیم در منطقه بوده است. اما در بررسی دوره افت سال ۲۰۰۰ به بعد بر خلاف وجود خشک‌سالی در منطقه (علیپور، ۲۰۰۶) تأثیر عوامل انسانی در کنار عوامل اقلیمی قابل بررسی می‌باشد.

منابع

1. Alipour, S. 2006. Hydrogeochemistry of seasonal variation of Urmia Salt Lake, Iran. *Saline Sys.* 2: 9.
2. Box, G.E.P., and Jenkins, G.M. 1970. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden-Day, Boca Raton, Fla. 592p.
3. Djamali, M., De Beaulieu, J.L., Shah-Hosseini, M., Andrieu-Ponel, V., Ponel, P., Amini, A., Akhane, H., Leroy, S.A.G., Stevens, L., Lahijani, H., and Brewer, S. 2008. A late Pleistocene long pollen record from Lake Urmia, NW Iran. *Quatern. Res.* 69: 413-420.
4. Eimanifar, A., and Mohebbi, F. 2007. Urmia Lake (Northwest Iran): a brief review. *Saline Systems.* 3: 5.
5. Ghil, M., Allen, M.R., Dettinger, M.D., Ide, K., Kondrashov, D., Mann, M.E., Robertson, A.W., Saunders, A., Tian, Y., Varadi, F., and Yiou, P. 2002. *Advanced Spectral Methods For Climatic Time Series. Reviews of Geophysics*, 1-1: 1-41.
6. Hanson, R.T., Newhouse, M.W., and Dettinger, M.D. 2004. A methodology to assess relations between climatic variability and variations in hydrologic time series in the southwestern United States. *J. Hydrol.* 287: 252-269.
7. Hanson, R.T., Newhouse, M.W., and Dettinger, M.D. 2006. Relations between Climatic Variability and Hydrologic Time Series From Four Alluvial Basins Across The Southwestern United States. *J. Hydrogeol.*
8. Hasselmann, K. 1976. Stochastic climate models, *Tellus*, 6: 473-485.
9. Jabarlouye Shabestari, B. 2001. Assessing Lake Urmia surface oscillations in quaternary. First seminar on Lake Urmia, September 2001. (In Persian)
10. Jenkins, G.M., and Watts, D.G. 1968. *Spectral Analysis and Its Applications*, Holden-Day, Boca Raton, Fla. 525p.
11. Kelts, K., and Shahrabi, M. 1986. Holocene sedimentology of hypersaline Lake Urmia, northwestern Iran. *Palaeogeogr. Palaeoclimatol. and Palaeoecol.* 54: 105-130.
12. Kendall, M., and Stuart, A. 1977. *The Advanced Theory of Statistics*, Macmillan, Old Tappan, N. J. 2: 4. 700.
13. Koopmans, L.H. 1995. *The spectral analysis of time series*, Academic Press, 22: 385.

14. Mané, R. 1981. On the dimension of the compact invariant sets of certain non-linear maps, in Lect. Not. In Math., Dynamical Systems and Turbulence, edited by D. A. Rand and L.S. Young, Springer-Verlag, New York, 898: 230-242.
15. Mann, M.E., and Lees, J.M. 1996. Robust estimation of background noise and signal detection in climatic time series, *Climate Change*, 33: 409-445.
16. Mann, M.E., and Park, J. 1993. Spatial correlations of interdecadal variation in global surface temperatures, *Geophysics Research Letter*, 20: 1055-1058.
17. Mann, M.E., and Park, J. 1994. Global scale modes of surface temperature variability on interannual to century time scales, *J. Geophys. Res.* 99: 25. 819-933.
18. Mann, M.E., and Park, J. 1996. Joint spatiotemporal modes of surface temperature and sea level pressure variability in the Northern Hemisphere during the last century, *J. Climatol.* 9: 2137-2162.
19. Mitchell, J.M. 1976. An overview of climatic variability and its causal mechanisms, *Quat. Res.* 6: 481-493.
20. Namdar Ghanbari, R., and Bravo, H.R. 2009. Trend and oscillations in the ice-cover duration of Lake Mendota, Wisconsin, USA. *Hydrol. Sci. J.* 54: 3. 497-512.
21. Nirumand, H. 1997. Time series analysis, bivariate and multi variate methods. Ferdowsi University of Mashhad, 406p. (Translation in Persian)
22. Park, J., and Maasch, K.A. 1993. Plio-Pleistocene time evolution of the 100-kyr cycle in marine paleoclimate records, *J. Geophys. Res.* 98: 447-461.
23. Park, J., Lindberg, C.R., and Vernon, F.L.I. 1987. Multitaper spectral analysis of high-frequency seismograms, *J. Geophys. Res.* 92: 12. 675-684.
24. Park, J. 1992. Envelope estimation for quasi-periodic geophysical signals in noise: A multitaper approach, in *Statistics in the Environmental and Earth Sciences*, edited by A.T. Walden and P. Guttorp, Edward Arnold, London, Pp: 189-219.
25. Percival, D.B., and Walden, A.T. 1993. *Spectral Analysis for Physical Applications*, Cambridge Univ. Press, New York, 583p.
26. Priestly, M.B. 1981. *Spectral analysis and time series*, Academic Press, 1: 890.
27. Rao, R., and Hamed, K. 2003. Multi-taper method of analysis of periodicities in hydrologic data, *J. Hydrol.* 279: 125-143.
28. Ruelle, D. 1981. Small random perturbations of dynamical systems and the definition of attractors, *Commun. Math. Phys.* 82: 137-151.
29. Ruelle, D., and Takens, F. 1971. On the nature of turbulence, *Commun. Math. Phys.* 20: 167-192. (Correction, *Commun. Math. Phys.* 23: 343-344.
30. Slepian, S. 1978. Prolate spheroidal wave functions, Fourier analysis and uncertainty, V, The discrete case, *Bell. Syst. Tech. J.* 57: 1371-1430.
31. Takens, F. 1981. Detecting strange attractors in turbulence, in *Lect. Not. in Math, Dynamical Systems and Turbulence*, edited by D.A. Rand and L.S. Young, Springer-Verlag, New York, 898: 366-381.
32. Thomson, D.J. 1982. Spectrum estimation and harmonic analysis, *Proc. IEEE*, 70: 1055-1096.

33. Thomson, D.J. 1990. Quadratic-inverse spectrum estimates: Applications to palaeoclimatology, *Philos. Trans. R. Soc. London, Ser. A.* 332: 539-597.
34. Vautard, R., Yiou, P., and Ghil, M. 1992. Singular spectrum analysis: A toolkit for short noisy chaotic signals, *Phys. D.* 58: 95-126.
35. Vaziri, M. 1998. Comparative Analysis of the Urmia Lake and the Caspian Sea Surface Water Level Fluctuations, *Neural Networks and Parameter Adaptation, Numerics: Adaptive Methods, Parallel Session*, 23: 1-9.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Water and Soil Conservation, Vol. 19(4), 2013
<http://jwsc.gau.ac.ir>

Spectral analysis of periodic behavior of Lake Urmia water level time series

Sh. Jalili¹, *S. Morid², A. Banakar³ and R. Namdar Ghanbari⁴

¹Ph.D. Graduate of Water Resources Engineering, Tarbiat Modares University,

²Associate Prof., Dept. of Water Resources Engineering, Tarbiat Modares University,

³Assistant Prof., Dept. of Agricultural Machinery, Tarbiat Modares University,

⁴Assistant Prof., Merced University

Received: 09/06/2010; Accepted: 02/08/2012

Abstract

The Urmia Lake is one of the important water bodies in the northwest of Iran that has a significant role in the economy and environment of the region. Recently, the lake is faced with a critical level reduction, which makes it important to evaluate the causes. In this regard understanding of the Lake's level behavior is necessary, which can be applied for mitigation measure to save it. This subject constructs objective of the present paper that applies the spectral analysis techniques to investigate harmonic periods of the Lake level time series. For this, a combination of Multi Taper Method of spectral estimation and Singular Spectral Analysis were implemented. The results showed significant long-term periods in time series. However due to limitation in the record length, the frequencies longer than about 20 years were applicable for the analyses. Also, comparing the reconstructed time series of harmonic series with the original time series showed that although, harmonic oscillations are effective on level behavior of the lake, but declines of the recent years are not completely describable by these periodicities.

Keywords: Lake Urmia, Level time series, Spectral analysis, Noise, Periodic oscillations

* Corresponding Author; Email: morid_sa@modares.ac.ir