نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی سال چهاردهم، شماره ۳۵، زمستان ۹۳

بررسی روند تغییرات آبدهی رودخانه های استان لرستان با استفاده از روشTFPW-MK

دریافت مقاله:۹۱/۱۲/۴ پذیرش نهایی: ۹۳/۱۰/۲۲
صفحات:۹۳-۷۳

حسن ترابی پوده: استادیارگروه آب، دانشگاه لرستان، تهران، ایران
Email: Torabi1976@gmail.com
صمد امامقلی زاده: دانشیار گروه مهندسی آب و خاک ، دانشگاه شاهرود، تهران، ایران[۱]
Email: s_gholizadeh517@yahoo.com

چکیده

بررسی تغییرات آبدهی رودخانه‌ها به منظور مدیریت و برنامه ریزی منابع آب بسیار مهم می‌باشد. در تحقیق حاضر با توجه به اهمیت موضوع بررسی و شناخت روند تغییرات جریان در ایستگاه‌های هیدرومتری استان لرستان حوزه رودخانه دز در سه مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه با استفاده از روش TFPW-MK مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های مورد استفاده شامل داده‌های ۲۵ ایستگاه هیدرومتری منتخب در دوره ۴۰ ساله آماری(۱۳۸۸-۱۳۴۸) در محدوده مورد مطالعه می باشد. در این تحقیق ابتدا شیب خطی روند در داده های نمونه با استفاده از روش TSA تخمین و سپس با استفاده از روش TFPW اثر ضریب خودهمبستگی از داده ها حذف گردید و در نهایت روند تغییرات جریان با استفاده از آزمون من کندال(MK)مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق نشان می دهد که در اکثر ایستگاه‌ها (۲۰ ایستگاه از ۲۵ ایستگاه)، روند تغییرات جریان عمدتا نزولی بوده و در ۴۰ سال گذشته کاهش میزان جریان در سطح ۱۰ درصد معنی دار است.

کلید واژگان :روند، آزمون TFPW-MK، خود همبستگی، دبی جریان، رودخانه‌های لرستان

مقدمه

اگرچه علل تغییر یا عدم تغییر آب و هوا هنوز کاملاً شناخته نشده، بحث در مورد تغییر آب وهوا مورد توجه بسیاری از پژوهشگران است. افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای خصوصاً دی اکسیدکربن سبب تغییر رژیم بارش و دما در دهه های اخیر شده است(معروفی و

[۱]. **نویسنده مسئول:** شاهرود- دانشگاه شاهرود- دانشکده کشاورزی- گروه مهندسی آب و خاک

طبری،۱۳۹۰). به همین دلیل در دهه های اخیر مطالعات زیادی در رابطه با روند تغییرات متغیر های مختلف هواشناسی و هیدرولوژیکی انجام شده است (خلیق و همکاران، ۲۰۰۹؛کومار و همکاران، ۲۰۰۹). آزمون‌های تعیین روند به دو روش پارامتریک و روش غیر پارامتریک تقسیم می‌شوند. در آزمون‌های پارامتریک فرض بر این است که سری زمانی موجود تابع یک توزیع آماری (غالبا خطی) می‌باشند. آزمون‌های پارامتریک علاوه بر تشخیص وجود روند قابلیت تعیین شدت آن را نیز دارد. در آزمون‌های ناپارامتریک فرض بر آن است که سری‌ها فاقد توزیع آماری مشخصی هستند. بدلیل اینکه اکثر سری‌های هیدرولوژیکی از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند، لذا این آزمون‌ها در این زمینه از کاربرد بیشتری برخوردارند. آزمون من- کندال که غیرپارامتریک می باشد، روش آماری مناسبی برای اثبات وجود روند در سری های هیدروکلیمایی است(هیرسچ و همکاران، ، ۱۹۸۲). در سال‌های اخیر بسیاری از محققین از این آزمون به عنوان بهترین گزینه جهت بررسی وجود روند یکنواخت داده ها استفاده نموده اند. در این زمینه می‌توان به کارهای اسمیت و ریچمن (۱۹۹۳)، بورن و هگ النور(۱۹۹۴)، لتنمایر و همکاران (۱۹۹۴)، گان (۱۹۹۸)، لینس و اسلاگ (۱۹۹۹) ، داگلاس و همکاران (۲۰۰۰)، ویتفیلد و کنون (۲۰۰۰)، خلیق و همکاران (۲۰۰۹)، ژانگ و همکاران (۲۰۰۱) و بون و هاگ النور (۲۰۰۲) اشاره کرد. همچنین علاوه بر مطالعات مذکور، می‌توان به تحقیقات جهانبخش اصل و ذوالفقاری(۱۳۸۱)، منتظری و فهیمی(۱۳۸۲)، ساری صراف و جامعی (۱۳۸۲)، عزیزی و روشنی (۱۳۸۷)، جهانبخش اصل، کرمی (۱۳۷۸)، رضایی بنفشه و همکاران(۱۳۹۰) جهانبخش اصل و همکاران(۱۳۹۰)، و زاهدی و ساری صراف(۱۳۸۶) اشاره نمود که به بحث تغییر اقلیم و نقش روش‌های آماری در بررسی تغییرات اقلیمی پرداخته‌اند. فرض اصلی مطالعات تحلیل روند با استفاده از آزمون MK مستقل بودن و عدم وجود خود همبستگی معنی‌دار در داده های نمونه می‌باشد. با این وجود ممکن است برخی سری‌های هیدرولوژیکی نظیر دبی جریان دارای ضریب خود همبستگی معنی دار باشند. بنابراین جهت حذف اثر خود همبستگی روی آزمون MK ضروری است قبل از انجام آزمون، اجزا خود همبستگی از قبیل فرآیند خود همبستگی مرتبه اول ($AR(1)$) از سری داده ها حذف گردد. این فرآیند اصطلاحاً پیش سفید کردن نامیده می‌شود. به منظور حذف اثر ضریب خود همبستگی بر روی آزمون MK، کولکارنی و وان استورچ (۱۹۹۵) و وان استورچ (۱۹۹۵)، یک روش پیش سفید کردن[1] را قبل از انجام آزمون MK ارائه کردند، که به آن PW-MK می-

[1]. Pre-whitening

گویند. این روش جهت تشخیص روند توسط محققانی همچون داگلاس و همکاران (۲۰۰۰،a,b ۲۰۰۱) و بون و هاگ النور (۲۰۰۲) مورد استفاده قرار گرفت. در مواردی که روند در یک سری زمانی وجود نداشت، وان استورچ (۱۹۹۵) نشان داد که پیش سفید کردن اثر ضریب خود همبستگی را بر آزمون MK به طور موثر کاهش می دهد. داگلاس و همکاران (۲۰۰۰) نشان دادند که روش پیش سفید کردن وان استورچ می تواند باعث کاهش میزان روند واقعی در داده‌ها گردد. یو و همکاران (۲۰۰۲) با استفاده از شبیه‌سازی نشان دادند که در صورت وجود روند و فرآیند AR(1) در یک سری زمانی روش پیش سفید کردن وان استورچ بخشی از روند را حذف خواهد کرد و بنابراین ممکن است فرض صفر مبنی بر عدم وجود روند مورد قبول واقع شود و این در حالیست که روند ممکن است وجود داشته باشد. به منظور کاهش موثر در اثر ضریب همبستگی بر روی آزمون MK روش اصلاح شده پیش سفید کردن بدون روند (TFPW) توسط یو و همکاران (۲۰۰۲۲۰۰۳) ارائه گردید. حامد و رائو (۱۹۹۸) روش دیگری جهت حذف اثر ضریب خود همبستگی قبل از انجام آزمون MK با انجام اصلاح در واریانس داده ها ارائه کردند(MK-VCA). میرعباسی و دین پژوه‌ی(۱۳۸۹) از روش MK-VCAجهت تحلیل روند تغییرات آبدهی رودخانه های استان لرستان غرب ایران استفاده کردند. یو و همکاران (b ۲۰۰۲) با انجام مطالعات شبیه سازی سه روشMK-VCA، PW-MK و MK-TFPW را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که روش MK-TFPW بسیار دقیق تر از سایر روش‌ها می‌باشد. یو و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از آزمون MK و استفاده از روش TFPW (MK-TFPW[1]) روند تغییرات رودخانه های کانادا را برای مینیمم، ماکزیمم و متوسط دبی سالیانه بررسی کردند.

استان لرستان با وسعتی معادل ۲۸۱۶۰ کیلومتر مربع در جنوب غرب ایران قرار گرفته است. این استان سومین استان پر آب کشور بوده و ۱۲ درصد آبهای کشور را در اختیار دارد. از بررسی مطالعات گذشته چنین استنباط می‌شود که مطالعه جامعی در ارتباط با روند تغییرات رودخانه های این استان انجام نشده است. بنابراین در این تحقیق به بررسی وجود روند و یا عدم وجود آن، در دو سطح احتمال۹۰٪ و ۹۵٪ در دبی‌های ماهانه، فصلی و سالانه رودخانه‌های استان پرداخته شده است. با توجه به اینکه از میان روش‌های مرسوم برای بررسی تاثیر روند تغییرات پارامترهای هیدرولوژی، روش MK-TFPW بسیار دقیق تر از سایر

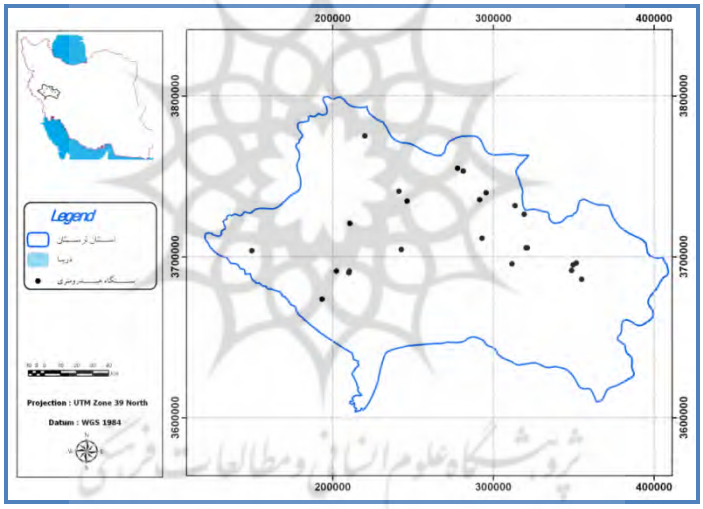
[1]. TrendFree Pre-Whitening Mann-Kendall

روش‌ها می‌باشد، در این تحقیق از این روش جهت بررسی روند تغییرات دبی جریان رودخانه-های استان لرستان مورد استفاده قرار گرفت.

مواد و روش ها

منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه دراستان لرستان حوزه رودخانه دز و در استان لرستان واقع شده است. محدوده مورد مطالعه به همراه محل ایستگاه‌های هیدرومتری در شکل(۱) نشان داده شده و بطور تقریبی از عرض جغرافیایی۴۴-۵۴-۳۲ تا ۰۷-۰۸-۳۴ و طول جغرافیایی۳۳-۲۳-۴۸ تا ۲۷-۵۴-۴۹ واقع شده است.



شکل(۱) موقعیت محدوده مورد مطالعه به همراه محل ایستگاه‌های هیدرومتری در استان لرستان

داده‌های جریان ماهانه از ۲۰ ایستگاه هیدرومتری در محدوده مورد نظر با طول آماری ۴۹-۱۳۴۸ الی ۸۸-۱۳۸۷ به مدت ۴۰ سال جمع آوری گردید. دلیل انتخاب این ایستگاه‌ها کامل بودن داده‌ها و پراکنش مکانی قابل قبول در سراسر منطقه مورد مطالعه می‌باشد. محل این ایستگاه‌ها بر روی شکل ۱ نشان داده شده است. همچنین از ایستگاه‌های موجود در منطقه، ایستگاه‌هایی انتخاب شدند که دارای روند طبیعی بوده و در طول سال‌های مورد بررسی هیچگونه سدی برروی رودخانه در بالادست ایستگاههای مورد بررسی احداث نشده باشد.

روش‌های مورد استفاده

در این مطالعه روند تغییرات سری زمانی جریان ماهانه، فصلی و سالانه برای هر یک از ایستگاه‌های مذکور با آزمون غیرپارامتری MK مورد بررسی قرار گرفت. همانطوری که اشاره شد، شرط لازم برای استفاده از این آزمون مستقل بودن داده‌ها و عدم وجود ضریب خود همبستگی معنی‌دار در سری زمانی داده‌ها است. بنابراین در این مطالعه با استفاده از روش TFPW که در ادامه توضیح داده خواهد شد ابتدا اثر تمام ضرایب خود همبستگی معنی‌دار از سری زمانی حذف و سپس بر روی سری مذکور آزمون MK انجام گرفت. این روش به اختصار روش MK-TFPW نامیده می‌شود. قبل از ارائه روش TFPW در خصوص توانایی پیش سفید کردن (PW) در حذف اثر ضریب خود همبستگی از آزمون من-کندال مطالبی ارائه می‌گردد.

توانایی PW در حذف اثر ضریب خود همبستگی

یو و همکاران (۲۰۰۲) با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو نشان دادند که هر گاه با استفاده از روش پیش سفید کردن وان استورچ فرآیند AR را از یک سری زمانی دارای فرآیندهای روند و AR(1) حذف نماییم آنگاه بخشی از روند از سری زمانی حذف خواهد شد. با فرض وجود یک روند خطی ($T_t = \beta t$) و یک فرآیند AR(1) ($A_t = \rho_1 A_{t-1} + \varepsilon_t$) که در آن ρ_1 ضریب خود همبستگی با تاخیر واحد و ε_t یک نویز می‌باشد) در یک سری زمانی خواهیم داشت:

$$X_t = T_t + A_t \qquad (۱)$$

سری‌ها با استفاده از روش وان استورچ به صورت زیر پیش سفید می‌گردد:

$$X_t' = X_t - \rho X_{t-1} \qquad (۲)$$

با بازنویسی معادله (۲) خواهیم داشت :

$$X_t' = \beta t + A_t - \rho_1[\beta(t-1) + A_{t-1}] = (1-\rho_1)\beta t + A_t - \rho_1 A_{t-1} + \rho_1\beta \qquad (۳)$$
$$= (1-\rho_1)\beta_t + \rho_1\beta$$

همانطوری که دیده می‌شود فرآیند AR(1) دیگر به آن صورت در سری‌ها پیش سفید شده وجود ندارد و پیش سفیدکردن فرآیند AR(1) را از سری‌ها حذف کرده است. بهرحال شیب سری‌های پیش سفید شده برابر است با $\beta' = (1-\rho_1)\beta$ که دقیقا با شیب واقعی β برابر نیست. اگر $\rho_1 > 0$ باشد آنگاه $|\beta'| = |\beta|$ به عبارتی حذف AR(1) مثبت با استفاده از پیش سفیدکردن بخشی از روند را حذف خواهد کرد. اگر $\rho_1 < 0$ باشد آنگاه $|\beta'| > |\beta|$ به

عبارتی حذف AR(1) منفی با استفاده از پیش سفید کردن باعث افزایش شیب روند واقعی خواهد شد. بنابراین در صورت وجود روند در یک سری زمانی، پیش سفید کردن روش مناسبی جهت حذف اثر خود همبستگی سری جهت آزمون MK نخواهد بود. توجه به معادله (۱) نشان می‌دهد که اگر روند در یک سری واضح و بتوان روند مذکور را با یک روند خطی تقریب زد، حذف روند نمی‌تواند بر فرآیند AR(1) موثر باشد. با توجه به مطالب مذکور یو و همکاران (b ۲۰۰۲) روش TFPW را ارائه کردند که رئوس کلی آن در قسمت زیر ارائه خواهد شد.

پیش سفید کردن با حذف فرآیند روند(TFPW)

روش TFPW-MK جهت شناسایی روند در یک سری زمانی دارای خود همبستگی توسط یو و همکاران(۲۰۰۰) به صورت زیر ارائه گردید.

۱- شیب روند در داده‌های نمونه با استفاده از روش تیل- سن[1](TSA) (سن، ۱۹۶۸؛ تیل، ۱۹۵۰) به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$b = Median(\frac{X_j - X_1}{j-1}) \qquad \forall 1< j \qquad (۴)$$

۲- اگر شیب تقریبا برابر صفر بود آنگاه دیگر نیازی به ادامه انجام آنالیز روند نیست، اما اگر مقدار آن برابر با صفر نبود، آنگاه روند بصورت خطی فرض شده و داده‌های نمونه بصورت زیر نوشته و بدون روند می‌شوند.

$$X_t^{/} = X_t - T_t = X_t - b_t \qquad (۵)$$

۳- ضریب خود همبستگی مرتبه اول سری بدون روند $X_t^{/}$ با استفاده از معادلات زیر برآورد می‌گردد.

$$rk = \frac{\frac{1}{n-k}\sum_{t=1}^{n-k}\left[X_t' - E(X_t')(X_t + k - E(X_t')\right]}{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}[X_t' - E(X_t')]^2}\ ,\ E(X_t') = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} X_t' \qquad (۶)$$

r_k ضریب خود همبستگی مرتبه k داده های نمونه سری بدون $X_t^{/}$و $E(X_t^{/})$ میانگین داده‌های نمونه می‌باشد. پس از محاسبه ضریب خود همبستگی با مرتبه اول، خود همبستگی مرتبه اول AR(1) با استفاده از معادله زیر حذف می‌گردد.

[1]. Theil-Sen approach (TSA)

$$Y_t^{'} = X_t^{'} - r_1 X_{t-1}^{'} \qquad (۷)$$

این روش پیش سفیدکردن پس از حذف روند از سری‌ها روش پیش سفیدکردن بدون روند نامیده می‌شود(TFPW). سری باقیمانده‌ها پس از انجام روش TFPW یک سری مستقل می باشد.

۴- روند شناخته شده T_t و سری باقیمانده ها $Y_t^{'}$ با هم ترکیب می‌گردد. بدیهی است که سری حاصل Y_t روند واقعی را حفظ کرده و اثر ضریب خود همبستگی نیز حذف شده است.

۵- آزمون MK بر روی سری ترکیبی Y_t جهت برآورد روند واقعی انجام می‌گردد.

آزمونMK

آزمون MK یکی از پر کاربردترین آزمون های غیرپارامتری برای تحلیل روند داده‌ها است و از این آزمون به طور گسترده در تشخیص روند در سری‌های هیدرولوژیکی استفاده می-شود(هلس و همکاران، ۱۹۸۲). فرض صفر H_o مستقل بودن و یکنواختی توزیع داده‌های نمونه $\{X_i, i=1,2,...,n\}$ و فرض مقابل H_1 وجود یک روند یکنواخت در داده‌ها. جهت انجام این آزمون ابتدا باید آماره S را با رابطه زیر محاسبه نمود.

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n} \mathrm{sgn}(X_j - X_i) \qquad (۸)$$

که در آن X_j مقدار داده jام،n تعداد داده ها و $s\,\mathrm{gn}(\theta)$ تابع علامت و با رابطه زیر قابل محاسبه است.

$$\mathrm{sgn}(\theta) = \begin{cases} ۱ & if \quad \theta > o \\ o & if \quad \theta = o \\ -۱ & if \quad \theta < o \end{cases} \qquad (۹)$$

من (۱۹۴۵) و کندال (۱۹۷۵) نشان دادند که برای $n \geq 8$ آماره S دارای توزیع نرمال بوده و میانگین و واریانس آن از روابط زیر بدست می‌آید.

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{m=1}^{n} t_m (t_m - 1)(2t_m + 5)}{18}, E(S) = 0 \qquad (۱۰)$$

که در آن m_i تعداد داده های یکسان در دسته iام می باشد. آماره آزمون MK یا Z با رابطه زیر محاسبه می شود.

$$Z = \begin{cases} \dfrac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \dfrac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & S < 0 \end{cases} \qquad (۱۱)$$

احتمال آماره Z آزمون MK را می توان با استفاده از توزیع تجمعی نرمال محاسبه نمود.

توسعه نرم افزار

به منظور انجام محاسبات جهت بررسی روند تغییرات آبدهی نرم افزاری در محیط ویژوال بیسیک نوشته شد. این نرم افزار روند تغییرات پارامترهای هواشناسی و هیدرولوژی را توسط آزمون‌های MK،PW-MK،TFPW-MK و MK-VCA مورد بررسی قرار داده و نتایج نهایی را ارائه می نماید. در این نرم افزار کاربر کلیه داده های ورودی را در نرم افزار Excel وارد می-نماید و پس از ورود اطلاعات نرم افزار اجرا می گردد. داده های خروجی نرم افزار در همان فایل ورودی ولی در کاربرگ های دیگر ارائه می گردد.

بحث و نتایج

الف) روند تغییرات در مقیاس سالیانه

نتایج بررسی روند تغییرات جریان در رودخانه‌های استان لرستان در جدول (۱) در مقیاس فصلی و سالانه نشان داده شده است. جهت حذف ضرایب خود همبستگی از روش TFPW استفاده شده است و نتایج این جدول روند معنی‌دار ۲۰ ایستگاه در محدوده مورد مطالعه را برای ۱۷ سری زمانی برای مدت ۴۰ سال نشان می دهد.

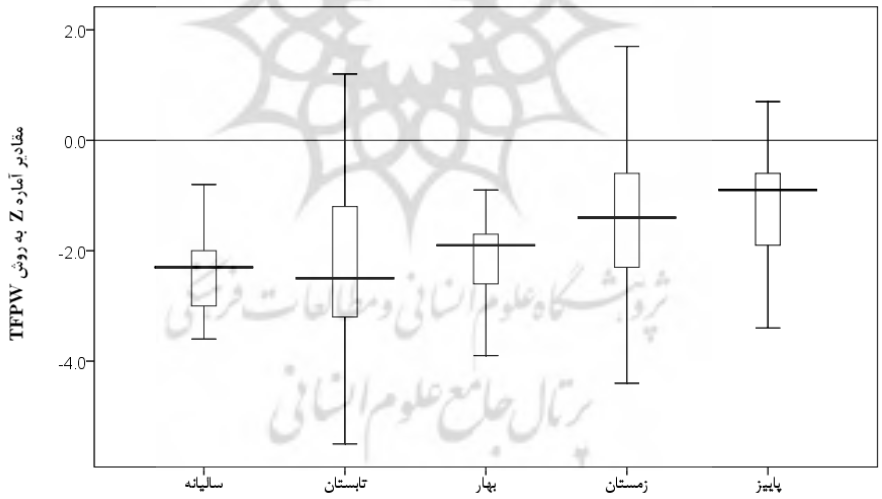
همچنین مقادیر آماره Z به روش TFPW برای سری داده های رواناب فصلی و سالانه رودخانه های استان لرستان در دو سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد در جدول (۲) نشان داده شده است. همانطوری که نتایج این جدول نشان می‌دهد در مقیاس سالانه از ۲۵ ایستگاه هیدرومتری موجود، ۲۰ ایستگاه دارای آماره Z بزرگتر از ۱/۹۶ می‌باشند و بنابراین روند تغییرات دبی در این ایستگاه‌ها در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. روند منفی معنی دار در سطح ۵ درصد بیانگر وجود روند منفی و یا به عبارتی کاهش آبدهی در ایستگاه‌های مذکور است.

جدول(۱). مقادیرآماره شیب خط روند به روشTSA برای سری داده‌های رواناب فصلی و سالانه رودخانه‌های لرستان

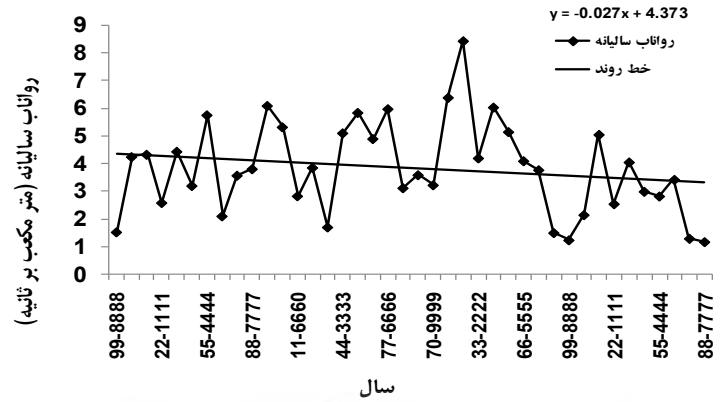
نام رودخانه و نام ایستگاه هیدرومتری	فصلی				سالانه
	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	
تیره – مروک	-۰.۰۲۵	-۰.۰۱۴	-۰.۰۳۶	-۰.۰۰۳	-۰.۰۱۲
سراب سفید – ونایی	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۱۳	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۷
گله رود – ونایی	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۷	-۰.۰۳۷	-۰.۰۲۸	-۰.۰۲۱
سیلاخور – رحیم آباد	-۰.۰۲۱	-۰.۰۵۴	-۰.۰۷۹	-۰.۰۰۷	-۰.۰۳۳
بیاتون – بیاتون	۰.۰۰۰	۰.۰۰۳	-۰.۰۰۸	۰.۰۰۱	۰.۰۰۲
تیره – درود	-۰.۱۴۲	-۰.۲۹۶	-۰.۴۰۵	-۰.۰۱۵	-۰.۱۸۸
ازنا – چم زمان	-۰.۰۵۹	-۰.۱۱۳	-۰.۰۵۵	-۰.۰۲۹	-۰.۰۶۴
کمندان– کمندان	-۰.۰۰۳	۰.۰۰۶	-۰.۰۳۴	-۰.۰۱۹	-۰.۰۱۲
دره تخت– دره تخت	-۰.۰۰۴	۰.۰۰۵	-۰.۰۲۳	-۰.۰۲۲	-۰.۰۱۰
ماربره – دره تخت	-۰.۰۴۹	-۰.۰۹۰	-۰.۱۱۷	-۰.۰۳۲	-۰.۰۶۹
ماربره – درود	-۰.۰۵۹	-۰.۱۰۶	-۰.۱۶۷	-۰.۰۶۲	-۰.۰۹۴
آب سبزه – چم چیت	۰.۰۵۷	۰.۰۸۴	۰.۰۱۹	۰.۰۳۷	۰.۰۵۵
ابسرده – تنگ محمد حاجی	-۰.۰۲۸	۰.۰۲۶	-۰.۰۹۶	-۰.۰۵۵	-۰.۰۴۳
قلیان – سکانه	-۰.۰۷۶	-۰.۳۶۵	-۰.۱۳۸	۰.۱۰۳	-۰.۱۳۰
بادآور– نورآباد	-۰.۰۳۲	-۰.۰۵۱	-۰.۰۹۱	-۰.۰۱۸	-۰.۰۴۰
چولهول – افرینه	۰.۰۰۱	-۰.۰۲۷	-۰.۰۵۷	-۰.۰۲۶	-۰.۰۲۹
خرم آباد – چم انجیر	-۰.۰۳۹	-۰.۰۹۵	-۰.۲۶۰	-۰.۰۵۹	-۰.۱۰۲
دره دزدان – تنگ سیاب	-۰.۰۰۴	-۰.۰۲۰	-۰.۰۲۲	-۰.۰۰۳	-۰.۰۱۳
دوآب – الشتر	-۰.۰۳۷	۰.۰۰۸	-۰.۱۰۵	-۰.۰۳۳	-۰.۰۳۱
کشکان – افرینه	-۰.۱۳۱	-۰.۴۱۸	-۱.۰۸۱	-۰.۱۵۷	-۰.۳۳۹
کشکان – پلدختر	-۰.۱۳۷	-۰.۴۷۳	-۰.۶۵۷	-۰.۳۱۶	-۰.۳۵۴
کشکان – دوآب ویسان	-۰.۰۸۷	-۰.۲۰۵	-۰.۹۴۵	-۰.۱۰۸	-۰.۲۶۷
مادیان رود – برآفتاب	-۰.۰۱۶	-۰.۰۵۱	-۰.۰۷۰	-۰.۰۲۸	-۰.۰۳۷
هررود – دهنو	۰.۰۰۳	-۰.۰۱۰	-۰.۰۳۷	۰.۰۰۱	-۰.۰۱۶
هررود – کاکارضا	-۰.۰۰۹	-۰.۰۶۷	-۰.۲۸۷	-۰.۰۳۷	-۰.۰۹۲

شدیدترین روند منفی مربوط به ایستگاه برآفتاب بر روی رودخانه مادیان رود با آماره Z=- 3.6 می‌باشد که در سطح ۵ درصد و همچنین درسطح ۱ درصد معنی دار است. همچنین نتایج بدست آمده نشان می‌دهد ۵ ایستگاه مروگ بر روی رودخانه تیره، ایستگاه بیاتون بر روی رودخانه بیاتون، ایستگاه چم چیت بر روی رودخانه آب سبزه، ایستگاه الشتر بر روس رودخانه دوآب و ایستگاه دهنو بر روی رودخانه هررود بدون روند و یا فاقد روند می‌باشند.

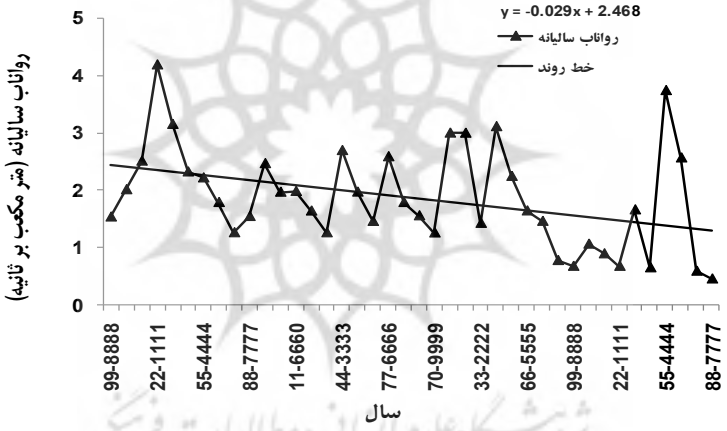
در شکل (۲) نمودار جعبه و خط شیب خط روند میانگین رواناب سالیانه نشان داده شده است. همانطوری که نمودار مذکور دیده می‌شود، فاصله خط زیرین و فوقانی جعبه (۲۵ و ۷۵ درصد) زیاد نیست و این نشان می‌دهد که شیب خط روند سالیانه بسیاری از ایستگاه‌ها (۵۰ درصد) نزدیک به میانه شیب‌ها است و همچنین بیشتر از ۸۰ درصد از ایستگاه‌ها دارای خط روند منفی سالیانه می‌باشد. در شکل (۳)روند تغییرات میانگین رواناب سالیانه تعدادی از ایستگاه‌های منتخب نشان داده شده است. همانطوری که از شکل(۳)پیداست روند منفی تغییرات میانگین رواناب سالیانه ایستگاه‌های فوق الذکر کاملا مشهود می‌باشد.



شکل (۲) نمودار جعبه و خط برای شیب خط روند میانگین رواناب سالیانه و فصلی در ایستگاه‌های استان لرستان. خطوط انتهای جعبه (پایین و بالای مستطیل) به ترتیب نشان دهنده مقادیر شیب نظیر صدک ۲۵ و ۷۵ و خط موجود در درون جعبه نشان دهنده مقدار نظیر میانه شیب ها می‌باشد. خط ها (خطوط افقی کرانه ای)نشان دهنده مقادیر شیب نظیر صدک ۵ و ۹۵ تعداد ایستگاه‌ها است



الف) ایستگاه افرینه بر روی رودخانه چولهول



ب) ایستگاه برآفتاب بر روی رودخانه مادیان رود

شکل(۳) روند تغییرات سالانه الف- ایستگاه افرینه، ب) ایستگاه برآفتاب

ب) روند تغییرات فصلی

در جدول(۲) مقادیر آماره Z به روش TFPW برای سری داده‌های رواناب فصلی و سالانه استان لرستان نشان داده شده است. در مقیاس فصلی بیشترین تغییرات منفی روند مربوط به فصل بهار بوده بطوری‌که در این فصل تعداد ۱۹ ایستگاه دارای روند منفی در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشد و کمترین تغییرات منفی روند مربوط به فصل پاییز بطوری‌که در این فصل تعداد ۸ ایستگاه دارای روند منفی در سطح ۱۰ درصد معنی دار می‌باشد. ایستگاه برآفتاب رود کمندان که بر روی رودخانه مادیان واقع شده است، در فصل تابستان، در بین ایستگاه‌ها

ایستگاه فوق دارای بیشترین مقدار روند منفی با آماره Z=-۵/۵ می‌باشد و این در حالی است که این ایستگاه در فصل پاییز دارای آماره z مثبت به مقدار ۱/۵- می‌باشد که نشان می‌دهد این ایستگاه روند منفی دارد ولی روند آن معنی دار نمی‌باشد. در فصل زمستان نیز، ۱۲ ایستگاه دارای روند منفی معنی دار در سطح ۱۰ درصد می‌باشند. همچنین در این فصل ۱۲ ایستگاه بدون روند و یک ایستگاه دارای روند مثبت معنی دار می‌باشد. روند مثبت معنی دار در فصل‌های زمستان و پاییز مربوط به ایستگاه چم چیت بر روی رودخانه آب سبزه می‌باشد. شکل (۲) نمودار جعبه و خط را برای شیب خط روند رواناب فصلی در ایستگاه‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد. همانطوری‌که شکل (۲) نشان می‌دهد خط میانه شیب‌ها در هر چهار فصل منفی است. بیشترین شیب منفی خط روند مربوط به فصل تابستان و پس از آن به ترتیب مربوط به بهار و زمستان بوده و کمترین شیب منفی خط روند مربوط به پاییز می‌باشد. در فصل تابستان و زمستان فاصله خط زیرین و فوقانی جعبه (۲۵ و ۷۵ درصد) در مقایسه با فصول دیگر زیادتر است و این نشان می‌دهد که تغییرات شیب خط روند در این دو فصل در ایستگاه‌های مورد مطالعه زیاد می‌باشد. همچنین در فصل بهار فاصله خط زیرین و فوقانی جعبه (۲۵ و ۷۵ درصد) نسبت به فصول دیگر کمتر است و این نشان می‌دهد که تغییرات شیب خط روند در این فصل در ایستگاه‌های مورد مطالعه کم بوده و بنابراین شیب خط روند بسیاری از ایستگاه‌ها (۵۰ درصد) نزدیک به میانه شیب‌ها است. بنابراین با توجه شیب خطوط روند در تمام فصول می‌توان نتیجه گرفت که دبی رودخانه‌های استان لرستان حوزه رودخانه دز در طول ۴ دهه گذشته دارای روند کاهشی بوده و بیشترین کاهش مربوط به فصل تابستان و کمترین آن مربوط به فصل پاییز است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول(۲) مقادیر آماره Z به روش TFPW برای سری داده‌های رواناب فصلی و سالانه رودخانه های استان لرستان

نام رودخانه و نام ایستگاه	فصلی				سالانه
	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	
تیره – مروک	-۱.۸۰۰	-۰.۷۰۰	-۱.۱۰۰	-۱.۰۰۰	-۰.۸۰۰
سراب سفید – ونایی	۰.۷۰۰	۰.۱۰۰	-۰.۹۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۰۰۰
گله رود – ونایی	-۰.۶۰۰	-۰.۸۰۰	-۱.۸۰۰	-۳.۲۰۰	-۳.۰۰۰
سیلاخور – رحیم آباد	-۰.۹۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۰۰۰	-۱.۵۰۰	-۲.۳۰۰
بیاتون – بیاتون	۰.۷۰۰	۰.۳۰۰	-۱.۷۰۰	۰.۷۰۰	۰.۱۰۰
تیره – درود	-۲.۲۰۰	-۲.۸۰۰	-۲.۴۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۸۰۰
ازنا – چم زمان	-۳.۴۰۰	-۳.۴۰۰	-۱.۸۰۰	-۴.۸۰۰	-۳.۱۰۰
کمندان– کمندان	-۰.۷۰۰	۰.۸۰۰	-۳.۲۰۰	-۳.۲۰۰	-۳.۱۰۰
دره تخت– دره تخت	-۰.۸۰۰	۱.۰۰۰	-۲.۹۰۰	-۳.۴۰۰	-۲.۷۰۰
ماربره – دره تخت	-۱.۹۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۱۰۰	-۲.۵۰۰	-۲.۳۰۰
ماربره – درود	-۱.۹۰۰	-۲.۰۰۰	-۱.۹۰۰	-۳.۰۰۰	-۲.۱۰۰
آب سبزه – چم چیت	۲.۴۰۰	۱.۷۰۰	-۰.۱۰۰	۱.۲۰۰	۰.۸۰۰
ابسرده – تنگ محمد حاجی	-۲.۵۰۰	۱.۱۰۰	-۳.۲۰۰	-۵.۰۰۰	-۳.۱۰۰
قلیان – سکانه	-۲.۵۰۰	-۵.۲۰۰	-۱.۵۰۰	۲.۴۰۰	-۳.۰۰۰
بادآور– نورآباد	-۲.۸۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۹۰۰	-۲.۸۰۰
چولهول – افرینه	-۰.۲۰۰	-۱.۴۰۰	-۱.۷۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۰۰۰
خرم آباد – چم انجیر	-۱.۵۰۰	-۲.۱۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۸۰۰	-۲.۶۰۰
دره دزدان – تنگ سیاب	-۰.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۰۰۰	-۱.۸۰۰	-۳.۳۰۰
دوآب – الشتر	-۱.۳۰۰	-۰.۶۰۰	-۱.۹۰۰	-۲.۰۰۰	-۱.۶۰۰
کشکان – افرینه	-۰.۸۰۰	-۱.۸۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۱۰۰
کشکان – پلدختر	-۰.۸۰۰	-۱.۸۰۰	-۱.۵۰۰	-۳.۳۰۰	-۲.۲۰۰
کشکان – دوآب ویسان	-۱.۰۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۳۰۰
مادیان رود – برآفتاب	-۱.۵۰۰	-۴.۴۰۰	-۳.۹۰۰	-۵.۵۰۰	-۳.۶۰۰
هررود – دهنو	۰.۳۰۰	-۰.۹۰۰	-۱.۳۰۰	-۰.۳۰۰	-۱.۵۰۰
هررود – کاکارضا	-۰.۲۰۰	-۱.۳۰۰	-۱.۹۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۰۰۰
تعداد ایستگاه با روند منفی	۸	۱۲	۱۹	۱۸	۲۰
تعداد ایستگاه بدون روند	۱۶	۱۲	۶	۷	۵
تعداد ایستگاه با روند مثبت	۱	۱	۰	۰	۰

ج) روند تغییرات ماهانه

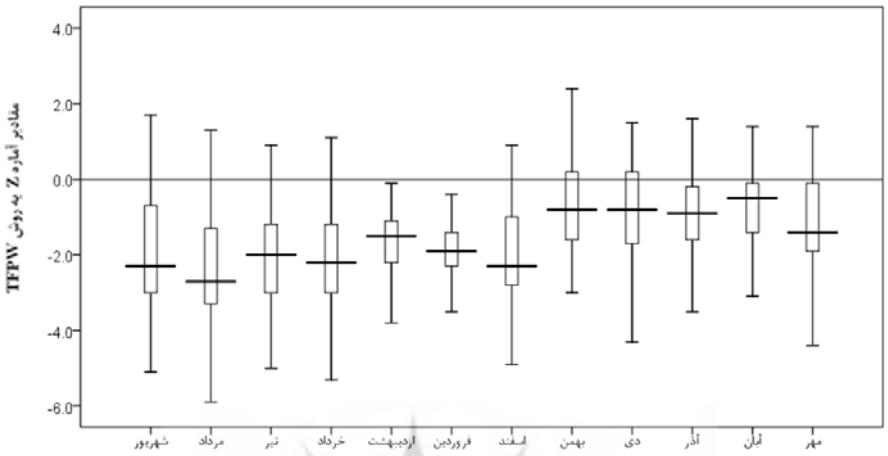
در مقیاس ماهانه بیشترین تعداد ایستگاه‌ها که دارای روند منفی می‌باشند مربوط به خردادماه بوده بطوری‌که در این فصل تعداد ۱۸ ایستگاه دارای روند منفی در سطح ۱۰ درصد معنی دار می‌باشد و کمترین تغییرات منفی روند مربوط به آبان‌ماه، بهمن‌ماه و آذرماه می‌باشد، به طوری‌که در این ماه‌ها به ترتیب تعداد ۵، ۶ و ۶ ایستگاه دارای روند منفی در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشد(جدول۴). ایستگاه برآفتاب که بر روی رودخانه مادیان رود واقع شده است در مردادماه در بین ایستگاه‌ها دارای بیشترین مقدار روند منفی با آماره Z=-5.9 می-باشد. شکل(۴) نمودار جعبه و خط را برای شیب خط روند رواناب ماهانه در ایستگاه‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد. همانطوری که دیده می‌شود خط میانه شیب‌ها در تمامی ماه‌های سال منفی است. بیشترین شیب منفی خط روند مربوط به مردادماه و پس از آن به ترتیب مربوط به ماه‌های شهریور و اسفند بوده و کمترین شیب منفی خط روند مربوط به ماه‌های آبان و دی و پس از آن بهمن ماه می‌باشد. در شهریورماه فاصله خط زیرین و فوقانی جعبه (۲۵ و ۷۵ درصد) در مقایسه با ماه‌های دیگر دارای بیشترین مقدار است و این نشان می‌دهد که تغییرات شیب خط روند در این ماه در ایستگاه‌های مورد مطالعه زیاد می‌باشد. همین وضعیت با مقدار کمتری در خصوص فروردین‌ماه نیز مشاهده می‌گردد. همچنین در ماه‌های اردیبهشت و آبان فاصله خط زیرین و فوقانی جعبه (۲۵ و ۷۵ درصد) نسبت به فصول دیگر کمتر است و این نشان می‌دهد که تغییرات شیب خط روند در این ماه‌ها در ایستگاه‌های مورد مطالعه کم بوده و بنابراین شیب خط روند بسیاری از ایستگاهها (۵۰ درصد) نزدیک به میانه شیب‌ها است. بنابراین با توجه شیب خطوط روند در تمام ماه‌ها می‌توان نتیجه گرفت که دبی رودخانه های استان لرستان در طول ۴ دهه گذشته دارای روند کاهشی بوده و بیشترین کاهش مربوط به ماه مرداد و کمترین آن مربوط به ماه‌های آبان، بهمن و دی می‌باشد.

جدول(۳). مقادیر آماره شیب خط روند به روش TSA برای سری داده های رواناب ماهانه استان لرستان حوزه رودخانه دز

نام رودخانه و نام ایستگاه	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور
تیره – مروک	-۱.۴۰۰	-۲.۳۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۱۰۰	-۰.۵۰۰	-۱.۰۰۰	-۱.۱۰۰	-۰.۷۰۰	-۱.۲۰۰	-۰.۶۰۰	-۱.۰۰۰	-۰.۹۰۰
سراب سفید – ونایی	۰.۳۰۰	۰.۶۰۰	۰.۶۰۰	۰.۲۰۰	۰.۱۰۰	-۱.۰۰۰	-۰.۶۰۰	-۰.۷۰۰	-۰.۷۰۰	-۰.۹۰۰	-۱.۲۰۰	-۰.۴۰۰
گله رود – ونایی	-۱.۴۰۰	-۰.۵۰۰	-۰.۲۰۰	۰.۲۰۰	-۰.۳۰۰	-۰.۷۰۰	-۰.۴۰۰	-۱.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۳۰۰	-۳.۳۰۰	-۲.۷۰۰
سیلاخور – رحیم آباد	-۰.۱۰۰	۰.۲۰۰	-۱.۰۰۰	-۱.۲۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۵۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۱۰۰	-۱.۲۰۰	-۱.۸۰۰	-۱.۴۰۰
بیاتون – بیاتون	۱.۴۰۰	-۰.۴۰۰	۱.۶۰۰	۰.۹۰۰	۱.۲۰۰	-۰.۳۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۳۰۰	-۰.۵۰۰	۰.۲۰۰	۰.۳۰۰	۰.۸۰۰
تیره – درود	۰.۱۰۰	-۱.۴۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۵۰۰	-۳.۲۰۰	-۲.۷۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۸۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۴۰۰	-۰.۲۰۰
ازنا – چم زمان	-۴.۲۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۳۰۰	-۳.۴۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۰۰۰	-۱.۹۰۰	-۱.۱۰۰	-۳.۹۰۰	-۴.۷۰۰	-۴.۸۰۰	-۴.۹۰۰
کمندان- کمندان	-۰.۱۰۰	-۰.۱۰۰	-۰.۳۰۰	۰.۳۰۰	۰.۲۰۰	-۰.۴۰۰	-۱.۹۰۰	-۲.۸۰۰	-۳.۷۰۰	-۳.۴۰۰	-۳.۱۰۰	-۲.۱۰۰
دره تخت- دره تخت	-۰.۶۰۰	-۰.۱۰۰	-۰.۴۰۰	۰.۳۰۰	۰.۶۰۰	۰.۹۰۰	-۱.۴۰۰	-۲.۵۰۰	-۴.۰۰۰	-۳.۵۰۰	-۳.۲۰۰	-۲.۳۰۰
ماربره – دره تخت	-۱.۳۰۰	-۱.۱۰۰	-۲.۳۰۰	-۱.۹۰۰	-۱.۶۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۳۰۰	-۱.۳۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۸۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۱۰۰
ماربره – درود	-۲.۱۰۰	-۱.۰۰۰	-۱.۹۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۳۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۱۰۰	-۱.۱۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۹۰۰	-۳.۴۰۰	-۳.۲۰۰
آب سبزه – چم چیت	۳.۴۰۰	۲.۲۰۰	۱.۵۰۰	۱.۵۰۰	۲.۴۰۰	۰.۹۰۰	۰.۱۰۰	-۰.۵۰۰	۰.۲۰۰	۰.۹۰۰	۱.۳۰۰	۱.۷۰۰
ابسرده – تنگ محمد حاجی	-۴.۴۰۰	-۳.۱۰۰	-۰.۹۰۰	-۰.۲۰۰	۱.۶۰۰	۰.۷۰۰	۰.۲۰۰	-۳.۸۰۰	-۴.۳۰۰	-۴.۳۰۰	-۵.۴۰۰	-۵.۱۰۰
قلیان – سکانه	۳.۱۰۰	-۲.۱۰۰	-۳.۵۰۰	-۴.۳۰۰	-۴.۵۰۰	-۴.۹۰۰	-۳.۸۰۰	-۰.۱۰۰	۱.۱۰۰	۲.۵۰۰	۲.۳۰۰	۲.۸۰۰
بادآور- نورآباد	-۳.۶۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۶۰۰	-۲.۳۰۰	-۱.۳۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۰۰۰	-۳.۵۰۰	-۳.۰۰۰
چولهول – افرینه	-۲.۱۰۰	۱.۴۰۰	-۰.۲۰۰	-۰.۵۰۰	-۱.۷۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۵۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۹۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۱۰۰
خرم آباد – چم انجیر	-۱.۶۰۰	-۰.۸۰۰	-۱.۳۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۱۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۲۰۰	-۳.۱۰۰	-۲.۵۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۹۰۰
دره دزدان – تنگ سیاب	-۰.۶۰۰	۰.۶۰۰	-۰.۹۰۰	-۱.۴۰۰	-۰.۳۰۰	-۴.۵۰۰	-۲.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۳۰۰	-۰.۷۰۰
دوآب – الشتر	-۱.۹۰۰	-۱.۲۰۰	-۰.۹۰۰	۰.۲۰۰	۰.۳۰۰	-۱.۱۰۰	-۲.۱۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۹۰۰	-۱.۸۰۰	-۲.۲۰۰
کشکان – افرینه	-۱.۰۰۰	-۰.۶۰۰	-۰.۵۰۰	-۰.۸۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۸۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۸۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۳۰۰
کشکان – پلدختر	-۱.۴۰۰	-۰.۵۰۰	-۰.۹۰۰	-۰.۹۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۶۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۷۰۰	-۲.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۶۰۰	-۳.۴۰۰
کشکان – دوآب ویسان	-۱.۷۰۰	-۰.۴۰۰	-۰.۵۰۰	۰.۱۰۰	-۰.۸۰۰	-۲.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۴۰۰
مادیان رود – برآفتاب	-۲.۳۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۲۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۹۰۰	-۴.۶۰۰	-۳.۵۰۰	-۳.۸۰۰	-۵.۳۰۰	-۵.۰۰۰	-۵.۹۰۰	-۴.۳۰۰
هررود – دهنو	۰.۴۰۰	۰.۱۰۰	۰.۱۰۰	۰.۰۰۰	۰.۴۰۰	-۱.۸۰۰	-۱.۳۰۰	-۰.۸۰۰	-۱.۱۰۰	-۰.۱۰۰	-۰.۹۰۰	-۰.۲۰۰
هررود – کاکارضا	-۱.۵۰۰	-۰.۵۰۰	۰.۳۰۰	۰.۰۰۰	۰.۱۰۰	-۲.۵۰۰	-۲.۱۰۰	-۱.۱۰۰	-۲.۱۰۰	-۲.۸۰۰	-۲.۹۰۰	-۲.۴۰۰
تعداد ایستگاه با روند منفی	۸	۵	۶	۷	۶	۱۶	۱۶	۱۲	۱۸	۱۷	۱۷	۱۶
تعداد ایستگاه بدون روند	۱۵	۱۹	۱۹	۱۸	۱۸	۹	۹	۱۳	۷	۷	۷	۸
تعداد ایستگاه با روند مثبت	۲	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱

جدول(۴). مقادیر آماره Z به روش TFPW برای سری داده های رواناب ماهانه استان لرستان حوزه رودخانه دز

نام رودخانه و نام ایستگاه	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور
تیره – مروک	-۱.۴۰۰	-۲.۳۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۱۰۰	-۰.۵۰۰	-۱.۰۰۰	-۱.۱۰۰	-۰.۷۰۰	-۱.۲۰۰	-۰.۶۰۰	-۱.۰۰۰	-۰.۹۰۰
سراب سفید – ونایی	۰.۳۰۰	۰.۶۰۰	۰.۶۰۰	۰.۲۰۰	۰.۱۰۰	-۱.۰۰۰	-۰.۶۰۰	-۰.۷۰۰	-۰.۷۰۰	-۰.۹۰۰	-۱.۲۰۰	-۰.۴۰۰
گله رود – ونایی	-۱.۴۰۰	-۰.۵۰۰	-۰.۲۰۰	۰.۲۰۰	-۰.۳۰۰	-۰.۷۰۰	-۰.۴۰۰	-۱.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۳۰۰	-۳.۳۰۰	-۲.۷۰۰
سیلاخور – رحیم آباد	-۰.۱۰۰	۰.۲۰۰	-۱.۰۰۰	-۱.۲۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۵۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۱۰۰	-۱.۲۰۰	-۱.۸۰۰	-۱.۴۰۰
بیاتون – بیاتون	۱.۴۰۰	-۰.۴۰۰	۱.۶۰۰	۰.۹۰۰	۱.۲۰۰	-۰.۳۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۳۰۰	-۰.۵۰۰	۰.۲۰۰	۰.۳۰۰	۰.۸۰۰
تیره – درود	۰.۱۰۰	-۱.۴۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۵۰۰	-۳.۲۰۰	-۲.۷۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۸۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۴۰۰	-۰.۲۰۰
ازنا – چم زمان	-۴.۲۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۳۰۰	-۳.۴۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۰۰۰	-۱.۹۰۰	-۱.۱۰۰	-۳.۹۰۰	-۴.۷۰۰	-۴.۸۰۰	-۴.۹۰۰
کمندان- کمندان	-۰.۱۰۰	-۰.۱۰۰	-۰.۳۰۰	۰.۳۰۰	۰.۲۰۰	-۰.۴۰۰	-۱.۹۰۰	-۲.۸۰۰	-۳.۷۰۰	-۳.۴۰۰	-۳.۱۰۰	-۲.۱۰۰
دره تخت- دره تخت	-۰.۶۰۰	-۰.۱۰۰	-۰.۴۰۰	۰.۳۰۰	۰.۶۰۰	۰.۹۰۰	-۱.۴۰۰	-۲.۵۰۰	-۴.۰۰۰	-۳.۵۰۰	-۳.۲۰۰	-۲.۳۰۰
ماربره – دره تخت	-۱.۳۰۰	-۱.۱۰۰	-۲.۳۰۰	-۱.۹۰۰	-۱.۶۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۳۰۰	-۱.۳۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۸۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۱۰۰
ماربره – درود	-۲.۱۰۰	-۱.۰۰۰	-۱.۹۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۳۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۱۰۰	-۱.۱۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۹۰۰	-۳.۴۰۰	-۳.۲۰۰
آب سیزه – چم چیت	۳.۴۰۰	۲.۲۰۰	۱.۵۰۰	۱.۵۰۰	۲.۴۰۰	۰.۹۰۰	۰.۱۰۰	-۰.۵۰۰	۰.۲۰۰	۰.۹۰۰	۱.۳۰۰	۱.۷۰۰
ابسرده – تنگ محمد حاجی	-۴.۴۰۰	-۳.۱۰۰	-۰.۹۰۰	-۰.۲۰۰	۱.۶۰۰	۰.۷۰۰	۰.۲۰۰	-۳.۸۰۰	-۴.۳۰۰	-۴.۳۰۰	-۵.۴۰۰	-۵.۱۰۰
قلیان – سکانه	۳.۱۰۰	-۲.۱۰۰	-۳.۵۰۰	-۴.۳۰۰	-۴.۵۰۰	-۴.۹۰۰	-۳.۸۰۰	-۰.۱۰۰	۱.۱۰۰	۲.۵۰۰	۲.۳۰۰	۲.۸۰۰
بادآور- نورآباد	-۳.۶۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۶۰۰	-۲.۳۰۰	-۱.۳۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۰۰۰	-۳.۵۰۰	-۳.۰۰۰
چولهول – افرینه	-۲.۱۰۰	۱.۴۰۰	-۰.۲۰۰	-۰.۵۰۰	-۱.۷۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۵۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۹۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۱۰۰
خرم آباد – چم انجیر	-۱.۶۰۰	-۰.۸۰۰	-۱.۳۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۱۰۰	-۲.۳۰۰	-۲.۲۰۰	-۳.۱۰۰	-۲.۵۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۹۰۰
دره دزدان – تنگ سیاب	-۰.۶۰۰	۰.۶۰۰	-۰.۹۰۰	-۱.۴۰۰	-۰.۳۰۰	-۴.۵۰۰	-۲.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۳۰۰	-۰.۷۰۰
دوآب – الشتر	-۱.۹۰۰	-۱.۲۰۰	-۰.۹۰۰	۰.۲۰۰	۰.۳۰۰	-۱.۱۰۰	-۲.۱۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۷۰۰	-۱.۹۰۰	-۱.۸۰۰	-۲.۲۰۰
کشکان – افرینه	-۱.۰۰۰	-۰.۶۰۰	-۰.۵۰۰	-۰.۸۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۸۰۰	-۲.۲۰۰	-۲.۲۰۰	-۱.۸۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۷۰۰	-۲.۳۰۰
کشکان – پلدختر	-۱.۴۰۰	-۰.۵۰۰	-۰.۹۰۰	-۰.۹۰۰	-۱.۲۰۰	-۲.۶۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۷۰۰	-۲.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۳.۶۰۰	-۳.۴۰۰
کشکان – دوآب ویسان	-۱.۷۰۰	-۰.۴۰۰	-۰.۵۰۰	۰.۱۰۰	-۰.۸۰۰	-۲.۸۰۰	-۳.۰۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۶۰۰	-۲.۰۰۰	-۲.۴۰۰	-۲.۴۰۰
مادیان رود – برآفتاب	-۲.۳۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۲۰۰	-۱.۵۰۰	-۱.۹۰۰	-۴.۶۰۰	-۳.۵۰۰	-۳.۸۰۰	-۵.۳۰۰	-۵.۰۰۰	-۵.۹۰۰	-۴.۳۰۰
هررود – دهنو	۰.۴۰۰	۰.۱۰۰	۰.۱۰۰	۰.۰۰۰	۰.۴۰۰	-۱.۸۰۰	-۱.۳۰۰	-۰.۸۰۰	-۱.۱۰۰	-۰.۱۰۰	-۰.۹۰۰	-۰.۲۰۰
هررود – کاکارضا	-۱.۵۰۰	-۰.۵۰۰	۰.۳۰۰	۰.۰۰۰	۰.۱۰۰	-۲.۵۰۰	-۲.۱۰۰	-۱.۱۰۰	-۲.۱۰۰	-۲.۸۰۰	-۲.۹۰۰	-۲.۴۰۰
تعداد ایستگاه با روند منفی	۸	۵	۶	۷	۶	۱۶	۱۶	۱۲	۱۸	۱۷	۱۷	۱۶
تعداد ایستگاه بدون روند	۱۵	۱۹	۱۹	۱۸	۱۸	۹	۹	۱۳	۷	۷	۷	۸
تعداد ایستگاه با روند مثبت	۲	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱



شکل(۴)نمودار جعبه و خط برای شیب خط روند میانگین رواناب ماهیانه در ایستگاه‌های استان لرستان حوزه رودخانه خطوط انتهای جعبه (پایین و بالای مستطیل) به ترتیب نشان دهنده مقادیر شیب نظیر صدک ۲۵ و ۷۵ وخط موجود در درون جعبه نشان دهنده مقدار نظیر میانه شیب‌ها می-باشد. خط‌ها(خطوط افقی کرانه ای)نشان دهنده مقادیر شیب نظیر صدک ۵ و ۹۵ تعداد ایستگاه‌ها است

نتیجه گیری

در این مطالعه روند تغییرات جریان در ایستگاه‌های هیدرومتری استان لرستان در سه مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه بررسی شد. روش مورد استفاده در این مطالعه، آزمون من کندال پس از حذف کلیه ضرایب همبستگی با استفاده از روش TFPW می باشد که اختصارا TFPW-MK نامیده می‌شود. جهت بررسی شیب خط روند از روش TSA استفاده شد. داده-های مورد استفاده شامل داده‌های ۲۵ ایستگاه هیدرومتری منتخب در دوره ۴۰ ساله آماری(۱۳۸۸-۱۳۴۸) در استان لرستان می‌باشد. نتایج نشان داد که آبدهی در محدوده مورد مطالعه دارای روند نزولی است. در مقیاس سالانه در بیش از ۸۰ درصد از ایستگاه‌ها روند نزولی کاهش میزان جریان در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. در مقیاس فصلی بیشترین و کمترین تغییرات منفی روند مربوط به فصل بهار و پاییز بوده بطوری‌که در این فصل‌ها تعداد ۱۹ و ۸ ایستگاه دارای روند منفی در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشند. نتایج تحقیقات سایر محققیقن مانند ژو(۲۰۰۰)، معروفی و طبری(۱۳۹۰) و فرناندز و همکاران(۲۰۱۳) نشان می-دهد که در ماه بهار دبی رودخانه کاهش یافته است. در مقیاس ماهیانه بیشترین و کمترین تغییرات منفی روند مربوط به خرداد و آبان ماه می‌باشد، بطوری که در این ماه‌ها تعداد ۱۸ و

۵ ایستگاه دارای روند منفی در سطح ۱۰ درصد معنی دار می‌باشند. معروفی و طبری(۱۳۹۰) نیز در تحقیق خود گزارش نمودند دبی ماه‌های فروردین، بهمن و اسفند در ایستگاه مشراگه و دبی فروردین ماه ایستگاه‌های بهبهان و گرگر و دبی اردیبهشت ماه ایستگاه بهبهان در دو دهه اخیر کاهش یافته است. در مجموع مطالعه حاضر نشان می‌دهد که در منطقه مورد مطالعه کاهش دبی در رودخانه ها مشهود است. علل کاهش آبدهی رودخانه‌های منطقه مورد مطالعه می‌تواند دلایل مختلفی مانند تغییر اقلیم، تغییر پوشش گیاهی، تغییر کاربری اراضی و از همه مهمتر افزایش سطح زیر کشت در سطح منطقه مورد مطالعه داشته باشد که بررسی روند نزولی آنها مستلزم تحقیق جداگانه‌ای می‌باشد تا به دقت مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین توصیه می گردد که علل کاهش آبدهی رودخانه های این منطقه و روند نزولی آنها به دقت مورد بررسی قرار گیرد.

منابع و ماخذ

۱. جهانبخش اصل، سعید، ذوالفقاری، حسن (۱۳۸۱). **بررسی سینوپتیک بارش‌های روزانه در غرب ایران**. فصلنامه‌ی تحقیقات جغرافیایی، شماره ۶۳-۶۴، ۲۳۱- ۲۴۱.

۲. جهانبخش اصل، سعید، تدینی، معصومه، نوری اوغورآباد، حبیبه (۱۳۹۰). **تحلیل روند تغییرات بارش‌های سالانه حوضه‌ی سفید رود با استفاده از روش ناپارامتری من-کندال**. مجله جغرافیا و توسعه‌ی ناحیه‌ای، شماره ۱۷، ۲۳۰-۲۴۱.

۳. رضایی بنفشه، مجید، فاطمه و طاهره جلالی (۱۳۹۰). **بررسی روند دما و بارش‌های روزانه حدی در حوضه دریاچه ارومیه**، نشریه جغرافیا و برنامه ریزی. دوره ۱۶، شماره ۳۸، ۷۴-۴۳.

۴. زاهدی، مجید، ساری صراف، بهروز، جاوید جامعی (۱۳۸۶). **تحلیل تغییرات زمانی و مکانی دمای منطقه شمال غرب ایران. جغرافیا و توسعه**، شماره ۱۰، ۱۸۳-۱۹۸.

۵. ساری صراف، بهروز ، جامعی، جاوید (۱۳۸۲). **تحلیل و برآورد خشکسالی در غرب ایران**. فصلنامه‌ی تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۱، ۱۵۱-۱۷۳.

۶. عزیزی، قاسم، روشنی، محمود (۱۳۸۷). **مطالعه تغیر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من کندال**. پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۶۴، ۱۳-۲۸.

۷. منتظری، مریم، فهیمی، هدایت (۱۳۸۲). **اثرات تغییر اقلیم بر منابع آب کشور**، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، اصفهان ، ۲۹ مهر- اول آبان ماه ۱۳۸۲. ۲۸۸-۲۹۳.

۸. معروفی، صفر، طبری، حسین (۱۳۹۰). **آشکارسازی روند تغییرات دبی رودخانه مارون با استفاده از روشهای پارامتری و ناپارامتری**. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، جلد ۲۶، شماره۲. ۱۷۱۱۹- ۱۷۱۴۱.

۹. میرعباسی نجف آبادی، رسول، دین پژوه‌ی، یعقوب (۱۳۸۹). **تحلیل روند تغییرات آبدهی رودخانه های استان لرستان غرب ایران در سه دهه اخیر**. مجله آب و خاک. جلد ۲۴، شماره ۴، ۷۵۷-۷۶۸.

Douglas, E.M., Vogel, R. M., & Kroll, C. N. (2000). ***Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation***. Journal of Hydrology. 240, 90˚105.

Burn. D. H., & Hag Elnur, M.A. (2002). ***Detection of hydrological trends and variability***. Journal of Hydrol, 255(1˚4), 107˚122.

Fernández, J.M., Sánchez, N., Herrero-Jiménez, C.M. (2013). ***Recent trends in rivers with near-natural flow regime: The case of the river headwaters in Spain***. Progress in Physical Geography. 37, 685-700.

Gan. T.Y. (1998). ***Hydroclimatic trends and possible climatic warming in the Canadian Prairies***. Water Resource Research, 34(11), 3009˚3015.

Hamed, K.H., *&* Rao A. R., (1998). ***A modified Mann–Kendall trend test for autocorrelated data.*** Journal of Hydrology. 204, 182˚196.

Hirsch, R.M., Slack, J.M., & Smith, R.A. (1982). ***Techniques of trend analysis for monthly water quality data.***Water Resources Research. 18(1), 107-121.

Kendall, M. G., (1975). ***Rank Correlation Methods***, 4th ed., Charles Griffin: London.

Khaliq, M.N., Ouarda, T.B.M.J., & Gachon, P. (2009). ***Identification of temporal trends in annual and seasonal low flows occurring in***

Canadian rivers: The effect of short- and long-term persistence. Journal of Hydrology, 369, 183˚197.

Kulkarni, A., & von Storch, H.. (1995). ***Monte Carlo experiments on the effect of serial correlation on the Mann-Kendall-test of trends***. Meteor. Z 4 NF, 82-85.

Kumar, S., Merwade Kam, V., & Thurner, K. (2009). ***Streamflow trends in Indiana: Effects of long termpersistence, precipitation and subsurface drains.*** Journal of Hydrology, 374(1-2), 171-183.

Lettenmaier, D. P., Wood, E. F., & Wallis, J. R. (1994). ***Hydro-climatological trends in the continental United State, 1948–88.*** Journal of Climate, 7, 586˚607.

Lins, H. F., & Slack, J. R. (1999). Streamflow trends in the United States. ***Geophysical Research Letters,*** 26(2), 227˚230.

Mann, H. B., (1945) Non-parametric test against trend, Econometrica, 13, 245-259.

Sen, P.K. (1968). ***Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau***. Journal of the American Statistical Association 63, 1379˚1389.

Smith, K. & Richman, M. B. (1993). ***Recent hydroclimatic fluctuations and their effects on water resources in Illinois***. Climate Change, 24, 249˚269.

Theil, H. (1950). ***A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis***. I. Nederlands Akad. Wetensch. Proc. 53: 386˚392.

Von Storch, H. (1995). Analysis of Climate Variability, ***Misuses of statistical analysis in climate research*** (Chapter 2, pp: 11˚26), Springer Berlin Heidelberg.

Whitfield. P.H., & Cannon, A. J. (2000). ***Recent variations in climate and hydrology in Canada***. Canadian Water Resource Journal, 25, 19˚65.

Xu, C.Y. (2000). ***Modelling the Effects of Climate Change on Water Resources in Central Sweden***, Water Resource Management. 14, 177-189.

Yue, S., Pilon, P., Phinney, B., & Cavadias, G., (2002). ***The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series***. Journal of Hydrology Process. 16(9), 1807˚1829.

Yue, S., Pilon, P., Phinney, B., (2003). Canadian ***streamflow trend detection: impacts of serial and crosscorrelation***. Hydrogical Sciences Journal, 48(1), 51-64, 2003.

Zhang, X., Harvey. K. D., Hogg, W. D. & Yuzyk, T.R. (2001). ***Trends in Canadian streamflow***. Water Resource Research, 37(4), 987˚998.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی