

## پاسخ رواناب به تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی در حوضه رودخانه کشکان

حمیدرضا قره‌چایی<sup>۱</sup>، علیرضا مقدم‌نیا<sup>۲</sup>، آرش ملکیان<sup>۳\*</sup> و آزاده احمدی<sup>۴</sup>

<sup>۱</sup> کارشناسی ارشد آبخیزداری، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران، <sup>۲</sup> دانشیار، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران، <sup>۳</sup> استادیار، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران و <sup>۴</sup> استادیار، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه صنعتی اصفهان

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۳/۱۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۹/۲۷

### چکیده

تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی به‌عنوان دو علت اصلی تغییرات رواناب شناخته شده‌اند. در این مطالعه ابتدا روند و نوسانات در سری داده‌های هیدروکلیماتیک حوضه رودخانه کشکان در طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۱ مورد بررسی قرار گرفت. سپس از روش الاستیسیته اقلیمی به‌منظور ارزیابی کمی پاسخ رواناب این حوضه به تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی استفاده شد. نتایج نشان داد، کاهش ۱۰ درصدی در بارش، کاهش ۲۵/۷~۲۵/۱ درصدی در رواناب و افزایش ۱۰ درصدی در تبخیر تعرق پتانسیل، کاهش ۱۵/۷~۱۵/۱ درصدی در رواناب را به‌دنبال خواهد داشت. سهم فعالیت‌های انسانی در کاهش رواناب حوضه رودخانه کشکان ۷۳/۹۷~۷۴/۲۲ درصد و سهم تغییرپذیری اقلیمی ۲۵/۷۷~۲۶/۰۲ درصد برآورد شد. بنابراین، فعالیت‌های انسانی در مقایسه با تغییرپذیری اقلیمی سهم بیشتری در کاهش رواناب حوضه رودخانه کشکان داشته است. نتایج حاصل از این مطالعه می‌تواند به تهیه مرجعی به‌منظور توسعه، بهره‌برداری و مدیریت منابع آب منطقه‌ای و حفاظت از محیط زیست کمک کند.

**واژه‌های کلیدی:** ارزیابی کمی، تغییرات رواناب، روش الاستیسیته اقلیمی، محیط زیست، مدیریت منابع آب

### مقدمه

جنگل‌کاری و جنگل‌زدایی، ساخت و ساز تاثیر می‌پذیرند. جدا کردن اثرات این دو عامل و تعیین کمی آن بسیار مهم است و شناسایی کمی عامل تعیین‌کننده در تغییرات رواناب بدون انجام چنین جدایی غیرممکن است. همچنین، این جدایی می‌تواند به‌منظور مدیریت منابع آب مورد استفاده قرار گیرد. در سال‌های اخیر شناسایی عوامل موثر و تاثیر آن‌ها بر تغییرات منطقه‌ای رواناب به‌طور گسترده مورد توجه هیدرولوژیست‌ها قرار گرفته است. Schaaake (۱۹۹۰)، با استفاده از مدل الاستیسیته اقلیمی به ارزیابی اثرات

تاثیرپذیری فرآیندهای هیدرولوژیکی از تغییرات اقلیمی و فعالیت‌های انسانی در هر دو مقیاس زمانی و مکانی به‌طور گسترده‌ای به رسمیت شناخته شده است. تغییرات در سامانه اقلیم جهانی در قرن گذشته تا حدود زیادی چرخه آب و منابع آب موجود به‌ویژه در مقیاس منطقه‌ای را تحت تاثیر قرار داده است (Arnell, ۱۹۹۹). در عین حال و به‌طور هم‌زمان، منابع آب موجود در هر منطقه به‌طور مستقیم به‌وسیله فعالیت‌های انسانی همچون آبیاری،

مورد استفاده گسترده قرار گرفته است. هدف از پژوهش حاضر، ارزیابی کمی پاسخ رواناب حوضه رودخانه کشکان به تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی می‌باشد.

### مواد و روش‌ها

حوضه رودخانه کشکان با مساحت ۹۵۶۰ کیلومتر مربع، در ناحیه جنوب غربی ایران واقع شده است. این حوضه از نظر موقعیت جغرافیایی در محدوده  $47^{\circ}$  عرض شمالی، در بخش میانی رشته کوه‌های زاگرس قرار دارد. شهرستان‌های خرم‌آباد، کوهدشت، الشتر و پلدختر در داخل این حوضه قرار دارند. متوسط بارش حوضه رودخانه کشکان، ۶۱۹ میلی‌متر می‌باشد. این حوضه از نظر طبقه‌بندی اقلیمی جهانی در اقلیم معتدله قرار دارد. رودخانه کشکان، پس از طی مسافتی در حدود ۳۰۰ کیلومتر از میان شهر پلدختر عبور کرده و در محل پل گاومیشان به رودخانه سیمره ملحق شده و رودخانه کرخه را تشکیل می‌دهد.

در این مطالعه از داده‌های ماهانه بارندگی ۱۲ ایستگاه هواشناسی در دوره آماری ۱۳۹۱-۱۳۵۱ استفاده شد. همچنین، به‌منظور برآورد تبخیر تعرق پتانسیل حوضه با استفاده از معادله فائو پنمن مانیتث از Allen و همکاران (۱۹۹۸)، داده‌های روزانه کمینه و بیشینه دما، کمینه و بیشینه رطوبت، ساعات آفتابی و سرعت باد چهار ایستگاه سینوپتیک درون و اطراف حوضه رودخانه کشکان به‌کار گرفته شدند. علاوه بر این از داده‌های ماهانه رواناب مشاهده‌ای ایستگاه هیدرومتری پل دختر واقع در پایین‌دست حوضه استفاده شد. به‌منظور مقایسه رواناب با بارش و تبخیر تعرق پانسیل حوضه، رواناب از متر مکعب به میلی‌متر تبدیل واحد شد.

### آزمون‌های آماری:

حذف اثر خود همبستگی<sup>۱</sup>: قبل از تحلیل روند، بررسی سری زمانی داده‌ها به‌منظور وجود خود همبستگی امری ضروری است. چرا که مطالعات

تغییر اقلیم بر روی رواناب با استفاده از داده‌های بارش و رواناب مشاهداتی پرداخت. Garcia و Venencio در سال‌های ۱۹۹۸، ۱۹۹۹ و ۲۰۰۰ با استفاده از آزمون‌های من-کندال، رگرسیون و دیگر آزمون‌های غیرپارامتریکی به بررسی رابطه اقلیم و سری‌های زمانی هیدرولوژی پرداختند. نتایج Ma و همکاران (۲۰۰۸)، در تحلیل اثرات تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی در شمال چین نشان داد که ۶۴ درصد کاهش در میانگین سالانه جریان نتیجه کاهش بارش است و جریان در حوضه شیانگ حساسیت بیشتری به تغییرات بارش نسبت به تغییرات تبخیر و تعرق دارد. Zhenmei و همکاران (۲۰۰۸)، اثرات تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی را در شمال غرب چین بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند که ۶۴ درصد تغییرات جریان رودخانه ناشی از تغییرپذیری اقلیمی بوده و اثر فعالیت‌های انسانی محدودتر است. Dong و همکاران (۲۰۱۲)، در بررسی‌های خود بر روی رواناب حوضه نینجیانگ در شمال چین به این نتیجه رسیدند که تغییرپذیری اقلیمی عامل تعیین‌کننده در کاهش رواناب حوضه می‌باشد که در مجموع ۶۹/۶ تا ۸۰/۳ درصد از این کاهش مربوط به عوامل اقلیمی می‌باشد. تحقیقات Chen و Chen (۲۰۱۳)، بر روی ارزیابی کمی اثرات تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی بر روی حوزه آبخیز کایدو در شمال غربی چین نشان داد که در بازه زمانی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۹ رواناب این حوضه حساسیت بیشتری نسبت به تغییرپذیری اقلیمی داشته و تنها ۹/۵ درصد کاهش رواناب سالانه حوضه مربوط به فعالیت‌های انسانی می‌باشد. Zhang و همکاران (۲۰۰۱)، با استفاده از روش الاستیسیته اقلیمی به تحلیل کمی اثرات تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی بر روی رواناب حوزه آبخیز وای وی چین پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که سهم تغییرپذیری اقلیمی در تغییر رواناب این حوضه ۴۰ درصد است و مابقی به فعالیت‌های انسانی مربوط می‌شود. رواناب حوضه رودخانه کشکان به‌عنوان یکی از مهمترین زیرحوضه‌های حوزه آبخیز کرخه، در چند سال اخیر علی‌رغم وجود خشکسالی‌های مکرر، به‌منظور تامین آب کشاورزی و کارگاه‌های صنعتی

<sup>1</sup> Outocorrelation

$$z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\text{var}(s)}}, & \text{if } s > 1 \\ 0, & \text{if } s = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\text{var}(s)}}, & \text{if } s < 0 \end{cases} \quad (5)$$

مقدار مثبت  $z$  روند افزایش و مقدار منفی  $z$  روند کاهشی سری زمانی را نشان می‌دهد. همچنین، برای آزموند روند افزایش یا کاهش یکنواخت در سطح معنی‌داری  $P$ ، اگر مقدار  $z$  بزرگ‌تر از  $z_{1-P/2}$  باشد (که  $z_{1-P/2}$  از جدول توزیع تجمعی نرمال استاندارد به‌دست می‌آید) فرض صفر رد می‌شود. برای این کار، سطح معنی‌دار  $p=0.01$  و یا  $p=0.05$  به‌کار می‌رود.

**تحلیل نقاط تغییر<sup>۳</sup>:** معین کردن نقاط تغییر و یا شیفت‌های موجود در میانگین سری‌های زمانی در مطالعات سری‌های زمانی هیدروکلیماتولوژی اهمیت فراوانی دارد، زیرا که شیفت‌ها نشان‌دهنده تغییرات مهم در رژیم بارندگی، دبی و ... می‌باشند. اهمیت این آزمون‌ها زمانی آشکارتر می‌شود که واسنجی و اعتبارسنجی مدل‌های مورد استفاده در ارزیابی کمی اثرات تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی بر اساس داده‌های دوره پیش از تغییر صورت پذیرد. برای این منظور آزمون‌های آماری مختلفی ارائه شده است. در این پژوهش به‌منظور تعیین نقاط تغییر از چهار آزمون پتی<sup>۴</sup>، همگنی استاندارد نرمال<sup>۵</sup>، نسبت ون نومن<sup>۶</sup> و آزمون دامنه بویشند<sup>۷</sup> استفاده شد.

**آزمون پتی:** یکی از مهمترین روش‌های آماری در تشخیص یک شیفت ناگهانی در سری زمانی آزمون پتی می‌باشد. این آزمون به‌طور گسترده در تعیین زمان تغییر در سری‌های زمانی اقلیمی و هیدرولوژیکی در سراسر جهان مورد استفاده قرار گرفته است (Moraes و همکاران، ۱۹۹۸؛ Mu و همکاران، ۲۰۰۷؛ Love و همکاران، ۲۰۱۰). دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هیدروکلیماتولیکی  $X_i$  را در نظر بگیرید، که  $T = 1, 2, 3, \dots, i$  باشد. وقتی آزمون پتی تغییر در نقطه  $\tau$  را معنی‌دار می‌داند که  $X_t$  برای  $t=1, 2, 3, \dots$

پیشین نشان دادند، خود همبستگی در سری زمانی داده‌ها می‌تواند افزایش شناسایی روند معنی‌دار به‌وسیله آزمون من-کندال را به‌دنبال داشته باشد و فرض صفر آزمون من-کندال را رد کند، در حالی که فرض صفر مبنی بر عدم وجود روند معنی‌دار در داده‌ها واقعا صحیح است. بنابراین قبل از استفاده از آزمون، بایستی اثر همبستگی متوالی کمتر شود (Helsel و Hirsch، ۲۰۰۲). در این تحقیق از روش ارائه شده توسط Yue و Wang (۲۰۰۲)، به‌نام  $TFPW^1$  برای حذف تاثیر همبستگی متوالی آزمون من-کندال استفاده شد.

**آزمون ناپارامتری من-کندال<sup>۲</sup>:** این آزمون ابتدا توسط Mann (۱۹۴۵) ارائه و سپس توسط Kendall (۱۹۷۵) تکامل یافت. از آزمون من-کندال می‌توان برای جواب دادن به این سوال که آیا مقادیر مرکزی یا میانه یک سری زمانی به مرور تغییر می‌کنند یا نه، استفاده کرد. آماره آزمون من-کندال از رابطه زیر قابل محاسبه می‌باشد.

$$D'_t = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (1)$$

که در آن،  $D'_t$  آماره آزمون من-کندال،  $x_i$  و  $x_j$  داده‌های متوالی،  $n$  طول سری زمانی و  $\text{sgn}(x_i - x_j)$  تابع علامت بوده که از رابطه (۲) تعیین می‌شود.

$$\text{sign}(x_i - x_j) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_i - x_j) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_i - x_j) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_i - x_j) < 0 \end{cases} \quad (2)$$

میانگین  $E(S)$  و واریانس آماره به‌ترتیب زیر به‌دست می‌آید.

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$\text{var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^n tp(p-1)(2p+5)}{18} \quad (4)$$

که در آن،  $t_p$  تعداد دنباله‌ها برای  $p$  امین مقدار و  $p$  تعداد مقادیر دنباله‌ها است. جزء دوم در رابطه فوق یک تعدیل برای دنباله یا داده‌های حساس است. آماره استاندارد شده آزمون  $z$  از رابطه (۵) به‌دست می‌آید.

<sup>3</sup> Change Points Analysis

<sup>4</sup> Pettitt's Test

<sup>5</sup> Standard Normal Homogeneity Test (SNTH)

<sup>6</sup> Von Neumann Ratio

<sup>7</sup> Buishand Range Test

<sup>1</sup> Trend-Free Pre-Whitening

<sup>2</sup> Mann-Kendall

$$\text{sign}(x_i - x_j) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_i - x_j) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_i - x_j) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_i - x_j) < 0 \end{cases} \quad (۸)$$

احتمال اهمیت تقریبی  $K_T$  با  $P_{OA}$  تعیین می‌شود.

$$P_{OA} = 2 \exp\left\{-6(K^+)^2 / (T^3 + T^2)\right\} \quad (۹)$$

if  $T \rightarrow \infty$

به طوری که  $P_{OA}$  احتمالی از تشخیص نقطه تغییر است. مقادیر بحرانی برای  $P_{OA}$  در جدول ۱ آورده شده است (Pittitt, ۱۹۷۹).

( $\tau = \tau+1, \tau+2, \dots$ ) دارای تابع توزیع  $F_1(x)$  و  $X_t$  برای  $F_1(x) \neq F_2(x)$  بوده و  $F_2(x)$  تابع توزیع  $H_0: \tau=T$  برای عدم وجود تغییر و  $H_1: \tau \neq T$  برای وجود روند را مقابل هم و آماره  $K_T$  رابطه (۶) را برای آزمون دو نمونه  $(X_1, \dots, X_T)$  از یک جامعه در نظر می‌گیرد (Pettitt, ۱۹۷۹). تابع  $U_{t,T}$  در رابطه (۷) با استفاده از رابطه (۶) به دست می‌آید.

$$K_T = \text{Max} |U_{t,T}|, 1 \leq t \leq T \quad (۶)$$

$$U_{t,T} = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (۷)$$

جدول ۱- مقادیر بحرانی یک و پنج درصد برای  $P_{OA}$  آزمون پتی به عنوان تابعی از  $n$  (Buishand, ۱۹۸۲)

$n$	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
٪۱	۷۱	۱۳۳	۲۰۸	۲۹۳	۴۸۸	۸۴۱
٪۵	۵۷	۱۰۷	۱۶۷	۲۳۵	۳۹۳	۶۷۷

$$z_1 = \frac{1}{a} \sum_{i=1}^a \frac{(Y_i - \bar{Y}_j)}{S} \quad (۱۱)$$

$$z_2 = \frac{1}{n-a} \sum_{i=a+1}^n \frac{(Y_i - \bar{Y}_j)}{S} \quad (۱۲)$$

که در آن‌ها،  $\bar{Y}$ ،  $S$  و  $n$  به ترتیب میانگین، انحراف استاندارد و تعداد نمونه می‌باشد. اگر  $T_0$  بزرگ‌تر از سطح بحرانی خاص موجود در جدول ۲ باشد، فرض صفر  $H_0$  رد خواهد شد.

آزمون همگنی استاندارد نرمال (SNHT): آزمون همگنی نرمال استاندارد از آماره  $T_0$  برای مقایسه میانگین عامل هیدروکلیماتولوژی در  $a$  سال اولیه و  $n-a$  سال انتهایی استفاده می‌کند. اگر فرض  $H_0$  صحیح باشد، مقدار  $T_0$  ناچیز است، اما در صورتی که اگر فرض  $H_1$  محتمل‌تر باشد، مقدار آن زیاد می‌باشد. آماره  $T_0$  به صورت زیر تعریف می‌شود (Alexandersson و Moberg, ۱۹۹۷).

$$T_0 = \max_{1 \leq a \leq n} T_{(a)} = \max_{1 \leq a \leq n} (a z_1^2 + (n-a) z_2^2) \quad (۱۰)$$

with  $a = 1, 2, \dots, n$

جدول ۲- مقادیر بحرانی یک درصد برای آماره  $T_0$  از SNHT به عنوان تابعی از  $n$  (محاسبه شده از شبیه‌سازی انجام شده به وسیله

(a'skov'Jarú, ۱۹۹۴) و مقادیر بحرانی پنج درصد (Moberg و Alexandersson, ۱۹۹۷).

$n$	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
٪ ۱	۹/۵۶	۱۰/۴۵	۱۱/۰۱	۱۱/۳۸	۱۱/۸۹	۱۲/۳۲
٪ ۵	۶/۹۶	۷/۶۵	۸/۱۰	۸/۴۵	۸/۸۰	۹/۱۵

$$N = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (Y_i - Y_{i+2})^2}{\sum_{i=1}^{n-1} (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (۱۳)$$

مقادیر بحرانی برای  $N$  در جدول ۳ ارائه شده است.

آزمون نسبت ون نئومن: نسبت ون نئومن ( $N$ ) تعریف شده به عنوان نسبت تفاضل میانگین مربع متوالی "سال به سال" به واریانس (Von Neumann, ۱۹۴۱).

جدول ۳- مقادیر بحرانی یک درصد برای آماره  $N$  از آزمون نسبت ون نمون به‌عنوان تابعی از  $n$  برای  $n \leq 50$  این مقادیر برگرفته شده از Owen (۱۹۶۲)، برای  $n = 70$  و  $n = 100$  مقادیر بحرانی توزیع نرمال بدون علامت از  $N$  (Buishand, ۱۹۸۲)

n	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
% ۱	۱/۰۴	۱/۲۰	۱/۲۹	۱/۳۶	۱/۴۵	۱/۵۴
% ۵	۱/۳۰	۱/۴۲	۱/۴۹	۱/۵۴	۱/۶۱	۱/۶۷

انسانی مانند احداث شبکه‌های زهکشی به‌منظور انتقال آب، سد سازی، ... می‌باشد. چنانچه توپوگرافی و خاک منطقه، در طول دوره مطالعه ثابت باقی بماند،  $H$  می‌تواند معرف فعالیت‌های انسانی باشد. بنابراین، تغییرات رواناب می‌تواند این چنین بیان شود.

$$\Delta Q = \Delta Q_C + \Delta Q_H \quad (17)$$

که در آن،  $\Delta Q$  مجموع تغییر رواناب،  $\Delta Q_C$  و  $\Delta Q_H$  به‌ترتیب ارائه‌دهنده تغییرات رواناب ناشی از تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی می‌باشند.

مجموع تغییر در رواناب ( $\Delta Q$ ) را می‌توان از تفاضل متوسط جریان مشاهده شده در طول دوره پایه ( $Q_{obs1}$ ) از متوسط جریان سالانه مشاهده شده در طول دوره تغییر ( $Q_{obs2}$ ) برآورد کرد ( $\Delta Q = Q_{obs2} - Q_{obs1}$ ).

Schaake (۱۹۹۰)، با تحلیل حساسیت رواناب به تغییر اقلیم روش الاستیسیته اقلیمی را ارائه نمود. قابلیت الاستیسیته اقلیم از رواناب ( $\varepsilon_x$ ) می‌تواند به‌عنوان تغییر متناسب رواناب ( $Q$ ) نسبت به تغییر در متغیرهای اقلیمی ( $X$ ) (مانند تغییرات در بارش یا تبخیر تعرق پتانسیل) تعریف شود ( $F_u$ ) و همکاران، (۲۰۰۷).

$$\varepsilon_x = \frac{\partial Q / Q}{\partial x / X} \quad (18)$$

با توجه به رابطه مدت بیان آبی ( $Q = P - E$ )، فرض بر این است که پاسخ رواناب به عوامل اقلیمی عمدتاً به‌وسیله بارش و تبخیر تعرق پتانسیل ایجاد می‌شود. با توجه به نظریه معادلات دیفرانسیل کامل، فرم دیفرانسیلی به شرح زیر است.

$$\Delta Q_C = \varepsilon_P \frac{Q}{P} \Delta P + \varepsilon_{PET} \frac{Q}{PET} \Delta PET \quad (19)$$

$$\text{and } \varepsilon_P + \varepsilon_{PET} = 1$$

که در آن،  $\Delta Q_C$  نمایانگر تغییر رواناب ناشی از تغییر اقلیم،  $\Delta P$  و  $\Delta PET$  تغییرات بارش و تبخیر

آزمون دامنه بیوشند: در این آزمون، مجموع جزئی تعریف شده به‌عنوان؛

$$S_0^* = 0 \quad \text{And} \quad S_k^* = a_0 + \sum_{i=1}^k (Y_i - \bar{Y}) \quad (14)$$

$$K = 1, \dots, n$$

وقتی یک سری همگن است، چون انحرافات سیستماتیک مقادیر  $Y_i$  با توجه به میانگین آن‌ها دیده نمی‌شود، در نتیجه مقادیر  $S_0^*$  در اطراف صفر نوسان می‌کند. اگر یک شکست در سال  $k$  موجود باشد، پس  $S_0^*$  به مقدار بیشینه (شیفت منفی) یا مقادیر کمینه (شیفت مثبت) نزدیک به سال  $k = k$  می‌رسد. معنی‌داری شیفت، می‌تواند با دامنه تنظیم شده مقیاس‌بندی مجدد  $R$  که تفاوت بین ماکزیمم و مینیمم مقادیر  $S_0^*$  مقیاس‌بندی شده به‌وسیله انحراف معیار نمونه است، مورد آزمون قرار گیرد.

$$R = (\max_{0 \leq k < n} S_k^* - \min_{0 \leq k < n} S_k^*) / s \quad (15)$$

Buishand (۱۹۸۲)، مقادیر بحرانی برای  $R\sqrt{n}$

جدول ۴ را ارائه داده است.

جدول ۴- مقادیر بحرانی یک و پنج درصد برای  $R\sqrt{n}$  آزمون دامنه بیوشند به‌عنوان تابعی از  $n$  (Buishand, ۱۹۸۲)

n	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
% ۱	۱/۶۰	۱/۷۰	۱/۷۴	۱/۷۸	۱/۸۱	۱/۸۶
% ۵	۱/۴۳	۱/۵۰	۱/۵۳	۱/۵۵	۱/۵۹	۱/۶۲

روش الاستیسیته اقلیمی<sup>۱</sup>: رواناب را می‌توان به‌عنوان تابعی از تغییرپذیری اقلیمی ( $C$ ) و دیگر خصوصیات ( $H$ ) در نظر گرفت ( $H_u$ ) و همکاران، (۲۰۱۲).

$$\Delta Q = f(C, H) \quad (16)$$

در حالی که عامل  $H$  ترکیبی از نتایج عوارض طبیعی، خاک، کاربری و پوشش اراضی و فعالیت‌های

<sup>1</sup> Climate Elasticity Method

تعیین کرد. با انجام محاسبات فوق سهم تغییر رواناب ناشی از اقلیم محاسبه می‌شود. عامل رابطه Zhang و همکاران (۲۰۰۱)، با توجه به وضعیت پوشش زمین و کاربری اراضی حوضه برآورد می‌شود. Zhang و همکاران (۲۰۰۱)، ضریب آب موجود در گیاه " $\omega$ " را بین دو برای جنگل و ۰/۵ برای مرتع در نظر گرفتند. اختصاص عامل " $\omega$ " برای مناطقی با پوشش مخلوط دشوار است، چرا که در هیچ حوضه حقیقی پوشش به صورت مجزا وجود ندارد و جدا نمودن پوشش‌های علفی و جنگلی در حوضه‌های مختلف مشکل می‌باشد. در این پژوهش، عامل " $\omega$ " به وسیله مقایسه تبخیر و تعرق واقعی سالانه محاسبه شده به وسیله منحنی ژانگ و معادله بیلان آبی واسنجی شد.

تعرق پتانسیل و  $E_p$  و  $E_{PET}$  به ترتیب الاستیسیته بارش و تبخیر تعرق پتانسیل می‌باشند. با توجه به فرضیه بودیکو (Budyko, ۱۹۸۱)، تبخیر تعرق واقعی ( $E$ ) تابعی از شاخص‌های خشکی ( $\theta = PET / P$ ) به‌ویژه  $E = P \cdot F(\theta)$  می‌باشد و الاستیسیته بارش و تبخیر تعرق پتانسیل از جریان را می‌توان چنین بیان نمود.

$$\varepsilon_p \frac{1 + \varphi F(\varphi)}{(1 - F(\varphi))} \quad \varepsilon_{PET} \frac{-\varphi F(\varphi)}{(1 - F(\varphi))} \quad (20)$$

روابط زیر (یکی با عامل و دیگری بدون پارامتر) به منظور برآورد  $F(\theta)$  در فرض بودیکو استفاده می‌شوند، که در جدول ۵ نشان داده شده‌اند. بر اساس جدول ۵ می‌توان قابلیت الاستیسیته بارش  $E_p$  و قابلیت الاستیسیته تبخیر تعرق پتانسیل  $E_{PET}$  را

جدول ۵- روابط مختلف برای فرض بودیکو

بیان	$F(\varphi)$	$F^*(\varphi)$
تورک (۱۹۵۴) پینک (۱۹۶۴)	$(1 + \varphi^{-2})^{-0.5}$	$1 / [\varphi^3 (1 + \varphi^{-2})^{1.5}]$
ژانگ (۲۰۰۱)	$(1 + \omega\varphi) / (1 + \omega\varphi + 1/\varphi^2)$	$(\omega + \frac{2\omega}{\varphi - 1} + \frac{1}{\varphi^2}) / (1 + \omega\varphi + 1/\varphi^2)^2$

## نتایج و بحث

**تغییرات در سری‌های زمانی هیدروکلیماتولوژی:**  
آزمون من-کندال از این جهت مورد استفاده قرار گرفت که شناخت و درک صحیحی از نسبت تغییرات در متغیرهای اقلیمی و فرآیندهای هیدرولوژیکی حوضه فراهم آورد. آزمون ناپارامتری من-کندال در تحلیل روند بارش و تبخیر تعرق پتانسیل و رواناب سالانه حوضه نشان داد که بارش و تبخیر تعرق

پتانسیل حوضه تغییرات معنی‌داری در حد فاصل سال‌های ۹۱-۱۳۵۱ نداشته‌اند. بنابراین با توجه به در نظر گرفتن بارش و تبخیر تعرق پتانسیل به‌عنوان دو متغیر اصلی اقلیمی، کاهش معنی‌دار رواناب در سطح یک درصد بدین مفهوم است که این دو عامل تنها عوامل موثر بر رواناب نبوده، رواناب حوضه به‌وسیله عوامل دیگری تحت تأثیر قرار گرفته است (جدول ۶).

جدول ۶- نتایج آزمون من-کندال

کشان	Mean annual (mm/year)	Kendall's tau	p-value	Kendall test Positive Significance
بارش	۵۸۶/۰۲۵	-۰/۰۷۲	۰/۶۶۳	-
تبخیر تعرق پتانسیل	۹۱۴/۴۴۹	۰/۴۳	۰/۰۱۶	-
رواناب	۱۰۸/۱۹۴	-۰/۲۵۹	۰/۱۲۹	٪۱

استاندارد نرمال، نسبت ون نثومن و آزمون دامنه بویشند) به کار گرفته شد. نتایج تشخیص نوسانات و نقاط تغییر در سری‌های زمانی بارش، تبخیر تعرق پتانسیل و رواناب سالانه در جدول ۷ آورده شده است.

متعاقبا به‌منظور تفکیک رواناب به دو دوره طبیعی و دوره تحت تاثیر تغییرات اقلیمی و فعالیت‌های انسانی از آزمون‌های تعیین نقاط تغییر استفاده شد. به‌دلیل اهمیت موضوع از چهار آزمون (پتی، همگنی

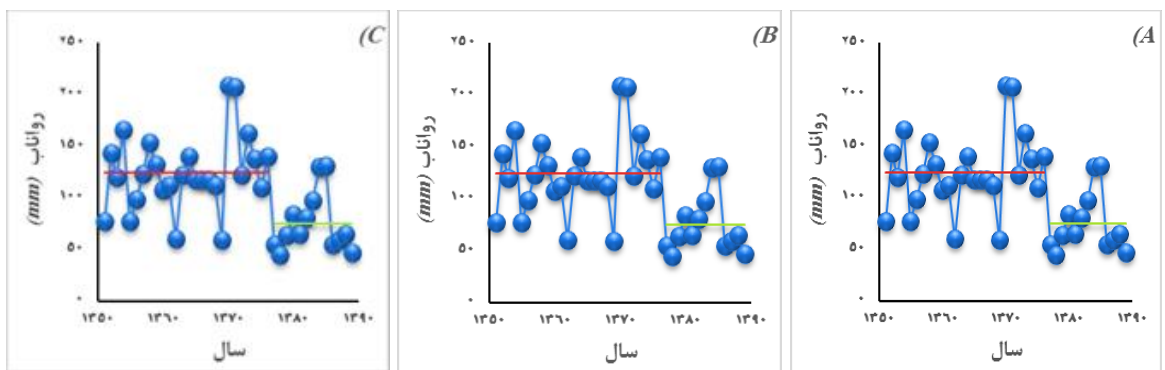
جدول ۷- نتایج آزمون‌های تعیین نقاط تغییر

Von Neumann ratio	Buishand range test	SNTH	Pettitt's	کشکان
-	-	-	-	بارش
-	-	-	-	تبخیر تعرق پتانسیل
۱۳۷۸	۱۳۷۸	۱۳۷۸	۱۳۷۸	رواناب

که عوامل اثرگذار بر رواناب در دوره پس از تغییر بسیار پیچیده‌تر بوده‌اند.

پس از قطعیت یافتن نسبت این موضوع که رواناب حوزه آبخیز کشکان تغییرات گسترده‌ای به خود دیده، روش الاستیسیته اقلیمی بر مبنای دو رابطه Turck در سال ۱۹۵۴، Pinke در سال ۱۹۶۴ و Zhang و همکاران (۲۰۰۱)، برای ارزیابی کمی اثرات تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی بر رواناب این حوضه به کار گرفته شد. علاوه بر سادگی و عدم نیازمندی به داده‌های پیچیده، استفاده از دو رابطه که یکی دارای عامل (الاستیسیته اقلیمی، Zhang و همکاران (۲۰۰۱)) و دیگری بدون عامل (الاستیسیته اقلیمی Turck در سال ۱۹۵۴ و Pinke در سال ۱۹۶۴) دلایل اصلی انتخاب این دو روش به‌منظور برآوردهای کمی بود.

مطابق نتایج حاصله در سری زمانی بارش و تبخیر تعرق پتانسیل حوضه نقطه تغییر معنی‌داری یافت نشد. در حالی که رواناب حوضه کشکان از سال ۱۳۷۸ به بعد کاهش معنی‌داری یافته است (شکل ۱). تغییرات رواناب در این حوضه بدین معنی است که شرایط اقلیمی و فعالیت‌هایی که در سطح زمین اتفاق افتاده به شیوه‌های پیچیده‌ای بر رواناب حوضه اثرگذار بوده‌اند. همچنین، برای قطعیت یافتن نسبت به صحت نقاط تغییر تعیین شده و تحلیل واضح‌تر تغییرات اقدام به بررسی شاخص انحراف از معیار و ضریب تغییرات بین دو دوره، شد. نسبت تغییرات میانگین رواناب دوره پیش از تغییر به دوره پس از تغییر بین ۶۰/۰۶ درصد برآورد شد. این نشانگر این است که رواناب دوره پس از تغییر نسبت به دوره پیش از تغییر به مقدار زیادی کاهش یافته است. این تغییرات بیان‌کننده این هستند



شکل ۱- نتایج آزمون‌های تعیین نقاط تغییر رواناب (A پتی، B همگنی استاندارد نرمال C دامنه بویشند)

جدول ۸ - خلاصه‌ای از تحلیل نقاط تغییر رواناب سالانه

تغییرات (%)	دوره پس از تغییر			دوره پیش از تغییر			نقطه تغییر		
	ضریب تغییرات	انحراف معیار (mm)	میانگین (mm)	ضریب تغییرات	انحراف معیار (mm)	میانگین (mm)	سطح معنی‌داری (%)	سال	حوضه کشکان
۶۰/۰۶	۰/۳۸	۲۸/۸۰	۷۴/۹۶	۰/۲۹	۳۶/۵۹	۱۲۴/۸۰	۱	۱۳۷۷	کشکان

الاستیسیته تبخیر تعرق پتانسیل که به ترتیب با ( $\epsilon_p$ ) و ( $\epsilon_{PET}$ ) بیان شده‌اند، استفاده شد. مقایسه ضرائب حساسیت رواناب به بارش و تبخیر تعرق پتانسیل در دوره ۹۱-۱۳۵۱ نشان داد که رواناب حساسیت بیشتری به تغییرات بارش نسبت به تغییرات تبخیر تعرق پتانسیل دارد. مطابق نتایج حاصله از مدل الاستیسیته اقلیمی (رابطه Zhang و همکاران، ۲۰۰۱) افزایش ۱۰ درصدی در بارش حوضه افزایش ۲۵/۱ درصدی و کاهش ۱۰ درصدی در تبخیر تعرق پتانسیل حوضه افزایش ۱۵/۱ درصدی در رواناب این حوضه به دنبال خواهد داشت. نتایج ارزیابی‌های کمی نشان داد که فعالیت‌های انسانی سهم بزرگ‌تری در کاهش رواناب حوضه رودخانه کشکان داشته‌اند. برآوردهای روش الاستیسیته اقلیمی آشکار ساخت که تغییر متناسب در رواناب سالانه در نتیجه فعالیت‌های انسانی چیزی در حدود ۷۳/۲۲-۷۴/۲۲ درصد و سهم تغییرپذیری اقلیمی ۳۰/۹۴-۳۱/۳۶ درصد می‌باشد (جدول ۹). بر این اساس فعالیت‌های انسانی عامل اصلی کاهش رواناب حوضه رودخانه کشکان می‌باشند.

### ارزیابی کمی اثرات تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی بر رواناب

**واسنجی و اعتبارسنجی مدل:** ضریب آب موجود در گیاه ( $\omega$ ) در فرمول ژانگ عاملی کلیدی به‌منظور برآورد توابع شاخص خشکی  $F(\emptyset)$  و  $F'(\emptyset)$  و متعاقب آن محاسبه الاستیسیته بارش ( $\epsilon_p$ ) و الاستیسیته تبخیر تعرق پتانسیل ( $\epsilon_{PET}$ ) می‌باشد. در این مطالعه، با توجه به نقاط تغییر تعیین شده، دوره مطالعه به دو دوره، دوره پیش از تغییر و دوره پس از تغییر تقسیم شد. دوره پیش از تغییر، وقتی فعالیت‌های انسانی اندکی بر رواناب تاثیرگذار بوده‌اند، به‌عنوان یک دوره پایه به‌منظور واسنجی و اعتبارسنجی عوامل مدل‌ها در نظر گرفته شد.

بنابراین پس از تفکیک دو دوره عامل ( $\omega$ ) با استفاده از مقایسه تبخیر تعرق واقعی سالانه محاسبه شده به‌وسیله منحنی ژانگ، Zhang و همکاران (۲۰۰۱) و معادله بیلان آبی واسنجی شد.

**روش الاستیسیته اقلیمی:** به‌منظور ارزیابی تاثیر تغییرات اقلیمی و فعالیت‌های انسانی بر رواناب ابتدا از رابطه (۱۹) به‌منظور محاسبه الاستیسیته بارش و

جدول ۹ - اثرات تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی بر رواناب حوضه رودخانه کشکان "روش الاستیسیته اقلیمی"

دوره	روش	PET		P		$\epsilon_{PET}$	$\epsilon_p$	$\Delta Q_{total}$	$\Delta Q_C$		$\Delta Q_H$	
		mm	mm	mm	mm				%	mm	%	mm
۱۳۷۹-۹۱	تورک											
	(۱۹۵۴)	۸۵۵/۲۱	۵۷۹/۶۴	۲/۵۷	-۱/۵۷	-۴۹/۸۴	-۱۲/۹۶	۲۶/۰۲	-۳۶/۸۷	۷۳/۹۷		
	پیک (۱۹۶۴)											
۱۳۷۹-۹۱	ژانگ (۲۰۰۱)	۸۵۵/۲۱	۵۷۹/۶۴	۲/۵۱	-۱/۵۱	-۴۹/۸۴	-۱۲/۸۴	۲۵/۷۷	-۳۶/۹۹	۷۴/۲۲		

و افزایش تبخیر تعرق پتانسیل این حوضه معنی‌دار نبوده است. نتایج هر چهار آزمون پتی، همگنی استاندارد نرمال، نسبت ون نثومن و دامنه بویشنند

به‌طور کلی نتایج این پژوهش نشان داد که در ۴۰ سال گذشته رواناب حوضه آبخیز کشکان به‌طور معنی‌دار کاهش یافته است. در حالی که کاهش بارش



الاستیسیته اقلیمی و از داده‌های دوره توام با مداخلات انسانی (۱۳۷۸-۱۳۹۱) به‌منظور پردازش فرآیند مدل و تخمین سهم تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی در کاهش رواناب حوضه استفاده شد. با مقایسه ضرایب الاستیسیته بارش و تبخیر تعرق پتانسیل آشکار می‌شود که رواناب حوضه رودخانه کشکان حساسیت بیشتری به بارش نسبت به تبخیر تعرق پتانسیل دارد. نتایج مدل الاستیسیته اقلیمی نشان داد که سهم تغییرپذیری اقلیمی و فعالیت‌های انسانی در کاهش رواناب به ترتیب  $۲۵/۷۷ \sim ۲۶/۰۲$  و  $۷۳/۹۷ \sim ۷۴/۲۲$  درصد بوده است. بنابراین فعالیت‌های انسانی عامل اصلی کاهش رواناب این حوضه می‌باشند. با این حال علی‌رغم وجود عدم قطعیت‌های مختلف ناشی از داده‌های ورودی، این‌که داده‌ها ممکن است به درستی نمایانگر وضعیت حوضه نباشند، در نظر گرفتن فرض دوره پایه که دوره‌ای فاقد اختلالات انسانی در نظر گرفته شد. خطاهای مرتبط به برآورد عامل ( $w$ )، از نتایج حاصله می‌توان به‌عنوان بخشی از ورودی‌های مورد نیاز برای تدوین برنامه‌های مد نظر در راستای مدیریت بهینه منابع آب منطقه‌ای بهره برد و به مدد آن‌ها در سیاست‌ها و رویه‌های فعلی، سبک و شیوه مدیریت آب در ابعاد مختلف تغییر جدی ایجاد کرد. این نتایج در پی‌ریزی آینده مدیریت آب کشور به مدیران ما کمک شایانی خواهد کرد.

نشان داد که نقاط تغییر در رواناب حوضه در حد فاصل سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۷۸ روی داده است. همچنین، تحلیل همبستگی نشان داد که همبستگی میان بارش و رواناب در طی دوره پس از تغییر بسیار کمتر از دوره پیش از تغییر بوده است. نتایج حاصله از ترکیب آزمون‌های آماری مورد استفاده مبنی بر کاهش معنی‌داری همبستگی میان بارش و رواناب حوضه، مقایسه ضرایب الاستیسیته بارش و تبخیر تعرق پتانسیل که دال بر حساسیت بیشتری رواناب به بارش نسبت به تبخیر تعرق پتانسیل، اثبات عدم معنی‌داری روند کاهشی بارش و عدم وجود تناسب در روند کاهشی محرک‌های اقلیمی و فرآیند هیدرولوژیکی حوضه و وجود کاهش آشکار رواناب که از سال ۱۳۷۸ آغاز شده؛ آشکار می‌سازد که رواناب حوضه رودخانه کشکان به‌وسیله عوامل دیگری به‌جز اقلیم تحریک و تحت تاثیر قرار گرفته است. بنابراین نقطه شروع تغییر در رواناب را می‌توان بازتاب‌کننده شروع اثرات توامان اقلیم و فعالیت‌های انسانی بر رواناب دانست. به‌دنبال این نتایج، از آن‌جا که در ساختار مدل الاستیسیته اقلیمی فرض بر این است که دوره پیش از نقطه تغییر، به‌عنوان دوره‌ای طبیعی و دوره پس از تغییر، به‌عنوان دوره‌ای همراه با مداخلات انسانی، رواناب به دوره تقسیم شد. بنابراین از داده‌های دوره طبیعی (۱۳۷۷-۱۳۵۱) به‌منظور واسنجی و اعتبارسنجی مدل

#### منابع مورد استفاده

1. Alexandersson, H. and A. Moberg. 1997. Homogenization of Swedish temperature data, part I: homogeneity test for linear trends. *International Journal of Climatology*, 17(1): 25-34.
2. Allen, R.G., L.S. Pereira, D. Raes and M. Smith. 1998. Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements. *FAO Irrigation and Drainage Paper No.56*. FAO, Rome, Italy.
3. Arnell, N.W. 1999. The effect of climate change on hydrological regimes in Europe: a continental perspective. *Global Environmental Change*, 9: 5-33.
4. Budyko, M.I. 1981. *Climate and life*. Academic, San Diego, 508 pages.
5. Buishand, T.A. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology*, 58: 11-27.
6. Chen, Z., Y. Chen and B. Li. 2013. Quantifying the effects of climate variability and human activities on runoff for Kaidu River Basin in arid region of northwest China. *Theoretical and Applied Climatology*, 111(3-4): 537-545.
7. Dong, L.Q., G.X. Zhang and Y.J. Xu. 2012. Effects of climate change and human activities on runoff in the Nenjiang River Basin, Northeast China. *Hydrology and Earth System Sciences Discussions*, 9(10): 11521-11549.
8. Fu, G., S.P. Charles and F.H.S. Chiew. 2007. A two-parameter climate elasticity of runoff index to assess climate change effects on annual runoff. *Water Resources Research*, 43: 11-19.
9. Helsel, D.R. and R.M. Hirsch. 2002. *Statistical methods in water resources techniques of water resources investigations*. Book 4, chapter A3. U.S. Geological Survey, 522 pages.

10. Hu, S.S., H.X. Zheng., C.M. Liu, J.J. Yu and Z.G. Wang. 2012. Assessing the impacts of climate variability and human activities on streamflow in the water source area of Baiyangdian Lake. *Acta Geographica Sinica*, 67: 62-70.
11. Jaruškov' a, D. 1994. Change-point detection in meteorological measurement. *Monthly Weather Review*, 124: 1535-1543.
12. Kendall, M.G. 1975. Rank correlation measures. Charles Griffin, London, 212 pages.
13. Love, D., S. Uhlenbrook, S. Twomlow and P. Van der Zaag. 2010. Changing hydroclimatic and discharge patterns in the northern Limpopo Basin, Zimbabwe. *Water SA*, 36(3): 335-350.
14. Ma, Z., S. Kang, L. Zhang, L. Tong and X. Su. 2008. Analysis of impacts of climate variability and human activity on streamflow for a river basin in arid region of northwest China. *Journal of Hydrology*, 352(3): 239-249.
15. Mann, H.B. 1945. Nonparametric tests against trend. *Journal of Economic and Social Thought*, 13: 245-259.
16. Moraes, J.M., G.O. Pellegrinio, M.V. Ballester, L.A. Martinelli, R.L. Victoria and A.V. Krusche. 1998. Trends in hydrological parameters of southern Brazilian watershed and its relation to human in duced change. *Water Resources Management*, 12: 295-311.
17. Mu, X., L. Zhange, T.R. Mc V car, B. Chille and P. Gue. 2007. Analysis of the impact of conservation measures on stream flow regime in catchments of the Loess Plateau, China. *Hydro Process*, 21: 2124-2134.
18. Pettitt, A. 1979. A nonparametric approach to the change-point problem. *Journal of Applied Statistics*, 28: 126-135.
19. Salas, J.D., J.W. Delleur, V. Yevjevich and W.L. Lane. 1980. Applied modeling of hydrologic time series. *Water Resources Publications*, 484 pages.
20. Schaake, J.C. 1990. From climate to flow, in: *Climate Change and U.S. Water Resources*. Edited by: Waggoner, P.E. and J. Wiley. New York, 177-206.
21. Venencio, M.V. and N.O. Garcia. 2000. About the impacts of the ENSO over the unconfined aquifer in the 'Pampa Humeda' (Argentina). Preprints, American Meteorological Society 15th Conference on Hydrology, Long Beach, CA: 142-144.
22. Venencio, M.V. and N.O. Garcia. 1999. Predictability of the water table level from the 'El Nino/Southern Oscillation' (ENSO) phenomenon in the 'Pampa Humeda' (Argentina) and its relations with alternative water resources. Preprint of the 14th Conference on Hydrology, 79th AMS Annual Meeting, Dallas, Texas: 363-366.
23. Venencio, M.V. and N.O. Garcia. 1998. On the droughts in the 'Pampa Humeda' (Argentina) and its relations with alternative water resources. Special Symposium Hydrology preprint, 78th AMS Annual Meeting, Phoenix, Arizona, 230-233.
24. Von Neumann, J. 1941. Distribution of the ratio of the mean square successive difference to the variance. *Annals of Mathematical Statistics*, 13: 367-395.
25. Yue, S. and C.Y. Wang. 2002. Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann-Kendall test. *Water Resources Research*, 38:1068.
26. Zhang, L., W.R. Dawes and G.R. Walker. 2001. Response of mean annual evapotranspiration to vegetation changes at catchment scale. *Water Resources Research*, 37(3): 701-708.
27. Zhenmei, M., S. Kang, L. Zhang, L. Tong and X .Su. 2008. Analysis of impacts of climate variability and human activity on stream flow for a river basin in arid region of northwest China. *Hydrology*, 352: 239- 249.

## Response of streamflow to climate variability and human activity in Kashkan River basin

Hamidreza Gharechaei<sup>1</sup>, Alireza Moghaddamnia<sup>2</sup>, Arash Malekian<sup>\*3</sup> and Azadeh Ahmadi<sup>4</sup>

<sup>1</sup>MSc Student, Faculty of Natural Resources, University of Tehran, Iran, <sup>2</sup>Assistant Professor, Faculty of Natural Resources, University of Tehran, Iran, <sup>3</sup>Assistant Professor, Faculty of Natural Resources, University of Tehran, Iran and <sup>4</sup>Assistant Professor, Faculty of Civil Engineering, Isfahan University of Technology, Iran

Received: 18 December 2014

Accepted: 31 June 2015

### Abstract

Climate change and anthropogenic effects are two main drivers of stream flow changes. In this study, the trend and Fluctuations in hydro climatic data series of Kashkan River were evaluated during 1972-2011. Then, the climate elasticity method was used for quantitative assessment of stream flow response to climate variability and human activity. Results revealed that if precipitation decreases by 10%, runoff will decrease by 25.7~25.1 percent, and if potential evapotranspiration decreases by 10%, runoff will increasing by 15.7~15.1 percent. In 1999-2011, human activity was the main factor that decreased the amount of runoff in Kashkan river basin. The contribution of human activities were 73.97~74.22 percent, while the increasing percentage due to climate variability accounted for 25.77~26.02 percent, showing that runoff in the Kashkan river basin is more sensitive to climate variability than human activities. The results of this study can provide a reference for the development, utilization and management of the regional water resources and ecological environment protection.

**Key words:** Climate elasticity method, Environment, Quantitative assessment, Runoff changes, Water resources management

---

\* Corresponding author: malekian@ut.ac.ir