

بررسی روند و مدل‌سازی خشکیدگی جریان با برآورد عدم قطعیت آن (مطالعه موردي: رودخانه بشار استان کهگیلویه و بویراحمد)

مهدى بهرامى^{۱*}، ابوالحسن فتح‌آبادى^۲، علی حجتى^۳

۱. استادیار، گروه علوم و مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فسا

۲. استادیار، دانشکده منابع طبیعی و کشاورزی، دانشگاه گنبد کاووس

۳. کارشناس ارشد مهندسی عمران آب، سازه‌های هیدرولیکی

(تاریخ دریافت ۱۳۹۵/۰۸/۱۱؛ تاریخ تصویب ۱۳۹۵/۱۰/۱۰)

چکیده

شاخه خشکیدگی نشان‌دهنده توازن شبکه رودخانه بین دریافت‌ها و هدررفت‌هاست. منحنی خشکیدگی رابطه ذخیره-خروجهی را برای خوش نشان می‌دهد. هدف از پژوهش حاضر بررسی روند، مدل‌سازی خشکیدگی و برآورد عدم قطعیت مدل‌سازی خشکیدگی در ایستگاه شاه‌مختار روى رودخانه بشار در استان کهگیلویه و بویراحمد است. براساس نتایج آزمون من-کنال دبی در ایستگاه مطالعه‌شده روند بسیار جزئی افزایشی دارد، اما روند معناداری مشاهده نشد. پس از تعیین روند قطعات خشکیدگی تعیین و مدل‌های مایلت، بارنز، بوزینس، هورتون، کوتانگ، دراگ و مخزن توانی به آنها برآش داده شد. در این زمینه ابتدا قسمت‌های مختلف قطعات خشکیدگی (در مدل‌های چندمخزنی) تعیین و سپس مقادیر پارامترهای مدل‌های مختلف برآورد شد. برای کالیبره کردن ضرایب معادلات علاوه بر روی هم انداختن هیدرولیکی و مخزن‌های برآورده مشاهداتی (ترسیمی) از معیار جمع مربعات خطای نیز استفاده شد. مقایسه نتایج مدل‌ها در مدل‌سازی خشکیدگی نیز بیانگر عملکرد مدل‌ها به ترتیب دراگ (ویتنبرگ و کوتانگ)، بارنز، هورتون، بوزینس، مخزن توانی و مایلت بود.

کلیدواژگان: رودخانه بشار، روند، شاخه خشکیدگی، هیدرولیکی، کهگیلویه و بویراحمد.

مقدمه

زمانی که ورودی حوضه، تبخیر- تعرق و برداشت از آبهای زیرزمینی ناچیز باشد، منحنی خشکیدگی جریان رابطه ذخیره- خروجی را برای حوضه بیان می‌کند. شناخت این رابطه می‌تواند در مسائلی مانند پیش‌بینی جریان‌های کمینه، مدیریت و تصمیم‌گیری منابع آب، تخمین پارامترهای زهکشی حوضه آبخیز در مدل‌های مفهومی حوضه، انرژی برق‌آبی، کالیبره کردن مدل‌های هیدرولوژیکی، تشخیص مناطق تغذیه و فرایندهای غالبی که سبب تولید رواناب می‌شود و تخمین آب ذخیره شده در حوضه‌های یخچالی مفید باشد [۱ و ۲]. نوع منبع ذخیره موجود در یک حوضه مشخص، چگونگی ارتباط این منابع و همچنین تأثیر هدررفت‌ها سبب پیچیدگی دی‌پایه و شاخه خشکیدگی هیدرولوگراف می‌شود و در اغلب موارد موجب می‌شود که رابطه ذخیره- دی در یک حوضه به صورت غیرخطی باشد.

مسئله دیگری که سبب پیچیدگی مدل کردن خشکیدگی شده است، تغییر خصوصیات خشکیدگی متناسب با زمان است که در تغییر شکل قطعات خشکیدگی هیدرولوگراف رودخانه نمایان می‌شود. این امر ممکن است به دلیل تغییرپذیری فاکتورهایی مانند توزیع مکانی بارش، ذخیره باقی‌مانده در بدنه آبی متصل به‌هم، رطوبت حوضه، ضخامت آبخوان اشباع یا عمق نفوذ رودخانه در داخل آبخوان باشد. همچنین جریان پایه ممکن است بر اثر عواملی مثل بارش و تبخیر- تعرق دارای تغییرات فصلی باشد [۳ و ۴].

یک شاخه خشکیدگی به عنوان قسمتی از هیدرولوگراف شناخته می‌شود که از پیک جریان یا از نقطه‌ای روی شاخه پایین‌روندۀ هیدرولوگراف شروع می‌شود که منطبق با توقف بارش است و تا زمانی ادامه دارد که دی‌پایه افزایش یابد [۴]. شکل منحنی خشکیدگی تحت تأثیر خصوصیات هیدرودینامیکی آبخوان مانند هدایت هیدرولیکی، ضربه ذخیره، شب هیدرولیکی و خصوصیات ژئومورفولوژیکی حوضه آبخیز از قبیل ژئومتری، شب و طول رودخانه است. تأثیرگذاری فاکتورهای مختلف سبب پیچیده شدن شاخه خشکیدگی می‌شود.

برای مدل‌سازی شاخه خشکیدگی راه حل استاندارد و مدونی وجود ندارد. به‌طوری که برخی محققان آن را به صورت تحلیلی و برخی دیگر به صورت تجربی مدل‌سازی کرده‌اند [۳، ۴ و ۵].

مواد و روش‌ها

منطقه مطالعه شده

حوضه آبریز رودخانه پشار از زیرحوضه‌های کارون است که از کوههای سپیدان واقع در استان فارس سرچشمه می‌گیرد و

که در آن m تعداد دسته‌ها با داده‌های گردیدار و t_i تعداد داده‌های گردیدار در هر دسته m است. در نهایت، ضریب z من-کن达尔 از رابطه ۳ محاسبه شد:

$$z = \begin{cases} (s - 1) / \sigma_s, & \text{if } s > 0 \\ 0, & \text{if } s = 0 \\ (s + 1) / \sigma_s, & \text{if } s < 0 \end{cases} \quad (3)$$

مقدار z به دست آمده با رابطه‌های یادشده با مقادیر z به دست آمده از جدول توزیع نرمال استاندارد با سطح اطمینان مد نظر مقایسه شد. چنانچه z محاسباتی بزرگتر از z جدول باشد فرض صفر مبنی بر نبود روند با سطح اطمینان مد نظر رد می‌شود. در صورت وجود روند مقادیر z مثبت نشان‌دهنده روند مثبت و مقادیر منفی z نشان‌دهنده روند منفی است. در گام بعدی با استفاده از سه رویکرد ارائه شده توسط ون استروج (۱۹۹۵)، حامد و راو (۱۹۹۸) و یو و همکارانش (۲۰۰۲) خودهمبستگی در بررسی روند لحاظ شد [۸، ۹ و ۱۰].

برای حذف تأثیر خودهمبستگی در سری‌های سالیانه روش pre_whitened به صورت رابطه ۴ توسط ون استروج (۱۹۹۵) ارائه شده است [۸]:

$$Y_t = X_t - r_1 X_{t-1} \quad (4)$$

در این رابطه r_1 مقادیر خودهمبستگی در تأخیر اول و X_t داده مشاهداتی در زمان t است. پس از به دست آوردن مقادیر باقی‌مانده‌ها (Y_t ، تست من-کن达尔 روی مقادیر باقی‌مانده‌ها) صورت گرفت. حامد و راو (۱۹۹۸) تأثیر خودهمبستگی را از طریق تعیین اندازه بهینه و اصلاح واریانس محاسباتی من-کن达尔 از بین برند [۹]. اندازه بهینه نمونه واریانس اصلاحی با استفاده از رابطه‌های (۱۹) و (۲۰) تعیین شد:

$$n/n^* = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{j=1}^{n-1} (n-k)(n-k-1)(n-k-2) r_k^R \quad (5)$$

$$V^*(S) = V(S) \frac{n}{n^*} \quad (6)$$

صفر نباشد، فرض می‌شود که روند خطی است و روند با استفاده از رابطه ۸ از بین می‌رود:

$$b = Median\left(\frac{X_j - X_l}{j - l}\right) \quad (7)$$

$$X'_t = X_t - T_t = X_t - bt \quad (8)$$

که در آن b شیب روند و X_t مشاهده ۱ است.

سرانجام به رودخانه مارپر می‌پیوندد و رودخانه خرسان را تشکیل می‌دهد. حوضه آبریز رودخانه بشار تقريباً مستطیل‌شکل با طول حدود ۱۰۰ کیلومتر است که در محدوده طول‌های جغرافیایی $51^{\circ} 51' 53''$ تا $51^{\circ} 05' 00''$ شرقی و عرض‌های جغرافیایی $31^{\circ} 30' 02''$ تا $31^{\circ} 16' 00''$ شمالی قرار گرفته است. بیشترین ارتفاع حوضه 4437 متر از سطح دریا (قله دنا) و کمترین آن 1357 متر و ارتفاع متوسط آن 2199 متر است. حوضه آبریز رودخانه بشار بسیار مرتفع و کوهستانی است به طوری که در زمستان‌ها همه حوضه پوشیده از برف است. پوشش گیاهی محدوده را بیشتر در مناطق مرتفع درختان و درختچه‌های بومی ناحیه زاگرس و در مناطق پست عمده زمین‌های کشاورزی تشکیل می‌دهد.

بررسی روند

ابتدا با استفاده از روش مرسوم من-کن达尔 که در آن خودهمبستگی در نظر گرفته نمی‌شود (رابطه ۱) وجود روند بررسی شد. در این آزمون با فرض H_0 داده‌ها از یک سری گرفته شدند که مستقل و توزیع یکسان دارد. مراحل آزمون من-کن达尔 به صورت معادله‌های زیر است:

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sgn}(x_j - x_i), \quad (1)$$

$$\text{where. sgn}(x) = \begin{cases} +1, & x > 0 \\ 0, & x = 0 \\ -1, & x < 0 \end{cases}$$

که واریانس فرایند از رابطه ۲ تعیین می‌شود:

$$\sigma_s^2 = \frac{1}{18} \left[N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t+5) \right] \quad (2)$$

در این رابطه‌ها r_k^R مقدار خودهمبستگی رتبه‌هاست. یو و همکارانش (۲۰۰۲) برای حذف تأثیر خودهمبستگی بر داده‌های سالانه، الگوریتم چندمرحله‌ای زیر را ارائه دادند [۱۰]: ابتدا با استفاده از روش TSA (رابطه ۷) شیب روند در سری داده‌ها تخمین زده می‌شود [۱۱]. اگر شیب برابر صفر باشد لزومی برای ادامه آنالیز روند نیست، و اگر

پارامترهای منحنی خشکیدگی مقدار دبی شروع به عنوان یک پارامتر در نظر گرفته و مقدار آن بهینه‌سازی می‌شود. معمولاً بهمنظور کاهش تأثیر روابط سطحی قسمت ابتدایی دوره خشکیدگی در نظر گرفته نمی‌شود و در برخی مواقع قسمت انتهایی آن برای جلوگیری از تأثیر بارش‌های بعدی در نظر گرفته نمی‌شود که این تعداد روز متناسب با پاسخ حوضه است [۳].

حذف این تعداد روز به دلیل آن است که از ورود داده‌هایی که به طور مستقیم متأثر از بارش هستند در تجزیه و تحلیل جلوگیری شود [۱]. با توجه به نتایج سایر پژوهش‌ها در این پژوهش تعداد روزهای حذفی دو روز در نظر گرفته شد [۲] و [۵]. برای برازش و برآورد پارامترهای مدل‌های مختلف نیاز است تا شاخه خشکیدگی دوامی بیشتر از یک تعداد روز مشخص داشته باشد. در تحقیقات تالاکسون (۱۹۸۸) حداقل دوام را برابر هفت روز، گریفیتس و همکارانش (۱۹۹۷) برابر ۱۴، سور (۱۹۹۷) برابر پنج روز، و گول و کرول (۱۹۹۲)، چپمن (۲۰۰۳) و رس و همکارانش (۲۰۰۴)، برابر ۵ روز در نظر گرفتند [۱، ۲، ۳، ۱۵، ۱۶ و ۱۷]. براین اساس، در تحقیق حاضر حداقل دوام شاخه خشکیدگی برابر ۵ روز در نظر گرفته شد.

برازش مدل‌های مختلف

پس از تعیین قطعات خشکیدگی اقدام به برازش مدل‌های مایلیت (رابطه ۱۱)، بارنز (رابطه ۱۲)، بوزینس (رابطه ۱۳)، هورتن (رابطه ۱۴)، دراگ (رابطه ۱۵)، کوتانگ (رابطه ۱۶) و مخزن توانی (رابطه ۱۷) شد:

$$Q_t = Q_0 e^{-at} \quad (11)$$

$$Q_t = \sum Q_i e^{-a_i t} \quad (12)$$

$$Q_t = \frac{Q}{(1+at)^n} \quad (13)$$

$$Q_t = Q e^{-at^m} \quad (14)$$

$$Q_t = \frac{Q}{(1+at)^n} \quad (15)$$

$$Q_t = Q \cdot [1 + (n-1)t]^{n/(1-n)} \quad (16)$$

$$Q = \frac{Q}{(1+\Phi Q)t} \quad (17)$$

در این روابط Q مقدار دبی در زمان t ، Q_0 مقدار دبی در شروع خشکیدگی، t زمان از شروع خشکیدگی به روز، a و Φ پارامترهای مدل‌های مختلف هستند. ابتدا

سپس مقدار خودهمبستگی مرتب اول سری بدون روند X ، محاسبه شده و سپس مقدار ضریب خودهمبستگی مرتبه اول (AR(1)) از داده‌ها حذف می‌شود. این روش حذف خودهمبستگی بعد از حذف روند به عنوان روش ^۱(TFPW) است. باقی مانده‌ها بعد از حذف روند باید یک سری مستقل را تشکیل دهند.

$$Y_t = X_t - rX_{t-1} \quad (9)$$

در گام بعد مقادیر روند حذف شده در گام نخست با مقادیر باقی مانده‌ها جمع می‌شود:

$$Y_t = Y_t + T_t \quad (10)$$

در نهایت، آزمون من-کندال روی سری Y_t اعمال می‌شود.

انتخاب شاخه خشکیدگی
در مدل‌سازی شاخه خشکیدگی ابتدا نیاز است تا قطعات خشکیدگی تعیین و جداسازی شوند. در این پژوهش منظور از شاخه خشکیدگی آن قسمت از هیدروگراف است که از دبی پیک شروع شده است و تا زمانی ادامه دارد که دبی افزایش می‌یابد. همچنین منظور از قطعات خشکیدگی، آن قسمت از شاخه خشکیدگی است که برخی از مقادیر دبی آن حذف و آماده تجزیه و تحلیل و برازش مدل‌های مختلف است.

یکی از مسائل مهم در بررسی منحنی خشکیدگی، تعیین نقطه شروع و دوام خشکیدگی است. در حالت وجود یک مخزن خطی مقادیر به دست آمده خشکیدگی مستقل از جریان یا زمان شروع است و انتخاب یک قطعه خشکیدگی به سادگی انجام می‌شود. در عمل این حالت کمتر اتفاق می‌افتد و برای تعیین خشکیدگی از داده‌های دبی متوالی روش مدونی وجود ندارد. بدین منظور برای تعیین شاخه‌های خشکیدگی ابتدا از داده‌های دبی و بارش به طور همزمان استفاده می‌شود. برای یک حوضه، دبی شروع می‌تواند ثابت یا متغیر باشد. همچنین بسته به تعداد قطعات خشکیدگی در نظر گرفته شده می‌توان یک یا چند دبی شروع در نظر گرفت. در حالت دبی شروع ثابت مقدار دبی ابتدای خشکیدگی به عنوان دبی شروع انتخاب می‌شود. در حالت دبی شروع متغیر، همانند سایر

1. trend-free pre-whitening

دبی اندازه‌گیری شده، \hat{X}_i مقدار دبی آام برآورده و X_i مقدار دبی آام مشاهداتی و m تعداد داده‌های دبی هستند.
۳. با استفاده از رابطه (۱۹) برای هر مجموعه پارامترها یک وزن احتمالاتی محاسبه شد:

$$W_i = \frac{L(\theta_i)}{\sum_{k=1}^N L(\theta_k)} \quad (19)$$

که N تعداد مجموعه پارامترهای رفتاری ($L(\theta_i)$) تابع احتمال برای پارامتر θ_i است.

۴. با استفاده از وزن‌های احتمالاتی پارامترهای رفتاری، تابع توزیع تجمعی تعیین و چارک‌ها و فواصل اطمینان مشخص می‌شود.

معیارهای ارزیابی

در هر مرحله برای مقایسه مدل‌های مختلف از معیارهای RMSE (میانگین مربعات خطای مدل) و معیار AARE (متوسط مقادیر مطلق خطای نسبی) استفاده شد:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Q_i - Q_i^c)^2} \quad (20)$$

$$AARE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \left| \frac{Q_i - Q_i^c}{Q_i} \right| \times 100 \quad (21)$$

که در آن n تعداد داده‌ها، Q_i دبی مشاهداتی و Q_i^c دبی شبیه‌سازی شده است.

نتایج و بحث

بررسی روند

در شکل ۱ مقادیر دبی سالانه و خط سن برای ایستگاه مطالعه شده آورده شده است. ملاحظه می‌شود در ایستگاه مطالعه شده روند بسیار جزوی افزایشی وجود دارد (در این ایستگاه مقدار شیب سن برابر با 0.0882 به دست آمد). در جدول ۱ نتایج مختص به آزمون‌های مختلف آورده شده است. با توجه به نتایج این جدول هیچ یک از روش‌های بررسی شده روند معناداری را برای ایستگاه بررسی شده تشخیص ندادند.

با لگاریتم گیری از داده‌های دبی قسمت‌های مختلف قطعات خشکیدگی (در مدل‌های چندمخرزی) تعیین شد. سپس روابط هریک از مدل‌ها در نرم‌افزار اکسل نوشته و با درنظر گرفتن معیار جمع مربعات خطای پارامترهای هریک از مدل‌ها با استفاده از Solver نرم‌افزار اکسل بهینه‌سازی شد. پس از برآذش مدل مناسب به هریک از قطعات خشکیدگی به منظور برآذش مدل خشکیدگی واحد حوضه، در روش Matching strap همه قطعات خشکیدگی روی یک نمودار با هم ترسیم و به صورت بصری تابعی که بهترین برآذش را به داده‌های مشاهداتی داشت به عنوان بهترین مدل انتخاب شد. در روش مور (۱۹۹۷) همه قطعات خشکیدگی در یک ستون قرار گرفته و با درنظر گرفتن مقادیر دبی شروع مشاهداتی و معیار جمع مربعات خطای مقادیر پارامترهای آن بهینه شد [۱].

پس از برآذش هریک از مدل‌ها و تخمین پارامترهای آنها آنالیز عدم قطعیت انجام گرفت (در این پژوهش از روش گلو استفاده شد). بدین منظور هیدروگراف یک سال انتخاب و دامنه عدم قطعیت برآورده شد. به منظور برآورده دامنه عدم قطعیت با استفاده از روش گلو مراحل کار به شرح زیر است:

۱. با درنظر گرفتن تابع توزیع یکنواخت به عنوان توزیع پیشین، اقدام به شبیه‌سازی مجموعه پارامترها به تعداد زیاد شد.

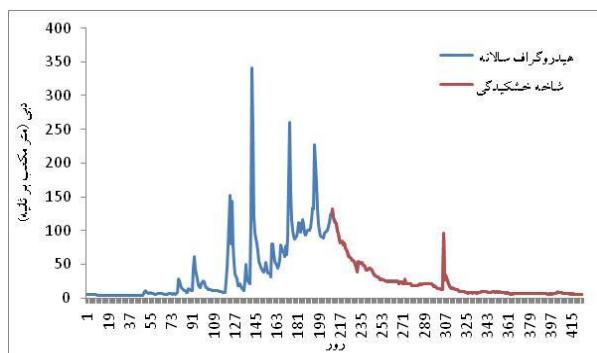
۲. مجموعه پارامترهای تولید شده در گام قبل را در مدل قرار داده و با درنظر گرفتن مقادیر معیار ناش-ساتکلیف به دست آمده مجموعه پارامترها را به پارامترهای کارآمد و ناکارآمد تقسیم شدند.

$$ME = 1 - \frac{\sum_{i=1}^m (X_i - \hat{X}_i)}{\sum_{i=1}^m (X_i - \bar{X})} \quad (18)$$

که در آن ME : ضریب کارایی مدل، \bar{X} میانگین مقادیر

جدول ۱. نتایج آزمون‌های مختلف کنдал در ایستگاه شاه‌مختار

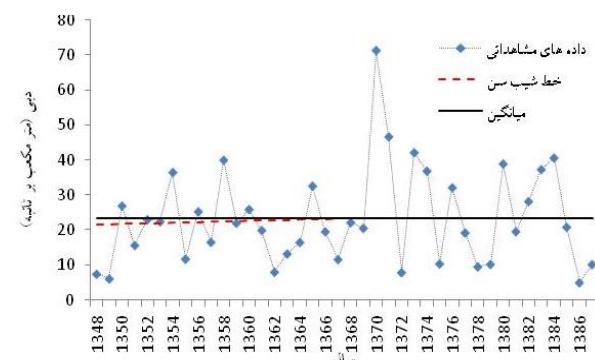
MK-PW		TFPW		MK-VCA		MK		ایستگاه شاه‌مختار
Z	P	Z	P	Z	P	Z	P	
۰/۱۲۱	۰/۹۰۳۷	۰/۱۲۱	۰/۹۰۳۷	۰/۴۳۱۱	۰/۶۶۶۴	۰/۴۳۱۱	۰/۶۶۶۴	۰/۱۱۴۸



شکل ۲. هیدروگراف سالانه ایستگاه شاه‌مختار در سال آبی ۱۳۵۵ – ۱۳۵۴

مشاهداتی در ایستگاه مطالعه شده و تعداد خطوط برآش داده شده (با استفاده از روش بارنز) آورده شده است. پس از تخمین پارامترهای مدل‌های مختلف با استفاده از معیارهای ارزیابی عملکرد آنها با یکدیگر مقایسه شد. پس از برآش مدل‌های مخزن غیرخطی شامل مدل‌های دراگ، کوتانگ و ویتنبرگ مشاهده شد سکل تابع برآش داده شده آنها کاملاً شبیه هم هستند. با دقت بیشتر در روابط این مدل‌ها مشاهده شد هریک از این مدل‌ها را با کمی عملیات جبری می‌توان به یکدیگر تبدیل کرد. بنابراین، در این تحقیق فقط پارامترهای مدل‌های دراگ و کوتانگ تخمین زده شدند و مدل ویتنبرگ بررسی نشد.

در جدول ۲ عملکرد مدل‌های مختلف با توجه به مقادیر AARE، RMSE و مجموع مربعات خطای شاخه خشکیدگی در این ایستگاه آورده شده است. با توجه به عملکرد مشابه دو مدل دراگ و کوتانگ فقط روش دراگ در مقایسه مدل‌ها استفاده شد. در این جدول رتبه یک بدین معناست که در بین همه مدل‌ها مدل مد نظر بهترین عملکرد را داشته است. در هر سلول منتهی به مدل و رتبه تعداد دفعاتی که مدل رتبه مدنظر را داشته ذکر شده است. در این ایستگاه در طول دوره آماری بررسی شده ۱۴ شاخه خشکیدگی بلندمدت مناسب تشخیص داده شد. با توجه به جدول ۱ ملاحظه می‌شود مدل دراگ بهترین عملکرد را به خود اختصاص داده است و بعد از آن به ترتیب مدل‌های بارنز و هورتن قرار دارند. بدترین عملکرد نیز مختص به مدل بوزینس، مخزن توانی و مایل است. این در حالی است که در تحقیقات مور (۱۹۹۷) و امیت و همکارانش (۲۰۰۴) روش بارنز عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های با مخزن غیرخطی داشته است [۱۳ و ۱].

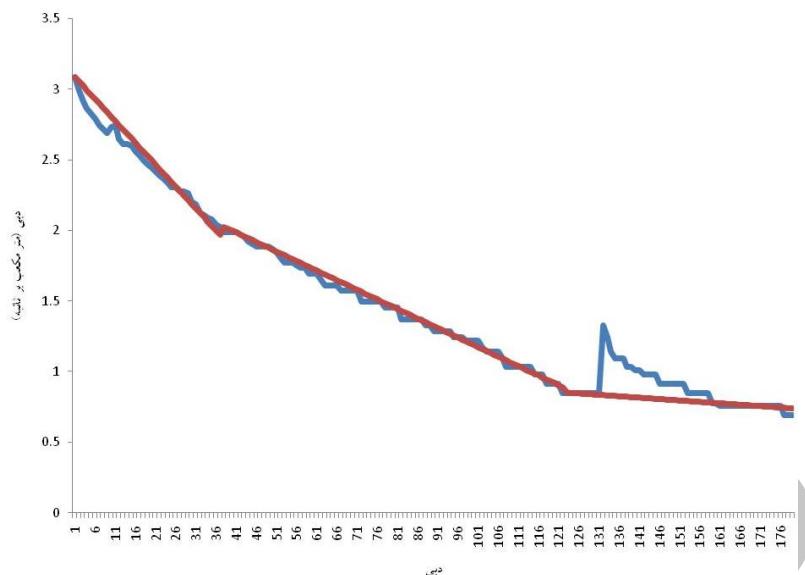


شکل ۱. مقادیر دبی مشاهداتی و شب سن در ایستگاه شاه‌مختار

تعیین ضرایب خشکیدگی قطعات خشکیدگی همان طور که بیان شد ابتدا با رسم هیدروگراف سالانه، به تعیین و انتخاب قطعات خشکیدگی اقدام شد. معمولاً در هر سال یک شاخه خشکیدگی اصلی وجود داشت که از دوام زیادی برخوردار و نشان‌دهنده منابع ذخیره شامل ذخایر برفی و یخچالی و آبخوان‌های عمیق حوضه بود. در شکل ۲ نمونه‌ای از شاخه خشکیدگی مختص به سال آبی ۱۳۵۴ – ۱۳۵۵ آورده شده است. سایر خشکیدگی‌ها دوام کافی (حداقل ۱۰ روز) نداشتند و تخمین مقادیر پارامترهای مختلف ممکن نبود.

پس از تعیین قطعات خشکیدگی به هر یک از آنها، مدل‌های مختلف برآش داده و مقادیر پارامترهای آنها با درنظر گرفتن معیار جمع مربعات خطای برآورد شدند. همان طور که در قسمت قبل بیان شد در مدل‌سازی خشکیدگی یک پارامتر مهم مقدار دبی ثابت اولیه شروع خشکیدگی است. در این رابطه فقط در پژوهش چپمن (۱۹۹۹) صریح بیان کرده است که دبی اولیه بهینه‌سازی شده و در سایر پژوهش‌ها این مسئله بیان نشده است [۱۲]. با توجه به این مسئله پارامترهای مدل در دو حالت بررسی شد: (الف) مقدار دبی شروع همان مقدار دبی مشاهداتی هیدروگراف گرفته شد و (ب) دبی شروع بهینه شد.

به منظور شناسایی رفتار خشکیدگی جریان و تعیین تعداد منابع تغذیه‌کننده قطعات خشکیدگی روی کاغذ نیمه لگاریتمی ترسیم شدند. در این حالت هر خط نشان‌دهنده منبع تغذیه متفاوت است. در حوضه بررسی شده مشاهده شد در اغلب سال‌ها برای شاخه خشکیدگی سه خط راست می‌توان برآش داد. در شکل ۳ نمونه‌ای از هیدروگراف‌های



شکل ۳. برآش روش بارنز در ایستگاه شاه‌مختار

جدول ۲. عملکرد مدل‌های مختلف مدل‌سازی شاخه خشکیدگی در ایستگاه شاه‌مختار

۱	۲	۳	۴	۵	۶
مايلت	۰	۰	۰	۲	۱۲
بارنز	۳	۳	۴	۲	۰
بوزينس	۰	۳	۵	۵	۰
هورتون	۴	۰	۷	۰	۰
درآگ	۷	۶	۰	۰	۰
مخزن توانی	۰	۲	۲	۰	۲

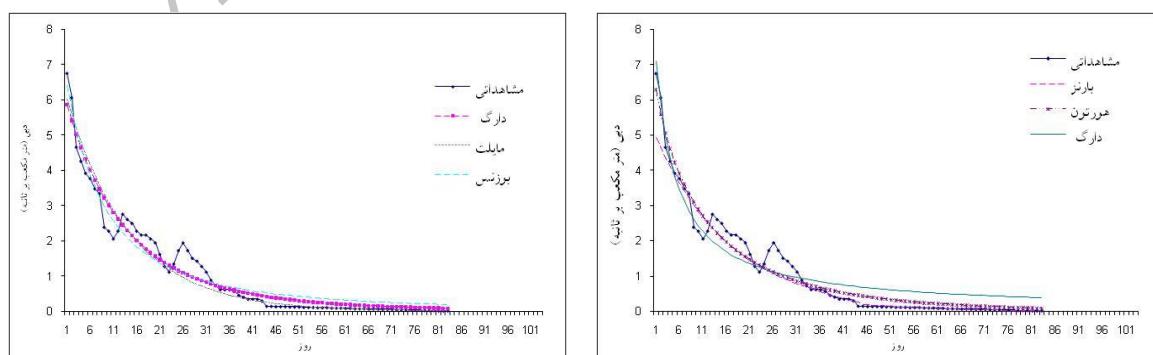
که با مقایسه مقادیر متوسط K برای سه خط برآش داده شده که برابر $0/963$, $0/985$ و $0/993$ به دست آمد، می‌توان دید که هیچ‌یک از ضرایب به دست آمده در بازه رواناب سریع و زیر قشری قرار نمی‌گیرند. بنابراین، مقادیر ضرایب به دست آمده را می‌توان به سایر مخازن مانند برف، بیخ و مخازن آب زیرزمینی نسبت داد.

در شکل‌های ۴ و ۵ عملکرد مدل‌های مختلف در ایستگاه شاه‌مختار در سال آبی $1357 - 1358$ آورده شده است که در آن عملکرد مدل‌ها به ترتیب عبارت‌اند از: درآگ (ویتنبرگ و کوتانگ)، بارنز، هورتون، مايلت، بوزینس و مخزن توانی.

در جدول ۳ برخی پارامترهای آماری (میانگین، کمترین، بیشترین و انحراف معیار)، مقادیر ضرایب به دست آمده برای ایستگاه مطالعه شده آورده شده است. در این جدول منظور از A_1 , A_2 و A_3 پارامترهای مدل است. به طور مثال، در مدل بارنز منظور مقادیر ضرایب برای سه خط برآش داده شده است. در این جدول منظور از یک مربوط به حالتی است که برآورد پارامترها با درنظر گرفتن دیگر مشاهداتی به عنوان دبی شروع صورت گرفته و ۲ مختص به حالتی است که دبی شروع بهینه شده است. برای روش بارنز، ناتان و مک‌ماهان ($0/94 - 0/8$) دامنه ($0/2 - 0/8$) برای رواناب سریع، ($0/7 - 0/94$) زیر قشری و ($0/93 - 0/95$) آب پایه به دست آوردهند [۱۴].

جدول ۳. پارامترهای آماری ضرایب روش‌های مطالعه‌شده در ایستگاه شاه‌مختار

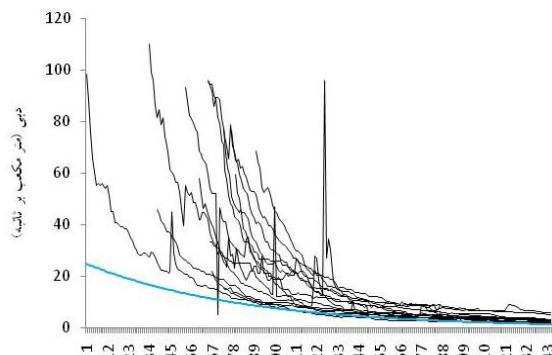
A۳	A۲	A۱	پارامتر	روش	A۳	A۲	A۱	پارامتر	روش
۱/۷۵۴۳	۰/۰۴۴۷	میانگین				-۰/۰۲۰۴	میانگین		
۴/۰۲۹۳	۰/۰۱۴۹	حداقل	۱			-۰/۰۱۵۰	حداقل	۱	
۱/۰۵۴۹	۰/۰۰۷۵	حداکثر				-۰/۰۲۶۰	حداکثر		
۰/۹۳۳۱	۰/۰۳۰۲	انحراف معیار				۰/۰۰۳۹	انحراف معیار		
۱/۷۱۳۲	۰/۰۴۲۸	میانگین		۱		-۰/۰۱۵۱	میانگین		
۳/۱۳۱۶	۰/۰۱۹۷	حداقل	۲			-۰/۰۱۰۰	حداقل	۲	
۰/۹۸۰۳	۰/۰۰۹۹	حداکثر				-۰/۰۱۹۰	حداکثر		
۰/۶۸۹۳	۰/۰۳۳۳	انحراف معیار				۰/۰۰۲۹	انحراف معیار		
۰/۰۰۱۳	میانگین				-۰/۰۰۷۳	-۰/۰۱۵۳	-۰/۰۳۸۳	میانگین	
۰/۰۰۲۴	حداقل	۱			-۰/۰۰۳۰	-۰/۰۰۹۸	-۰/۰۲۱۰	حداقل	
۰/۰۰۰۶	حداکثر				-۰/۰۱۵۰	-۰/۰۲۸۰	-۰/۰۵۸۰	حداکثر	۱
۰/۰۰۰۶	انحراف معیار				۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۴۹	۰/۰۱۱۹	انحراف معیار	
۰/۰۰۳۵	میانگین			۱	-۰/۰۰۷۱	-۰/۰۱۷۱	-۰/۰۳۷۷	میانگین	
۰/۰۳۲۱	حداقل	۲			-۰/۰۰۲۶	-۰/۰۱۲۰	-۰/۰۲۰۰	حداقل	
۰/۰۰۰۶	حداکثر				-۰/۰۱۴۰	-۰/۰۲۸۰	-۰/۰۵۵۰	حداکثر	۲
۰/۰۰۸۲	انحراف معیار				۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۴۸	۰/۰۱۰۹	انحراف معیار	
۶/۶۵۳۶	۰/۰۱۴۰	میانگین				۰/۰۲۳۷	میانگین		
۱۷/۸۶۱۳	۰/۰۲۷۸	حداقل	۱			۰/۰۳۷۹	حداقل	۱	
۱/۳۳۰۲	۰/۰۰۴۴	حداکثر				۰/۰۱۲۹	حداکثر		
۵/۳۹۷۵	۰/۰۰۸۷	انحراف معیار				۰/۰۰۷۰	انحراف معیار		
۱۵/۴۹۲۵	۰/۰۱۵۷	میانگین		۱		۰/۰۲۲۰	میانگین		
۱۶۳/۸۹۷۸	۰/۰۲۸۵	حداقل	۲			۰/۰۳۱۹	حداقل	۲	
۱/۴۶۹۴	۰/۰۰۰۶	حداکثر				۰/۰۱۲۶	حداکثر		
۴۲/۸۱۳۹	۰/۰۰۸۵	انحراف معیار				۰/۰۰۵۹	انحراف معیار		
					۰/۶۷۹۳	۰/۱۱۴۱	میانگین		
					۰/۸۹۷۱	۰/۲۱۳۶	حداقل	۱	
					۰/۵۵۳۳	۰/۰۳۵۹	حداکثر		
					۰/۱۱۳۰	۰/۰۵۵۸	انحراف معیار		
					۰/۵۷۳۵	۰/۲۱۵۷	میانگین		
					۰/۷۸۹۸	۰/۵۰۶۷	حداقل	۲	
					۰/۴۰۱۳	۰/۰۵۳۸	حداکثر		
					۰/۱۲۸۳	۰/۱۴۰۴	انحراف معیار		



شکل ۵. عملکرد مدل‌های دراگ، مایلت و بوزینس در ایستگاه ایستگاه شاه‌مختار در سال آبی ۱۳۵۷-۱۳۵۸

شکل ۴. عملکرد مدل‌های دراگ، مایلت و بوزینس در ایستگاه شاه‌مختار در سال آبی ۱۳۵۸-۱۳۵۷

پارامترهای رفتاری و غیررفتاری برای همه مدل‌ها برابر $0/97$ قرار داده شد. دو روش دراگ و کوتانگ که در قسمت‌های قبل مشابه هم عمل کردند در این قسمت نیز عملکرد یکسانی در برآورد دامنه عدم قطعیت 95 درصدی داشته و دامنه عدم قطعیت 95 درصدی آنها شبیه یکدیگر بود. در این دو روش دامنه عدم قطعیت برآورده به گونه‌ای بود که هیچ داده مشاهداتی خارج از دامنه عدم قطعیت 95 درصدی نیست. در سه روش دیگر دامنه عدم قطعیت برآورده به گونه‌ای بود که برخی از داده‌های مشاهداتی خارج از دامنه عدم قطعیت 95 درصدی قرار گرفتند. در دو روش هورتون و بوزینس هم داده‌های مشاهداتی ابتدا و هم داده‌های مشاهداتی انتهای شاخه خشکیدگی خارج از دامنه عدم قطعیت بود در حالی که در روش مخزن توانی فقط داده‌های ابتدای شاخه خشکیدگی خارج از دامنه عدم قطعیت 95 بود. به طور کلی، در همه مدل‌های بررسی شده می‌توان دید که دامنه عدم قطعیت برآورده خیلی کوچک است.



شکل ۶. منحنی Matching straip ایستگاه شاه‌مختار

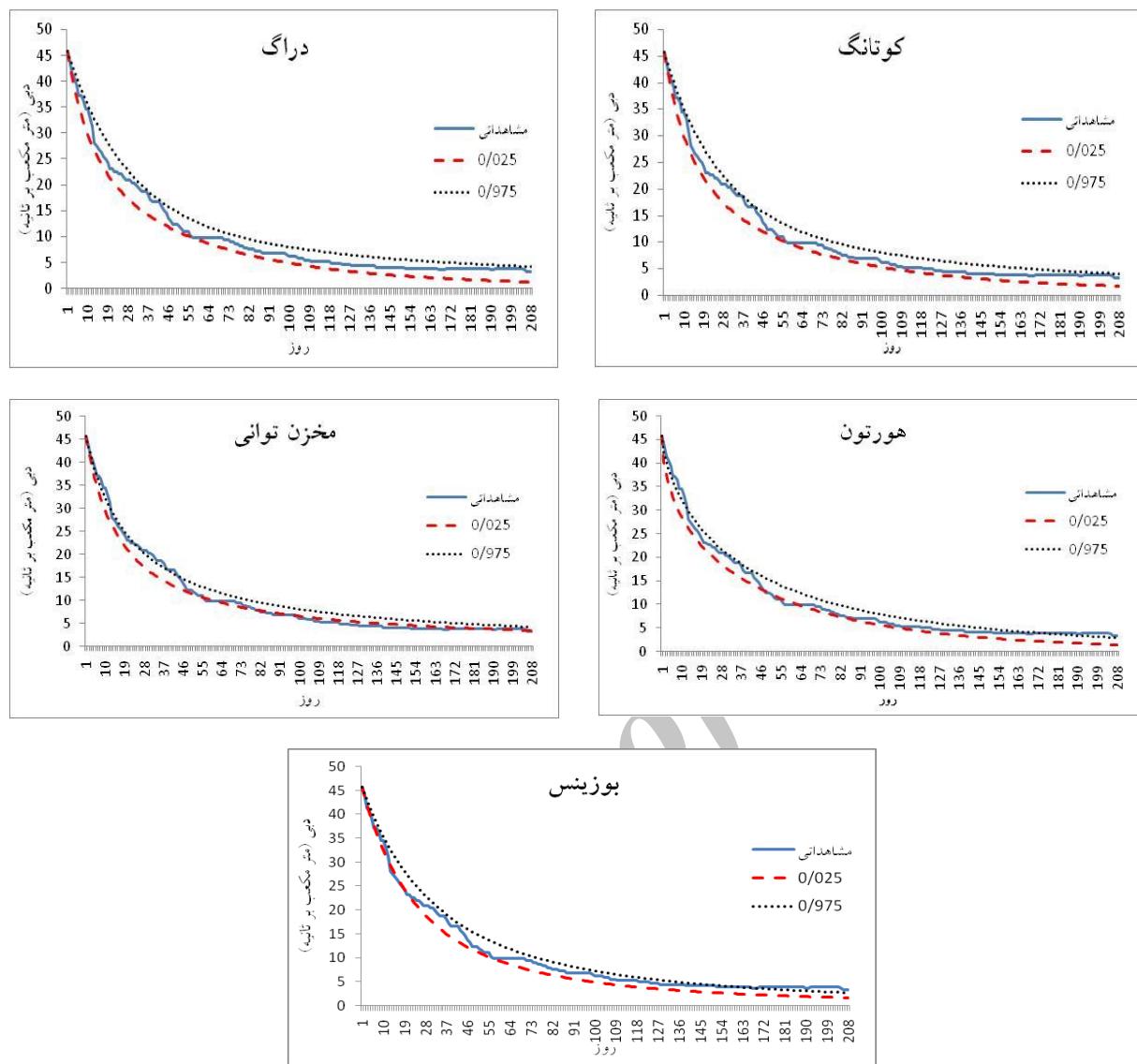
جدول ۴. مقادیر ضرایب کلی روابط مختلف با استفاده از دو روش مور (۱۹۹۷) و Matching stripe در ایستگاه شاه‌مختار

A _۲	A _۱	A _۰	روش
-۰/۰۰۵۸۰	-۰/۰۱۴۴۶	-۰/۰۳۰۳۸	بارنز
		-۰/۰۱۹۳۰	مایلت
	۰/۰۲۴۲۹	بوزینس	
۰/۶۵۳۰۳	۰/۱۱۶۴۸	هورتون	
۱/۴۳۵۳۳	۰/۰۳۹۹۵	دراگ	
	۰/۰۰۴۹۵	مخزن توانی	
۳/۲۹۷۱۹	۰/۰۱۷۳۹	کوتانگ	
	-۰/۰۱۰۰	Matching straip	

تعیین ضرایب خشکیدگی واحد برای حوضه برای تعیین خشکیدگی واحد از سه روش متوسط‌گیری از مقادیر خشکیدگی، روش straip و روش مور Matching straip (۱۹۹۷) استفاده شد [۱]. در روش Matching straip روی یک گراف قطعات خشکیدگی طوری روی هم اندازی می‌شوند که قسمت انتهایی آنها هم پوشانی داشته باشد و سپس یک منحنی به آنها برآش داده می‌شود. در شکل ۶ منحنی Matching straip ایستگاه مطالعه شده آورده شده است. در جدول ۴ مقادیر ضریب خشکیدگی واحد ایستگاه که با استفاده از دو روش Stripe و Matching مور (۱۹۹۷) به دست آمده ارائه شده است [۱]. با استفاده از روش Matching Stripe فقط می‌توان قسمت انتهایی شاخه خشکیدگی را مدل‌سازی کرد یعنی آن قسمت از شاخه خشکیدگی که مختص به آبهای زیرزمینی است. ملاحظه می‌شود در این ایستگاه اختلاف نسبتاً زیادی بین مقدار ضریب خشکیدگی مربوط به قسمت انتهایی قطعه خشکیدگی محاسبه شده با روش بارنز (مقدار $0/00580$) و Matching straip ($0/000580$) وجود دارد. همچنین با مقایسه نتایج به دست آمده از روش مور (۱۹۹۷) و Matching Stripe با نتایج متوسط‌گیری هر یک از مقادیر خشکیدگی، مشاهده می‌شود بیشترین اختلافها مختص به ضرایب A_۲ کوتانگ و A_۱ مخزن توانی است.

نتایج برآورد عدم قطعیت

در شکل ۷ نتایج مختص به آنالیز عدم قطعیت با استفاده از روش گلو آورده شده است. در این روش تعداد مجموعه پارامترهای نمونه‌برداری شده برابر 15 هزار و آستانه



شکل ۷. نتایج آنالیز عدم قطعیت روش‌های مختلف در سال آبی ۱۳۶۸-۱۳۶۹

در بیشتر موارد عملکرد مدل‌ها در حالتی بهتر بود که دبی اولیه بهینه شود نسبت به حالتی که دبی اولیه دبی شروع هیدروگراف در نظر گرفته شود. در این پژوهش عملکرد روش مور (۱۹۷) نسبتاً خوب بود و استفاده از آن برای مدل‌سازی خشکیدگی کلی حوضه پیشنهاد می‌شود.

منابع

- [1]. Moore RD. Storage-outflow modelling of streamflow recessions, with application to a shallow-soil forested catchment. *Journal of Hydrology*. 1997; 198: 260-270.
- [2]. Griffiths GA, Clausen B. Streamflow recession in basins with multiple water storages. *Journal of Hydrology*. 1997; 190: 60-74.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش از مدل‌های مختلف برای مدل‌سازی خشکیدگی رودخانه بشار در ایستگاه شاه‌مختار استفاده شد. نتایج نشان داد عملکرد مدل‌ها بهتری عبارت‌اند از: دراگ (وبتنبرگ و کوتانگ)، بارنز، هورتون، مایلت، بوزینس و مخزن توانی. در روش بارنز با توجه به مقادیر ضریب خشکیدگی (k) به دست آمده در حالت قطعات خشکیدگی آخر سال هیچ‌یک از ضرایب خطوط برازش داده شده در دامنه رواناب سریع و زیر قشری قرار ندارد و در این حوضه سایر مخازن تغذیه از قبیل برف و یخچال سبب ایجاد خشکیدگی جریان می‌شوند.

- [3]. Tallaksen LM. A review of baseflow recession analysis. *Journal of Hydrology*. 1995; 165: 349-370.
- [4]. Brodie RS, Hostetler S. A review of technique for analyzing basflow from stream hydrographs. 2007.
- [5]. Wittenberg H. Nonlinear analysis of low flow recession curves. FRIENDS: Flow Regimes from International and Experimental Network Data. IAHS Publ. 1994; 221:61.
- [6]. Sujono J, Shikasho S, Hiramatsu K. A comparison of techniques for hydrographic recession analysis. *Hydrological Processes*. 2004; 18: 403-413.
- [7]. Dewandel B, Lachassagne P, Bakalowicz M, Weng PH, Al-Malki A. Evaluation of aquifer thickness by analysing recession hydrographs. Application to the Oman ophiolite hard-rock aquifer. *Journal of Hydrology*. 2003; 274:248-269.
- [8]. Von Storch VH. Misuses of statistical analysis in climate research, in H. V. Storch and A. Navarra (eds), *Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques*, Springer-Verlag Berlin, 1995; 11-26.
- [9]. Hamed KH, Rao AR. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data, *Journal of Hydrology*. 1998; 204: 182-196.
- [10]. Yue S, Pilon P, Phinney B, Cavadias G. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series, *Hydrology Processes*. 2002; 16: 1807-1829.
- [11]. Sen PK. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau, *J. American Statist. Assoc.* 1968; 63: 1379-1389.
- [12]. Chapman TG. A comparison of algorithms for stream flow recession and baseflow separation. *Hydrology Processes*. 1999; 13: 701-714.
- [13]. Amit H, Lyakhovsky V, Katz A, Starinsky A, Burg A. Interpretation of spring recession curves. *Groundwater*. 2002; 40: 543-551.
- [14]. Nathan RJ, McMahan TA. Evaluation of automated techniques for baseflow and recession analysis. *Water Resources Research*. 1990; 26 (7):1465-1473.
- [15]. Vogel RM, Kroll CN. Regional geohydrologic-geomorphic relationships for the estimation of low flow statistics. *Water Resources Research*. 1992; 28 (9): 2451-2458.
- [16]. Chapman TG. Modelling stream recession flows. *Environmental Modelling and Software*. 2003; 18 (8-9): 683-692.
- [17]. Rees HG, Holmes MGR, Young AR, Kansakar SR. Recession based hydrological models for estimating low flow in ungauged catchment in the Himalayas. *Hydrology and Earth System Sciences*. 2004; 8(5): 891-902.