

ارزیابی و مقایسه روش‌های تخمین نمایه هارست در بررسی روند و فصلیت متغیرهای آب و هواشناسی در حوضه دریاچه ارومیه (مطالعه موردی: زیر حوضه آجی چای)

فرشاد فتحیان^{۱*} - محمدعلی قربانی^۲ - زهره دهقان^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۸/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۲۱

چکیده

روش‌های تحلیل سری زمانی به عنوان ابزارهای مهم برای ارزیابی در حل مسایل مرتبط به مدیریت منابع آب تشخیص داده شده‌اند. اختلافات مکانی در روند جریان رودخانه می‌تواند به عنوان یک نتیجه‌ای از اختلافات مکانی در تغییرات دما، بارش، مشخصه‌های هیدرولوژیکی و فعالیت انسانی حوضه باشند و تحلیل روند این سری‌های زمانی در بررسی علل این اختلافات ضرورت دارد. از طرف دیگر، این سری‌ها دارای ساختاری متفاوت هستند، بطوری که مقادیر متوالی از آنها به یکدیگر وابسته‌اند. در این تحقیق تلاش شده است تا با استفاده از روش Seasonal Kendall روند این سری‌های زمانی برای زیر حوضه آجی چای بررسی شوند. علاوه بر این، مقدار نمایه هارست، به عنوان یک عامل تاثیرگذار بر روند و فصلیت سری‌های زمانی، با استفاده از روش‌های R/S, Variance و DFA ارزیابی شوند. نتایج نشان داد که دما روند معنی‌دار افزایشی و بارندگی، هم روند معنی‌دار کاهش و هم روند معنی‌دار افزایشی را در سطح اطمینان ۱۰ درصد در سطح زیرحوضه نمایش می‌دهند. برای دبی نیز، ایستگاه‌های پائین دست روند معنی‌دار کاهش را نشان می‌دهند. نتایج تحلیل روش‌های تخمین نمایه هارست نشان دادند که سری‌های زمانی بارش و دبی دارای تداوم طولانی مدت نسبتاً متوسطی ($H \sim 0.65$) هستند. همچنین وجود پدیده هارست به عنوان یک عامل تاثیرگذار بر فصلیت و روند سری‌های زمانی بارش و دبی توسط نمایه $\alpha > 0.5$ در روش DFA تأیید شده است.

واژه‌های کلیدی: تحلیل روند، سری زمانی فصلی، تداوم طولانی مدت، متغیرهای آب و هواشناسی، دریاچه ارومیه

مقدمه

مکانی در تغییرات دما، بارش، مشخصه‌های هیدرولوژیکی و فعالیت‌های انسانی که بر خروجی حوضه تاثیر می‌گذارند، باشد (۲). این تحلیل روند، افزایش و کاهش و نیز نرخ این تغییرات را تعیین می‌کند. روش Seasonal Kendall (SK) یک آزمون ناپارامتری است که برای تحلیل روند این تغییرات استفاده می‌شود، زیرا در این آزمون نیازی بر این نیست که داده‌ها از توزیع آماری خاصی پیروی کنند، اما بر این فرض استوار است که داده‌ها مستقل از هم باشند (۸). هیرچ و همکاران (۹) پیشنهاد کردند که آزمون SK نسبت به آزمون-های رگرسیون فصلی یا ساده برای داده‌هایی که چولگی، تناوب و همبستگی سریالی دارند، برای تحلیل روند مناسب می‌باشد.

برخلاف سری‌های تصادفی عام مانند آنهایی که برای مثال در بازیهای احتمال و شانس مشاهده می‌شوند، سری‌های زمانی آب و هواشناسی دارای ساختاری متفاوت هستند، بطوری که مقادیر متوالی از سری زمانی هیدرولوژیکی به یکدیگر وابسته‌اند. یک نوع خاصی از وابستگی‌های مشاهده شده در مقیاس زمانی بزرگ، توسط هارست،

سری زمانی داده‌های آب و هواشناسی تقریباً همواره، فصلیتی را به علت تناوبی بودن این داده‌ها نمایش می‌دهند. برای این نوع داده‌ها که خاصیت تناوب (فصلیت) بالایی را نشان می‌دهند، روش‌های تحلیل روند که جزء فصلیت سری زمانی را در نظر می‌گیرند، باید بکار برده شوند. دبی رودخانه برای منعکس کردن یک پاسخ جامعی از کل حوضه شناخته می‌شود، درحالی که بارش به عنوان بزرگترین ورودی در فرآیندهای رواناب بکار گرفته می‌شود (۶). اختلافات مکانی در روندهای جریان رودخانه می‌تواند به عنوان یک نتیجه‌ای از اختلافات

۱ و ۲- دانشجوی دکتری و دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

*- نویسنده مسئول: (Email: farshad.fathian@gmail.com)

۳- دانشجوی دکتری مهندسی آبیاری و زهکشی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان

زمانی آب و هواشناسی را تحت تاثیر قرار می‌دهند، ارزیابی و مقایسه می‌شوند.

مواد و روش‌ها

منطقه مطالعاتی و داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه به منظور انجام اهداف تحقیق، حوضه آبی‌چای که یکی از بزرگترین زیرحوضه‌ها از حوضه دریاچه ارومیه و دارای مساحت ۱۰۵۰۰ کیلومتر مربع می‌باشد، انتخاب شد. شکل ۱ موقعیت تعداد ۱۲ ایستگاه دماسنجی، باران‌سنجی و آب‌سنجی که برای این مطالعه بکار گرفته شدند، را نشان می‌دهد. جدول ۱ نیز، مشخصات ایستگاه‌های دماسنجی، باران‌سنجی و آب‌سنجی (بر روی رودخانه اصلی آبی‌چای) مربوط به منطقه آورده شده است. لازم به ذکر است که شماره ایستگاه‌ها در جدول ۱، مطابق با ایستگاه‌های شماره‌گذاری شده در شکل ۱ می‌باشند. به منظور صحت و اعتبار سری‌های زمانی و نتایج تحلیل روند بارندگی، از ایستگاه‌هایی که دارای طول دوره آماری طولانی (بزرگتر از ۳۰ سال) هستند، استفاده شد (۶).

آزمون Seasonal Kendall (SK Test)

آزمون SK با محاسبه کردن آزمون من-کندال برای هر یک از m فصل بطور جداگانه (در این تحقیق، m به عنوان ماه‌ها) برای داده‌های سری زمانی فصلی محاسبه می‌کند و سپس نتایج را ترکیب می‌کنند (۹). این بدان منظور است که داده‌های ماه ژانویه تنها با ماه ژانویه، ماه فوریه تنها با ماه فوریه و ... مقایسه می‌شوند. آماره کندال S برای هر ماه (S_i) ، در طول کل سال‌ها با یکدیگر جمع می‌شوند و آماره S_k را تشکیل می‌دهد.

$$S_k = \sum_{i=1}^m S_i \quad m = 1, \dots, 12 \quad (1)$$

با فرض سری زمانی داده‌های آب و هواشناسی به عنوان متغیر Y و زمان به عنوان متغیر T ، مقدار S_i بصورت زیر محاسبه می‌شود:

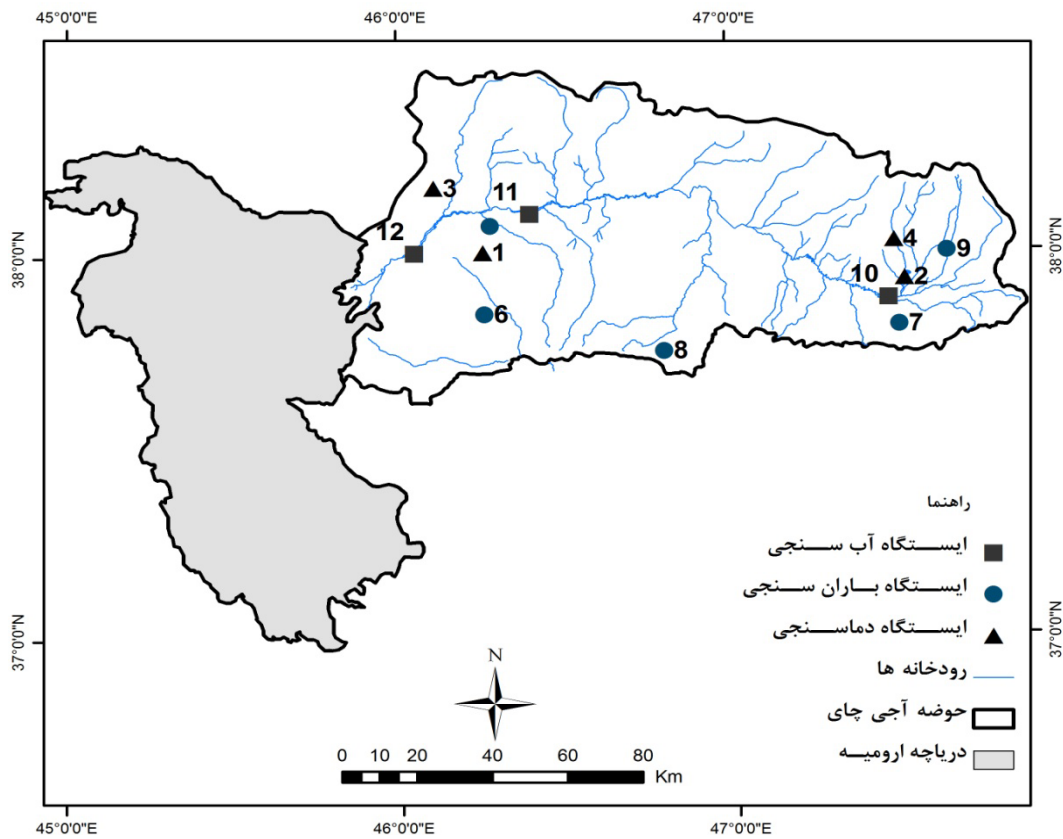
$$S_i = P_i - M_i \quad (2)$$

که P برابر تعداد دفعاتی است که با افزایش T ، Y نیز افزایش و M برابر تعداد دفعاتی است که با افزایش T ، Y کاهش می‌یابد. هنگامی که حاصلضرب تعداد ماه‌ها و سال‌ها بیشتر از ۲۵ باشد (۸)، توزیع S_k می‌تواند کاملاً مناسب با توزیع نرمال، تقریب زده شود. بطوری که امید ریاضی این آماره، μ_{S_k} برابر با جمع امید ریاضی تک تک مقادیر S_i تحت فرض صفر، و واریانس آماره برابر با مجموع واریانس‌های آنها می‌باشد. S_k با استفاده از رابطه زیر استاندارد می‌شود (Z_{sk}) و نتیجه آن با جدول توزیع نرمال استاندارد ارزیابی می‌شود.

هنگام بررسی سری زمانی دبی رودخانه نیل در چارچوب طراحی سد Aswan، در بیش از نیم قرن پیش کشف و با چندین نام نظیر LRD (Long Range Dependence)، LTP (Long Term Persistence) و یا بطور ساده‌تر پدیده هارست شناخته شده است (۱۲) و (۱۴). از آن زمان به بعد، وجود چنین رفتاری از سری زمانی در همه زمینه‌ها نظیر فرآیندهای طبیعی (هیدرولوژی)، تکنولوژی (شبکه‌های کامپیوتر) و اجتماعی (بحث اقتصادی) تأیید شده است (۲، ۵، ۷، ۱۵ و ۱۷). علاوه بر این، LTP یک پدیده آماری است که بیشترین توجه در زمینه ارتباطات از راه دور را در پانزده سال اخیر به خود جلب کرده است و در اوایل قرن ۱۹، LRD در سری‌های زمانی ترافیک اینترنت اندازه‌گیری شد (۴). امروزه از روش‌های تحلیل هارست، برای مطالعات هیدرولوژیکی استفاده شده است. محققان مختلف از پدیده هارست برای تحلیل داده‌های متغیرهای هیدرولوژیکی نظیر جریان رودخانه، بارش، دما و غیره استفاده کرده‌اند (۱۳). ادیبی و کالینز (۱) از روش‌های تحلیل هارست به منظور توسعه و ارزیابی پیش‌بینی‌های بلند مدت برای دوره‌های خشک و تر استفاده کردند.

یک فاکتور یا عاملی که تعیین روند در سری زمانی آب و هواشناسی را تحت تاثیر قرار می‌دهد، وجود یک تداوم طولانی مدت (LTP) از آن سری زمانی است. اگر یک سری زمانی وجود LTP را نمایش دهد، بنابراین هر تعیین روندی از این سری زمانی برای داده‌های کوتاه مدت به طول دوره تحلیل بستگی دارد. یک سری زمانی برای داده‌های کوتاه مدت ممکن است یک روندی داشته باشد، در حالی که در سری زمانی طولانی‌تر (طول دوره آماری بیشتر) این روندها بصورت تناوبی از فراوانی‌های مختلف هستند. بطور کلی، اگر یک همبستگی معنی‌داری در تاخیرهای^۱ بالاتر سری زمانی وجود داشته باشد، سپس یک فرآیندی برای نمایش دادن حافظه طولانی، وابستگی یا تداوم در نظر گرفته شده است. این تداوم طولانی مدت بوسیله ضریب هارست^۲ (H) می‌تواند تخمین زده شود (۱۱). در یک فرآیند گام تصادفی^۳، $H=0.5$ می‌باشد، در حالی که مقادیر $0.5 < H < 1$ شامل تداوم^۴ ضعیف به قوی و $0 < H < 0.5$ شامل عدم تداوم^۵ می‌باشد. بطور کلی و با توجه به مقدمات ذکر شده در بالا، هدف از این تحقیق، بررسی روند تغییرات سری‌های زمانی آب و هواشناسی در زیرحوضه آبی‌چای از حوضه دریاچه ارومیه می‌باشد. هم‌چنین این تحقیق فرمول‌بندی و شناخت پدیده هارست را برای سری‌های زمانی مورد استفاده، نشان می‌دهد. علاوه بر این، روش‌های مختلف تخمین زنده نمایه هارست که به عنوان یک عامل، روند و فصلیت سری‌های

- 1- Lags
- 2- Hurst
- 3- Random walk
- 4- Persistence
- 5- Anti-Persistence



جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های منتخب دماسنجی، باران سنجی و آب سنجی

| شماره | نوع ایستگاه | نام ایستگاه | طول جغرافیایی | عرض جغرافیایی | ارتفاع | دوره آماری |
|-------|-------------|--------------|---------------|---------------|--------|------------|
| ۱ | | تبریز | ۴۶/۲۸ | ۳۸/۰۸ | ۱۳۶۱ | ۱۹۵۶-۲۰۰۸ |
| ۲ | دماسنجی | سراب | ۴۷/۵۳ | ۳۷/۹۳ | ۱۶۸۲ | ۱۹۸۷-۲۰۰۸ |
| ۳ | | سهلان | ۴۶/۱۱ | ۳۸/۱۸ | ۱۳۳۰ | ۱۹۷۳-۲۰۰۷ |
| ۴ | | میرکوه | ۴۷/۵۰ | ۳۸/۰۳ | ۱۴۰۰ | ۱۹۷۹-۲۰۰۷ |
| ۵ | | تبریز | ۴۶/۲۸ | ۳۸/۰۸ | ۱۳۶۱ | ۱۹۵۶-۲۰۰۸ |
| ۶ | | زینجناب | ۴۶/۲۶ | ۳۷/۸۵ | ۲۰۵۷ | ۱۹۷۶-۲۰۰۷ |
| ۷ | باران سنجی | هریس | ۴۷/۵۱ | ۳۷/۸۱ | ۱۷۳۱ | ۱۹۷۶-۲۰۰۷ |
| ۸ | | آقچکمال زمان | ۴۶/۸ | ۳۷/۷۵ | ۱۸۸۸ | ۱۹۷۶-۲۰۰۷ |
| ۹ | | سهنزاب | ۴۷/۶۶ | ۳۸/۰۰ | ۱۹۰۰ | ۱۹۷۵-۲۰۰۷ |
| ۱۰ | | سرانسر | ۴۷/۴۸ | ۳۷/۸۸ | ۱۶۶۰ | ۱۹۷۵-۲۰۰۷ |
| ۱۱ | آب سنجی | ونیار | ۴۶/۴ | ۳۸/۱۱ | ۱۴۵۰ | ۱۹۵۰-۲۰۰۸ |
| ۱۲ | | آخولا | ۴۶/۰۵ | ۳۸/۰۱ | ۱۳۱۰ | ۱۹۸۴-۲۰۰۸ |

و همچنین:

$$\sigma_{Sk} = \sqrt{\frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i(i-1)(2i+5)}{18}} \quad (۴)$$

که در آن، n تعداد داده‌ها در یک فصل و t_i بیانگر فراوانی داده‌ها با ارزش یکسان می‌باشند. در یک آزمون دو دامنه جهت روندیابی سری

$$Z_{Sk} = \begin{cases} \frac{S_k - 1}{\sigma_{Sk}} & \text{if } S_k > 0 \\ 0 & \text{if } S_k = 0 \\ \frac{S_k + 1}{\sigma_{Sk}} & \text{if } S_k < 0 \end{cases} \quad (۳)$$

داده‌ها، فرض صفر در صورتی پذیرفته می‌شود که $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$ باشد. α سطح معنی‌داری است که برای آزمون در نظر گرفته می‌شود. در صورتی که آماره Z مثبت باشد روند سری داده‌ها صعودی و در صورت منفی بودن آن روند نزولی در نظر گرفته می‌شود. یک تخمینی از شیب خط روند (β) برای Y در طول زمان T به عنوان میانه تمام شیب‌ها بین جفت داده‌ها درون فصل یکسان محاسبه می‌شود. بطوری که β بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta = \text{Median} \left[\frac{Y_j - Y_i}{T_j - T_i} \right] \text{ for all } i < j \quad (5)$$

تمام شیب‌های ممکن N ، که $N = n(n-1)/2$ ، درون هر فصل محاسبه می‌شوند و شیب میانه تمام شیب‌ها به عنوان شیب S_k در نظر گرفته می‌شود (۱۶ و ۱۸).

تداوم طولانی مدت در سری زمانی داده‌های آب و هواشناسی

LTP حافظه یک فرآیند را اندازه‌گیری می‌کند. گاهی اوقات در یک سری زمانی فاصله وقایع ممکن است به همدیگر وابسته باشند. آن یک روش کار عملی به تخمین روندها در داده‌های سری زمانی، و سپس کم کردن این روندها از سری زمانی برای بدست آوردن سری زمانی روند زدایی شده^۱ می‌باشد، که در نهایت در تحلیل‌ها استفاده می‌شود. این در تقابل با پدیده هارست است زیرا روندها در حقیقت دارای نوسانات بزرگ مقیاس هستند. روندهای موضعی در دوره‌های کوتاه مدت ممکن است بصورت تناوبی از فراوانی‌های در دوره‌های بلند مدت باشند. قدرت LTP بوسیله نمایه هارست (H) مشخص می‌شود (۱۱). تخمین زنده‌های مختلفی برای بررسی ارتباط بین ویژگی خاص آماری در یک سری زمانی و اندازه بلوک تجمعی زمان (m) می‌تواند استفاده شوند. اگر در نموداری با مقیاس لگاریتمی، مشخصه خاص سری زمانی در برابر m بصورت یک خط راست باشد، در اینصورت LTP وجود دارد. شیب این خط راست یک تخمینی از نمایه هارست است، و چنانچه شیب این خط راست، $0.5 < H < 1$ باشد در اینصورت سری زمانی LTP را نشان می‌دهد. مقدار H نزدیک به ۱ نشان دهنده اینست که وابستگی فرآیند قوی‌تر است. نمایه α در روش تحلیل نوسان روند زدایی شده (DFA) نیز همبسته و نا همبسته بودن داده‌ها در سری زمانی را تشخیص می‌دهد که در قسمت زیر توصیف می‌شود.

بطور کلی ۳ روش برای تعیین تداوم طولانی مدت (LTP) در این تحقیق استفاده شدند. این روش‌ها شامل: واریانس (Variance

روش واریانس

سری زمانی X_t با N داده را در نظر بگیرید، و یک سری زمانی X_n از X_t با تجمع بلوک‌هایی به اندازه m اشتقاق می‌شود. واریانس نمونه $\sigma(X_n)$ بطور مجانب متناسب با m^{2H-2} است (۴). نمودار لوگ-لوگ از واریانس نمونه در برابر سطح تجمعی، یک خط مستقیم با شیب $\beta = 2H - 2$ است، یعنی $H = 1 + \beta/2$.

روش R/S

سری زمانی X_t با N داده را در نظر بگیرید، برای زیر مجموعه‌هایی از این سری زمانی با k داده، X_n ، $n=1, \dots, k$ میانگین μ_k و واریانس σ_k محاسبه می‌شوند. جمع جاری، y_m ، متناسب با میانگین بصورت رابطه ۶ محاسبه می‌شود.

$$y_m = \sum_{n=1}^m (X_n - \mu_k) \quad (6)$$

دامنه R_k و انحراف معیار S_k بصورت روابط ۷ و ۸ محاسبه می‌شوند.

$$R_k = \max y_m - \min y_m \quad (7)$$

$$S_k = (\sigma_k)^{0.5} \quad (8)$$

در نهایت، نسبت R_k / S_k برای N داده که به q بخش تقسیم شده‌اند ($k=N/q$)، تعیین می‌شود. برای یک سری زمانی داریم:

$$(R/S)_k \propto c * k^H \quad (9)$$

که H نمایه هارست است. بنابراین، با رسم آماره $(R/S)_k$ در برابر تعداد نقاط سری تجمع یافته بر روی یک نمودار لوگ-لوگ، یک خط مستقیم حاصل می‌شود که شیب خط یک تخمینی از نمایه هارست می‌باشد (۱۹).

$$\log(R/S)_k = \log c + H \log k \quad (10)$$

تحلیل نوسان روند زدایی شده (DFA)

سری‌های زمانی آب و هواشناسی تحت تاثیر عامل غیر ایستایی بودن قرار گرفته می‌شوند. پدیده هارست و دیگر روش‌های روند زدایی کردن برای سری زمانی که طولانی هستند و روند ندارند، مناسب هستند. اما اگر سری زمانی دارای روند باشد، در این صورت روندها ممکن است مشخصه غلطی از تداوم طولانی مدت را بیان کنند. DFA یک روش مناسب برای تعیین رفتار داده‌های روند دار بدون دانستن منشا و شکل آنها است.

نتایج و بحث

تحلیل روند دما، بارش و دبی

داده‌های ماهانه سری زمانی دما، بارش و دبی با طول دوره آماری مختلف (۲۲ تا ۵۹ سال)، برای تحلیل روند بکار گرفته شدند. جدول ۲، مقادیر شیب خط روند و معنی‌دار بودن این داده‌ها را با استفاده از آزمون SK نشان می‌دهد. برای هر ۴ ایستگاه دماسنجی مورد مطالعه، نتایج روند افزایشی سری زمانی دما را نشان دادند، اما تنها دو ایستگاه تبریز و سهلان دارای روند معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد بوده‌اند. بطوری که مقدار این روند افزایشی دما در سطح حوضه بین ۰/۳۶ تا ۰/۷۳ درجه سانتیگراد در هر دهه می‌باشد و این روند معنی‌دار در قسمت غرب زیرحوضه نیز قابل مشاهده است. برای بارش، نتایج ۵ ایستگاه مورد مطالعه، هر دو روند افزایشی و کاهش‌ی را در سطح حوضه نشان می‌دهند. ایستگاه‌های تبریز و هریس، روند کاهش‌ی بارش، ایستگاه‌های زینجناب و سهزاب روند افزایشی بارش را در سطح معنی‌دار ۱۰ درصد و ایستگاه آقچک‌هال زمان روند غیرمعنی‌دار افزایشی بارش ماهانه را در سطح حوضه نشان دادند. از لحاظ مکانی نیز، ایستگاه تبریز در پائین‌دست و ایستگاه سهزاب در بالادست حوضه رودخانه آجی‌چای قرار دارند و این روند کاهش و افزایش بارش نشان دهنده اینست که به ترتیب پائین دست حوضه بارش کمتر و بالادست حوضه بارش بیشتری را دریافت می‌کنند. برای دبی، ایستگاه سرانسر که در بالادست رودخانه آجی‌چای قرار دارد، روند افزایشی غیر معنی‌دار را نشان می‌دهد، اما ایستگاه‌های ونبار و آخولا که در پائین دست رودخانه آجی‌چای قرار دارند، روند کاهش‌ی دبی را در سطح معنی‌دار ۱۰ درصد نشان می‌دهند. شیب خط روند یک افزایش روند ماهانه ۰/۱۲ مترمکعب بر ثانیه در سال را برای ایستگاه بالادست و روند کاهش‌ی ماهانه ۰/۰۳ و ۰/۰۷۸ مترمکعب بر ثانیه در سال را به ترتیب برای ایستگاه‌های پائین دست ۱ و ۲ نشان می‌دهند. این روند می‌تواند به دلیل افزایش بارش در بالادست حوضه و کاهش آن در پائین دست که توسط زیرحوضه مربوطه زهکشی می‌شوند، تفسیر شود، و همچنین علت دیگر روند کاهش دبی در پائین دست می‌تواند به دلیل برداشت آب بیشتر برای فعالیت‌های مختلف نظیر کشاورزی، آبیاری و فعالیت‌های انسانی باشد. علاوه بر این، به دلیل روند افزایشی دما با شیب بیشتر در پائین دست حوضه، تبخیر و تعرق بیشتری می‌تواند در این بخش رخ دهد، که آن نیز متعاقباً کاهش آب سطحی و جریان رودخانه را در پی خواهد داشت.

شکل ۲ نیز، نمودار تغییرپذیری روند ماهانه سری‌های زمانی بارندگی و دبی متوسط حوضه را نشان می‌دهد. مطابق شکل، تمامی ماه‌ها به جزء آوریل، ژولای و آگوست مقادیر منفی روند بارش را در حوضه نشان دادند.

سری زمانی $X_t, N, \dots, 1, t$ را در نظر بگیرید. همبستگی بین مقادیر X_t در یک سری زمانی که توسط گام زمانی s از یکدیگر جدا شده‌اند، با تابع خود همبستگی تعریف می‌شود. برای محاسبه همبستگی طولانی مدت از یک سری زمانی، تابع خود همبستگی $C(s)$ بصورت تابع توانی زیر تعریف می‌شود:

$$C(s) \propto s^{-\lambda} \quad (11)$$

که در آن λ یک ضریب است ($0 < \lambda < 1$). به دلیل وجود نوفه^۱ در سری زمانی و روندهای موجود در آن، محاسبه مستقیم از $C(s)$ معمولاً مناسب نمی‌باشد و بنابراین باید به صورت غیر مستقیم محاسبه شود.

فرآیند محاسبه DFA شامل چهار گام زیر می‌باشد:

۱- میانگین سری زمانی X_t از مقادیر سری زمانی کم می‌شود و سری جدید Y_t می‌دهد.

۲- سری زمانی Y_t به n قطعه با طول k ، که هیچ همپوشانی با یکدیگر ندارند، تقسیم می‌شود. طول کل سری زمانی (N) ممکن است یک مضرب چندگانه‌ای از k نباشد، و یک بخش کوتاه در انتهای سری زمانی در بیشتر موارد باقی خواهد ماند. بدین منظور، فرآیند مشابهی به همین منوال از انتهای دیگری از داده‌ها شروع می‌شود. بنابراین $2n$ قطعه در کل بدست آورده می‌شود.

۳- روند موضعی برای هر قطعه بوسیله خط برازش کمترین مربعات از داده‌ها، محاسبه می‌شود. سری زمانی روند زدایی شده برای هر قطعه با طول k ، بنام Y'_k ، به عنوان اختلاف بین مقادیر سری زمانی و خط برازش یافته بر هر قطعه محاسبه می‌شود.

۴- واریانس F_2 از سری زمانی روند زدایی شده با استفاده از روابط ۱۲ تا ۱۴، محاسبه می‌گردد. جذر واریانس متوسط همه قطعه‌ها، برای بدست آوردن تابع نوسان DFA (F) محاسبه می‌شود.

$$F_k^2(v) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Y'_k{}^2 [(v-1)k + i] \quad (12)$$

$$F(k) = \left[\frac{1}{2n} \sum_{v=1}^{2n} F_k^2(v) \right]^{0.5} \quad (13)$$

$$F(k) = k^{1-\lambda/2} \text{ where, } \alpha = 1-\lambda/2 \quad (14)$$

که در آن n ، شمارنده داده‌های هر قطعه و v شمارنده تعداد قطعات است. با رسم مقادیر $F(k)$ در برابر k در یک صفحه مختصات لوگ-لوگ، مقدار α بوسیله یک خط برازش محاسبه می‌شود. با استفاده از نمایه تحلیل نوسان روند زدایی شده (DFA)، α ، همبسته بودن داده‌ها تشخیص داده می‌شود، برای داده‌هایی که دارای همبستگی کوتاه مدت و یا غیر همبسته هستند، مقدار $\alpha=0.5$ ، در حالی که $\alpha > 0.5$ همبستگی طولانی مدت سری زمانی داده‌ها را نشان می‌دهد (۱۰).

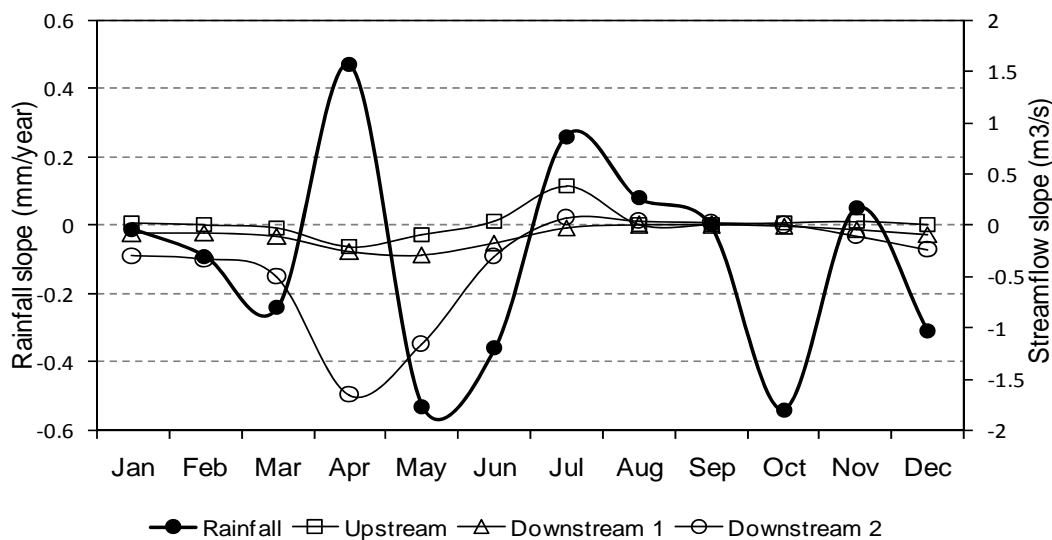
جدول ۲- مقادیر شیب و آماره روند برای الف (دما، ب) بارش و ج) دبی ماهانه با استفاده از روش SK

| شماره | نوع ایستگاه | نام ایستگاه | شیب (°C/decade) | P-value | Z-value | موقعیت ایستگاهها در حوضه |
|-------|-------------|---------------|------------------------------|---------|---------|--------------------------|
| ۱ | | تبریز | ۰/۳۶ | ۰/۱۱ | ۱/۷* | غرب |
| ۲ | دماسنجی | سراب | ۰/۴۴ | ۰/۳۸ | ۰/۸۹ | شرق |
| ۳ | | سپهان | ۰/۷۳ | ۰/۰۵۸ | ۱/۹* | شمال غرب |
| ۴ | | میرکوه | ۰/۳۹ | ۰/۱۹ | ۱/۳ | شمال شرق |
| شماره | نوع ایستگاه | نام ایستگاه | شیب (mm/year) | P-value | Z-value | موقعیت ایستگاهها در حوضه |
| ۵ | | تبریز | -۰/۰۴۴ | ۰/۰۱۳ | -۲/۵* | غرب |
| ۶ | باران سنجی | زینجان | ۰/۰۹۱ | ۰/۰۵۸ | ۱/۹* | جنوب غرب |
| ۷ | | هریس | -۰/۱۵ | ۰/۰۰۴ | -۲/۹* | جنوب شرق |
| ۸ | | آفچکهایل زمان | ۰/۰۴۳ | ۰/۲۹ | ۱/۱ | مرکز- جنوب |
| ۹ | | سهباب | ۰/۰۶۷ | ۰/۰۷۳ | ۱/۸* | شرق |
| شماره | نوع ایستگاه | نام ایستگاه | شیب (m ³ /s/year) | P-value | Z-value | موقعیت ایستگاهها در حوضه |
| ۱۰ | | سرانسر | ۰/۰۱۲ | ۰/۲۴ | ۱/۲ | بالادست |
| ۱۱ | آب سنجی | ونیار | -۰/۰۳ | ۰/۰۰۰ | -۴/۸* | پائین دست ۱ |
| ۱۲ | | آخولا | -۰/۰۷۸ | ۰/۰۰۱ | -۳/۳* | پائین دست ۲ |

*- معنی داری روند در سطح ۱۰ درصد

هستند که شکل ۲ روند کاهشی آنها را نشان داده و روند افزایشی ماه آوریل تأثیری بر روند دبی در آن ماه نداشته است. با این حال این تغییرات می تواند به فعالیت های انسانی و یا تغییر در فاکتورهای اقلیمی طبیعی نسبت داده شود.

برای دبی نیز، نتایج تحلیل های ماه به ماه، یک روند افزایشی دبی را برای ماه های ژوئن و ژولای برای ایستگاه بالادست نشان می دهد، در حالی که برای دو ایستگاه پائین دست، روند دبی ها منفی می باشند. علاوه بر این، ماه های ژانویه تا مارچ ماه های شروع بارندگی در منطقه



شکل ۲- تغییرپذیری روندهای ماهانه دبی و بارش متوسط حوضه

تحلیل LTP در بارش و دبی

چهار ایستگاه اندازه‌گیری بارش شامل تبریز، هریس، زینجان و آقچهکمال زمان و دو ایستگاه آبنجی و نیار و آخولا با بیشترین طول دوره آماری، که از بین ایستگاه‌های مورد مطالعه، دارای روند معنی‌دار می‌باشند، برای بررسی وجود تداوم طولانی مدت انتخاب شدند. مطابق با هدف تحقیق، سری‌های زمانی اصلی و نیز سری‌های روند زدایی شده و غیر فصلی شده بدین منظور تحلیل شدند که آیا تداوم طولانی مدت، روندها و فصلیت را در سری زمانی تحت تاثیر خود قرار داده است یا خیر. بدین ترتیب، ضرایب هارست با استفاده از روش‌های واریانس تجمع‌یافته و R/S برای شش ایستگاه بارش و دبی ماهانه، تخمین زده شده و به ترتیب در جداول ۳ و ۴ آورده شده اند. همچنین، نتایج حاصل از نمایه هارست با استفاده از روش تحلیل نوسان روند زدایی شده در جدول ۵ و شکل ۳ نشان داده شده است. همان‌طور که در جداول ۳ و ۴ نشان داده شده است، برای بارش و دبی ماهانه، مقادیر تخمین زده شده نمایه هارست برای هر ۳ نوع سری (اصلی، روند زدایی شده و غیر فصلی شده) با روش واریانس تجمع‌یافته بیشتر از روش R/S می‌باشد، و آن به این مفهوم نیست که روش واریانس تجمع‌یافته نسبت به روش R/S ترجیح داده می‌شود. ضریب هارست برای سری‌های زمانی غیرایستا مناسب نمی‌باشد و در نتیجه از سری‌های زمانی روند زدایی شده استفاده شدند. یک مقایسه بین آماره‌های سری زمانی اصلی و روند زدایی شده نشان می‌دهد که

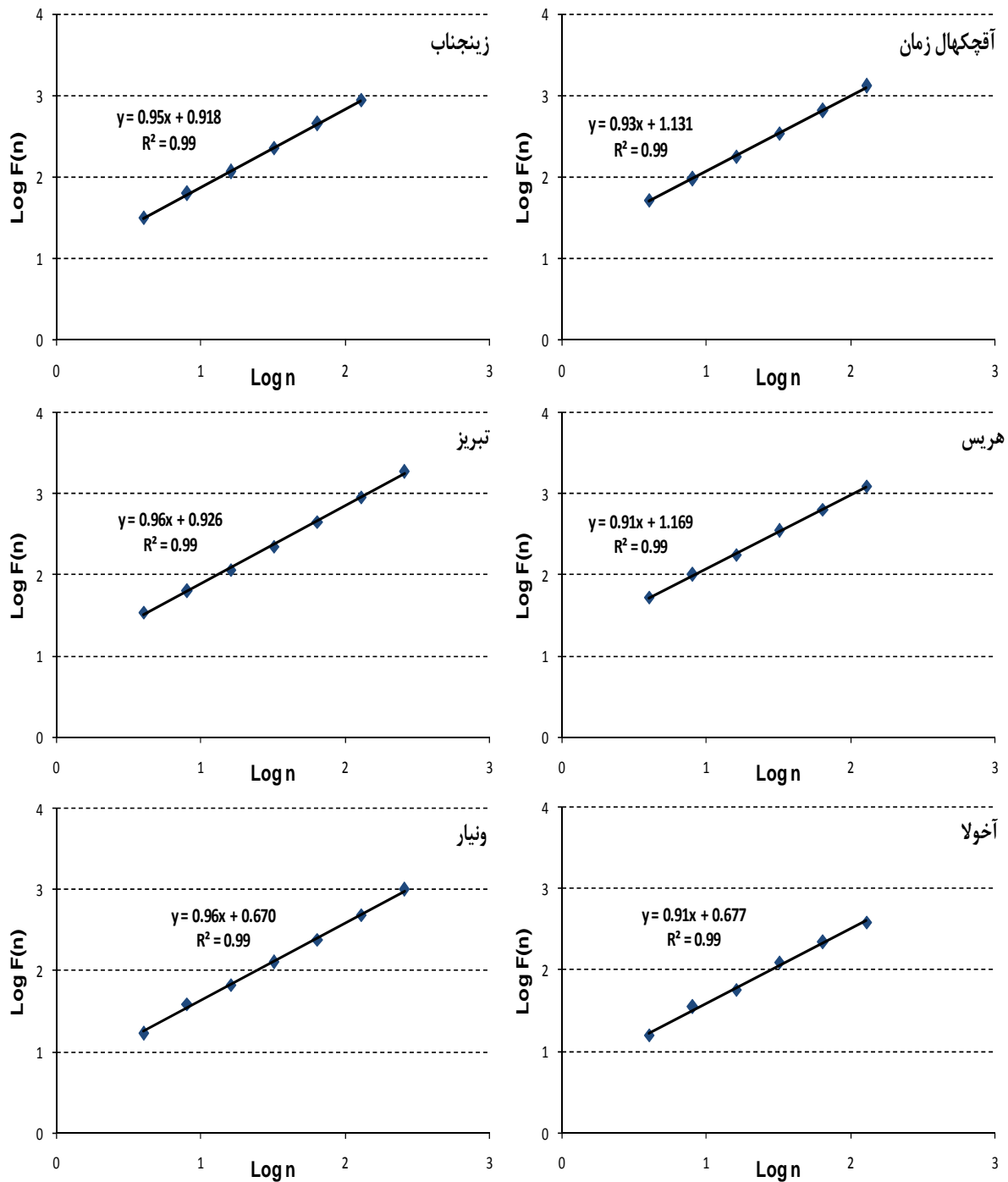
مقدار H تقریباً بصورت تغییر نیافته برای روش R/S باقی می‌ماند، در حالی که برای روش واریانس تجمع‌یافته یک تغییر کمی قابل مشاهده است. به طور متوسط، $H=0.65$ برای بارش ماهانه، یک تداوم متوسط را نشان می‌دهد. همچنین برای سری زمانی دبی ماهانه، مقدار متوسط H بزرگتر از 0.53 می‌باشد ($H=0.57$) و دلالت بر تداوم نسبتاً ضعیف دارد. متغیرهای آب و هواشناسی حوضه دریاچه ارومیه دارای تغییرپذیری زمانی و مکانی زیادی هستند و بواسطه فصلیت بالای بارندگی و دبی در این منطقه، جزء فصلیت از سری‌های زمانی حذف شدند. با استفاده از سری زمانی غیر فصلی شده، مشاهده می‌شود که مقدار H اندکی بیشتر از سری زمانی اصلی می‌باشد. این نشان می‌دهد که فصلیت نیز می‌تواند تداوم طولانی مدت را تحت تاثیر قرار دهد. به عبارت دیگر، این امکان وجود دارد که همبستگی‌های طولانی مدت، خودشان را به عنوان چرخه‌های فصلی در سری‌های زمانی آشکار کنند، که این نشان دهنده شواهد جزئی از تداوم طولانی مدت است. در مورد تحلیل DFA، که به عنوان یک روشی برای تأیید وجود تداوم طولانی مدت در سری‌های زمانی است، نتایج در جدول ۵ آورده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با استفاده از روش DFA، تداوم قوی برای سری زمانی بارش و دبی آشکار شده است. DFA برای سری‌های زمانی غیرایستا مناسب است و یک روش قوی‌تری نسبت به تخمین زنده‌های H می‌باشد.

جدول ۳- ضریب هارست تخمین زده شده با استفاده از روش‌های واریانس تجمع یافته و R/S برای سری‌های زمانی بارش ماهانه

| روش‌ها | ایستگاه تبریز | ایستگاه هریس | ایستگاه زینجان | ایستگاه آقچهکمال زمان |
|--------------------|---------------|--------------|----------------|-----------------------|
| Aggregate Variance | ۰/۶۴ | ۰/۸۳ | ۰/۵۷ | ۰/۵۸ |
| R/S | ۰/۵۸ | ۰/۵۴ | ۰/۴۶ | ۰/۴۳ |
| Aggregate Variance | ۰/۶۴ | ۰/۸۵ | ۰/۵۷ | ۰/۵۸ |
| R/S | ۰/۵۸ | ۰/۵۷ | ۰/۵۲ | ۰/۵۱ |
| Aggregate Variance | ۰/۶۷ | ۰/۷۷ | ۰/۶۸ | ۰/۶۶ |
| R/S | ۰/۶۶ | ۰/۶۰ | ۰/۵۲ | ۰/۵۶ |

جدول ۴- ضریب هارست تخمین زده شده با استفاده از روش‌های واریانس تجمع یافته و R/S برای سری‌های زمانی دبی ماهانه

| روش‌ها | ایستگاه و نیار | ایستگاه آخولا |
|--------------------|----------------|---------------|
| Aggregate Variance | ۰/۵۹ | ۰/۷۳ |
| R/S | ۰/۵۳ | ۰/۴۹ |
| Aggregate Variance | ۰/۵۴ | ۰/۶۹ |
| R/S | ۰/۵۳ | ۰/۴۸ |
| Aggregate Variance | ۰/۷۳ | ۰/۷۴ |
| R/S | ۰/۶۴ | ۰/۷۸ |



شکل ۳- نمودارهای لگاریتم نوسان (Log RMSE) در برابر لگاریتم تعداد قطعات (Log Scale) برای بارش (ایستگاه‌های زینجناب، آقچهکمال زمان، تبریز و هریس) و دبی (ایستگاه‌های ونیار و آخولا). شیب خط مستقیم برازش یافته برابر با نمایه α است.

نشان می‌دهند. مطابق شکل، در همه ۶ ایستگاه از سری زمانی‌های بارش و دبی مقادیر α بزرگتر از ۰/۵ و ضریب تبیین (R^2) آنها برابر ۰/۹۹ می‌باشند. بطور کلی، آن می‌تواند نتیجه شود که گرچه این روش‌ها تداوم مختلفی را نشان داده‌اند، طول دوره آماری نیز می‌تواند بینش بهتری به منظور روشن شدن تداوم طولانی مدت بدهد.

مقادیر نمایه DFA برای سری‌های زمانی بارش و دبی بالای ۰/۹۰ می‌باشد. علاوه بر این، شکل ۳ شیب‌های تخمین زده شده (که نشان دهنده یک نشان از قدرت تداوم طولانی مدت است) از نمودارهای لوگ-لوگ از F و n را برای ۴ ایستگاه بارش (تبریز، هریس، سهزاب و آقچهکمال زمان) و ۲ ایستگاه دبی (ونیار و آخولا) را

جدول ۵- ضریب α تخمین زده شده با استفاده از روش تحلیل نوسان روند زدایی شده برای سری‌های زمانی الف) بارش ماهانه و ب) دبی ماهانه

| الف) بارش ماهانه | | | | | |
|------------------|---------------|---------------|-----------------|----------------------|------|
| روش | ایستگاه تبریز | ایستگاه هریس | ایستگاه زینجناب | ایستگاه آقچهکال زمان | |
| سری زمانی اصلی | DFA | ۰/۹۶ | ۰/۹۱ | ۰/۹۵ | ۰/۹۳ |
| ب) دبی ماهانه | | | | | |
| روش | ایستگاه ونیار | ایستگاه آخولا | | | |
| سری زمانی اصلی | DFA | ۰/۹۶ | ۰/۹۱ | -- | -- |

نتیجه گیری

متوسطی ($H=0.6-0.7$) در سری‌های زمانی بارش و دبی وجود دارد. در مورد پدیده هارست، سری‌های زمانی وجود این پدیده را برای منطقه نشان داده‌اند و در نتیجه تحلیل‌ها در این مطالعه به عنوان یک هشدار عمل می‌کنند بطوری که، آماره‌های هیدرولوژیکی تنها یک بخشی از عدم قطعیت طبیعی از فرآیندهای آب و هواشناسی را توصیف می‌کنند، زیرا آن بر مبنای یک فرض غیرصریح از یک اقلیم پایدار است. علاوه بر این، استفاده از آنها ممکن است یک رفتار منظمی از فرآیندهای آب و هواشناسی را، به عنوان یک پدیده غیرمعمول، مشخص کند. بطور متناسب، تداوم طولانی مدت در سری زمانی بارش قوی‌تر از سری زمانی دبی می‌باشد و آن نیاز به مطالعه یک دوره طولانی‌تر از دوره در نظر گرفته شده در این تحقیق، به منظور دلالت بهتر بر وجود روند، را ایجاب می‌کند.

روند یکی از اجزای سری زمانی است که ممکن است با زمان تغییر کند. در این مطالعه، روند سری زمانی ماهانه داده‌های دما، بارش و دبی زیرحوضه آبی چای با استفاده از آزمون من-کندال که جزء فصلیت سری زمانی را دربرمی‌گیرد، تحلیل شدند. نتایج بطور کلی نشان دادند که دما در منطقه روند افزایشی دارد. عکس دما، نتایج در مورد دبی، روند کاهشی معنی‌دار را در پائین‌دست و یک روند افزایشی غیرمعنی‌داری را در بالادست زیرحوضه نشان دادند در حالی که، بارش رفتار متفاوتی (هم روند افزایشی هم کاهشی) را از خود نشان داد. در مورد نمایه هارست نیز، روش‌های مختلفی در این مطالعه برای تحلیل تداوم طولانی مدت در سری‌های زمانی آب و هواشناسی در نظر گرفته شده است. نتایج این تحلیل فرض غیرهمبستگی را معتبر می‌سازد، بطوری که نتایج نشان داد که یک تداوم طولانی مدت نسبتاً

منابع

- Adibi M. 1992. Anticipatory conservation based drought management of water supply reservoirs: development and evaluation of methodology. Ph.D. Thesis, Southern Methodist University.
- Bloomfield P. 1992. Trends in global temperature. *Climatic Change*, 21(1): 1-16.
- Burn H.B. and Elnur M.A.H. 2002. Detection of hydrologic trends and variability. *Journal of Hydrology*, 255: 107-122.
- Clegg R.G. 2005. A Practical Guide to Measuring the Hurst Parameter. arXiv preprint math/0610756.
- Eltahir E.A.B. 1996. El Niño and the natural variability in the flow of the Nile River. *Water Resources Research*, 32(1): 131-137.
- Githui F.W. 2009. Assessing the impacts of environmental change on the hydrology of the Nzoia catchment, in the Lake Victoria Basin. Ph.D. Thesis, Vrije University Brussel.
- Haslett J., and Raftery A.E. 1989. Space-time modelling with long-memory dependence: assessing Ireland's wind power resource. *Applied Statistics*, 38(1): 1-50.
- Helsel D.R. and Hirsch R.M. 1992. *Statistical Methods in Water Resources*. Vol 49. Elsevier. (<http://pubs.water.usgs.gov/twri4a3>).
- Hirsch R.M., Slack J.R. and Smith R.A. 1982. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. *Water Resources Research*, 18:107-121.
- Kantelhardt J.W., Koscielny-bunde E., Rego H.H. A., Havlin S. and Bunde A. 2001. Detecting Long-range Correlations with Detrended Fluctuation Analysis. *Physica A*, 295(3): 441-454.
- Karagiannis T., Molle M. and Faloutsos M. 2004. Long-range dependence ten years of internet traffic Modeling. *Internet Computing*, IEEE, 8(5): 57-64.
- Koutsoyiannis D. 2002. The Hurst phenomenon and fractional Gaussian noise made easy. *Hydrological Sciences Journal*, 47(4): 573-596.

- 13- Koutsoyiannis D. 2003. Climate change, the Hurst phenomenon, and hydrological statistics. *Hydrological Sciences Journal*, 48(1): 3-24.
- 14- Koutsoyiannis D., Paschalis A. and Theodoratos N. 2011. Two-dimensional Hurst-Kolmogorov process and its application to rainfall fields. *Journal of Hydrology*, 398(1-2): 91-100.
- 15- Radziejewski M. and Kundzewicz Z.W. 1997. Fractal analysis of flow of the river Warta. *Journal of Hydrology*, 200(1): 280-294.
- 16- Sen P.K. 1968. Asymptotically efficient tests by the method of n rankings. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 2: 312-317.
- 17- Stephenson D.B., Pavan V. and Bojariu R. 2000. Is the North Atlantic Oscillation a random walk?. *International Journal of Climatology*, 20(1): 1-18.
- 18- Theil H. 1950. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis. Part 3. In proceeding Koninklijke Nederlandse Akademie van Wetenschappen A, 53:1397-1412.
- 19- Weron R. 2002. Estimating long-range dependence: finite sample properties and confidence intervals. *Physica A*, 312: 285-299.

Investigation and Comparison of Hurst Exponent Estimation Methods in Trend and Seasonality Analysis of Hydro-Climatic Variables in Urmia Lake Basin (Case Study: Aji Chai Sub-basin)

F. Fathian^{1*} - M.A. Ghorbani² - Z. Dehghan³

Received: 06-10-2013

Accepted: 10-02-2014

Abstract

Time series analysis methods have been detected as important tools for evaluating the issues related to water resources management. Spatial differences in streamflow trends can occur as a result of spatial differences in the changes in rainfall and temperature, spatial differences in the catchment characteristics and human activities and, trend analysis of this time series is necessary in causes of these differences. On the other hand, these series have a different structure, so that the successive values of them are interdependent. In this study has attempted to analyze of this time series for Aji Chai sub basin using of Seasonal Kendall method. In addition, Hurst exponent value, as an effective factor in trend and seasonality of time series, is also evaluated using Variance, R/S and DFA methods. The results showed a significant increasing trend for temperature and, both significant decreasing and increasing trend for precipitation at 10% significance level over sub basin. Also, for discharge, downstream stations showed significant decreasing trend. The analysis results of Hurst exponent estimation methods showed that precipitation and discharge time series have a relatively moderate long term persistence ($H \sim 0.65$). The Hurst phenomenon existence has also been confirmed as a factor affecting on the seasonality and trend of precipitation and discharge time series using $\alpha > 0.5$ exponent by DFA method.

Keywords: Trend Analysis, Seasonal Time Series, Long Term Persistencet, Hydro-Climatic Variables, Urmia Lake

1,2- PhD Student and Associate Professor of Water Engineering Department, Faculty of Agriculture, University of Tabriz

(*- Corresponding Author Email: farshad.fathian@gmail.com)

3- PhD Student of Irrigation and Drainage Engineering, Faculty of Agriculture, Isfahan University of Technology