نحوه ایجاد مدل‌های دبی– مدت– فراوانی با روش سری زمانی جزئی، مطالعه موردی: ایستگاه سلطانی هلیل‌رود

مجید حیدری‌زاده[1]، استادیار پژوهشکده حفاظت خاک و آبخیزداری
سیدسعید موسوی‌ندوشنی، استادیار دانشکده صنعت آب و برق
آزاده مهدی‌پور، کارشناس مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمان

دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۰۴/۱۰ **پذیرش مقاله:** ۱۳۸۹/۰۸/۲۵

چکیده

در مطالعات پروژه‌های آبی نه‌تنها مقدار بیشینه دبی لحظه‌ای جریان مورد نیاز است، بلکه برآورد دبی متوسط بیشینه و حجم‌های مرتبط با آن نیز در مدت مشخص و در دوره بازگشت‌های مختلف مورد نیاز است. روشی که در مقاله معرفی و استفاده شده، به‌کارگیری سری زمانی جزئی در نمونه‌گیری است. به‌عبارت دیگر، نمونه‌گیری از سری‌های زمانی بالاتر از یک آستانه معین است. در این روش، ممکن است در یک سال چند بیشینه وجود داشته باشد و یا در یک سال داده‌های بالاتر از آستانه انتخاب شده وجود نداشته باشد. مزیت این روش در این است که اجازه انتخاب مقادیری را می‌دهد که نماینده مناسب‌تری برای جامعه آماری سیلاب‌ها است. تنها مزیت نمونه‌گیری از داده‌های بیشینه سالانه و به‌صورت یک عدد بیشینه در هر سال این است که داده‌های اخذ شده از یک‌دیگر مستقل هستند، اما می‌توان با آزمون استقلال و ایستایی، معایب روش سری جزئی را که نمونه‌های بیش‌تری در سال اخذ می‌کند، برطرف نمود. در مطالعه حاضر، ایستگاه آب‌سنجی سلطانی بافت بر سرشاخه هلیل‌رود به‌عنوان مبنای کار انتخاب شده است. این رود در قسمت غرب استان کرمان واقع است. هرچند از لحاظ تئوری نتایج نشان می‌دهد که در دوره بازگشت حدود ۱۰ سال و پائین‌تر روش سری جزئی، ارقام بیش‌تری ارائه می‌کند، ولی مقایسه نتایج آن در ایستگاه سلطانی بافت با ۲۷ سال آمار، قابل ملاحظه نبوده است. روش سری جزئی نسبت به‌روش بیشینه سالانه زودتر به جامعه آماری نزدیک می‌شود و برای ایران که طول دوره‌های آماری آن کوتاه است، مناسب است. با انجام این مطالعه نرم‌افزارهای لازم برای ایران تهیه و معرفی شده است.

واژه‌های کلیدی: دبی لحظه‌ای، دبی متوسط بیشینه، دوره بازگشت، سیلاب، نموته‌گیری

مقدمه

در مدیریت منابع آب و آبخیز باید وقایع آینده جریان‌های آب را در ترسالی‌ها و کم‌آبی‌ها مشخص نمود. با علم هواشناسی می‌توان پیش‌بینی‌های کوتاه مدت چندساعته انجام داد، ولی در درازمدت از روش‌های احتمالی برای تعیین وقایع استفاده می‌شود. مدل‌های دبی-مدت-فراوانی با کمک توزیع‌های مختلف احتمالی قادر به پاسخ‌گوئی سریع به بهره‌برداران خود است. این مدل‌ها برای تعیین دبی عبوری، دبی آستانه و یا دبی متوسط برای جریان‌های سیلابی و کم‌آبی در مدت زمان مشخص d و دوره بازگشت‌های مختلف به‌کار می‌رود. لذا برای طراحی ساختمان‌های آبی، ذخیره‌سازی آب و مدیریت سیلاب و یا کم‌آبی‌ها کاربرد فراوان دارد. در حال حاضر، مدت سیلاب d، که خود پارامتر بسیار مهمی در طراحی و مدیریت پروژه‌های آبی است، به‌دلیل عدم وجود نرم‌افزار مناسب و وقت‌گیر و طاقت‌فرسا بودن کار معمولا انجام نمی‌شود. یکی از مزایای استفاده از مدل دبی-مدت-فراوانی ، امکان تحلیل منطقه‌ای و انتقال از ایستگاه آب‌سنجی و تخمین آن به هر نقطه آبخیز است.

[1] heydarizadeh1@gmail.com

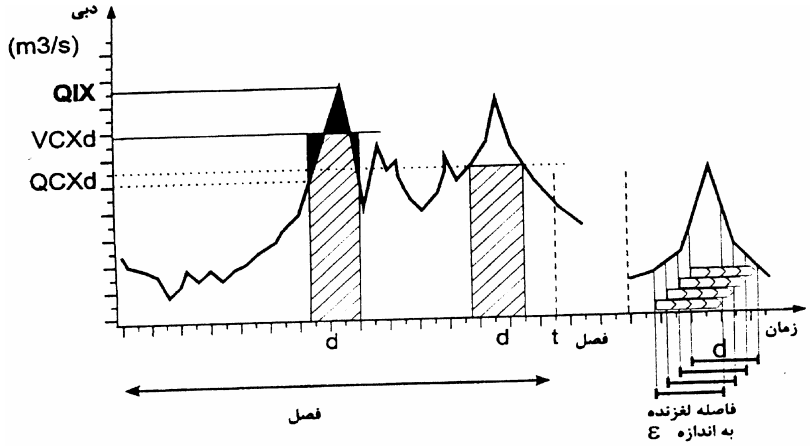
مدل‌های دبی-مدت-فراوانی در آزمایشگاه سمگرف[1] فرانسه به‌وسیله ابرلن[2] و دیگران، که در ادامه می‌آید، گسترش یافته و تکمیل شد. در این آزمایشگاه اولین گزارش در سال ۱۹۸۶ در رساله کارشناسی ارشد ارتیز[3] برای تهیه مدل‌های دبی-مدت-فراوانی با راهنمائی ابرلن آمده است و سپس در سال ۱۹۸۹ این مدل‌ها برای دبی‌های مختلف تکمیل شدند (Oberlin و همکاران، ۱۹۸۹). در ابتدا مدل‌های دبی-مدت-فراوانی صرفاً برای بیشینه جریان و در سیلاب‌ها کاربرد داشت، ولی در سال ۱۹۹۰ برای جریان‌های حداقل نیز توسعه پیدا کرد (Oberlin و همکاران، ۱۹۹۰). در ایران برای جریان‌های بیشینه به‌وسیله داسی (۱۳۷۸)، بر روی رودخانه قلعه‌چای دشت عجب‌شیر آذربایجان شرقی و در جریان‌های کمینه (کم‌آبی‌ها) به‌وسیله حیدری‌زاده (۱۳۷۹) و ابراهیمی و همکاران (۱۳۸۲)، به‌ترتیب در ایستگاه‌های آب‌سنجی رود رن در فرانسه و ایستگاه‌های آب‌سنجی حوضه هلیل‌رود کرمان انجام شده است. از اهداف این تحقیق، ارائه مدل‌های دبی-مدت-فراوانی با استفاده از روش جزئی و به‌کارگیری نرم‌افزارهای آن برای استخراج منحنی‌های دبی-مدت-فراوانی در یک ایستگاه هیدرومتری کشور است. لذا، از داده‌های ایستگاه آب‌سنجی سلطانی بافت، واقع بر رودخانه هلیل‌رود استان کرمان استفاده شد. هم‌چنین، مقایسه نتایج روش سری جزئی نسبت به‌روش معمول بیشینه سالانه از اهداف این تحقیق است.

روش تحقیق

مدل‌های QDF (دبی-مدت-فراوانی): این مدل‌ها برای تعیین دبی آستانه و یا دبی متوسط برای جریان‌های سیلابی و یا کم‌آبی در مدت زمان مشخص d و دوره بازگشت‌های مختلف کاربرد دارد. در این مقاله، توسعه مدل برای جریان‌های سیلابی مد نظر بوده، به آن پرداخته شده است. با توجه به شکل ۱، که آب‌نگار جریان را در یک نقطه از رودخانه نسبت به زمان t نشان می‌دهد، می‌توان دبی‌های مورد نظر در قسمتی از هیدروگراف (که در اینجا فصل[4] و یا دوره نامیده می‌شود) به شرح ذیل تعریف نمود. ۱) دبی آستانه بیشینه، و آن مقدار دبی در مدت زمان پیوسته d است که دبی رودخانه در این مدت از آن هم‌واره تجاوز می‌نماید و به‌نام QCXd نشان داده می‌شود. اگر دوره بازگشت T نیز در آن لحاظ شود، به‌طور کامل‌آن را با QCX(d,T) نشان می‌دهند. ۲) دبی متوسط بیشینه، و آن مقدار دبی متوسط عبور کرده در مدت زمان پیوسته d است که با نام VCXd مشخص می‌شود. حرف V بیان‌گر این است که اگر این دبی در مدت زمان d ضرب گردد، حجم آب‌دهی بیشینه V در مدت زمان d به‌دست می‌آید و در صورتی‌که دوره بازگشت T نیز در آن لحاظ شود آن را به‌طور کامل VCX(d,T) می‌نامند. ۳) دبی بیشینه لحظه‌ای، و آن مقدار دبی بیشینه مطلق اتفاق افتاده در فصل مورد نظر (روز، ماه، فصل و حتی سال) است. به‌عبارت دیگر اگر مدت d به سمت صفر میل کند آن‌گاه QCX و VCX مساوی و برابر دبی بیشینه لحظه‌ای QIX خواهند شد.

انتخاب d بستگی به فواصل زمانی اندازه‌گیری یا آب‌سنجی دبی رودخانه دارد. اگر فواصل زمانی اندازه‌گیری دبی روز باشد یا به‌عبارت دیگر دبی روزانه در دست‌رس باشد، حداقل d، یک روز خواهد بود. در صورتی‌که دبی به‌صورت لحظه‌ای با لیمنوگراف یا خودکار اندازه‌گیری شود، حداقل d می‌تواند لحظه‌ای و معمولا در عمل یک‌دهم ساعت، یعنی ۶ دقیقه اختیار می‌شود. بدین‌ترتیب که ابتدا یک مقدار معین از d انتخاب شده، سپس نمونه‌گیری QCX و یا VCX انجام می‌گیرد؛ سپس نمونه‌های گرفته شده را برازش احتمالی می‌دهند تا دوره بازگشت نیز حادث شود. با داشتن سه بعد دبی، مدت و دوره بازگشت به ترسیم منحنی‌های دبی-مدت-فراوانی ترسیم می‌شود.

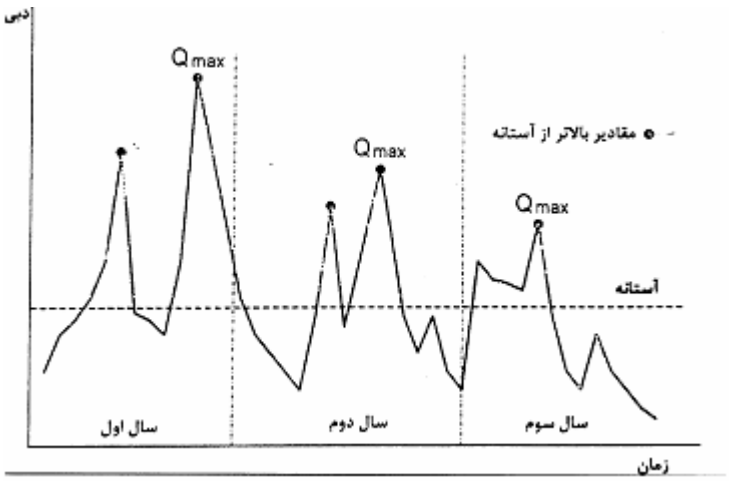
[1] Cemagref groupement de Lyon, 3 bis quai chauveau, 69336 Lyon cedex 09, France
[2] Oberlin
[3] Ortiz
[4] Season



شکل ۱ – نحوه استخراج نمونه دبی های مختلف

سری‌های حداکثر سالانه[1]: در این روش، در هر سال فقط داده‌های بیشینه سالانه (یک مقدار در سال) را اخذ نموده، به‌این ترتیب سری داده‌های بیشینه سالانه ساخته و پرداخته می‌شود. حسن این روش این است که داده‌های اخذ شده از یک‌دیگر مستقل هستند؛ اما عیوبی هم دارند از جمله آن‌که در سال‌های تر (سیلابی) مقادیری که در مرتبه دوم و سوم به لحاظ بزرگی واقع می‌شوند، شانس شرکت در سری بیشینه سالانه را از دست می‌دهند و در عوض در سال‌های خشک، مقادیر بالاتری که اتفاق افتاده، از مقادیری، که به آن‌ها اشاره شد به‌مراتب کم‌تر هستند، در سری داده‌های بیشینه سالانه ظاهر می‌شوند.

روش سری‌های بالاتر از یک آستانه معین[2]: در این روش نمونه‌گیری، آستانه معینی از دبی در نظر گرفته می‌شود و تمام قسمت‌هایی که بالاتر از آستانه قرار دارند، مورد توجه قرار می‌گیرد. نمونه‌گیری از نقاطی از منحنی سیل اخذ می‌شود که در هنگام صعود و نزول، آستانه را قطع کنند (شکل ۲). این نوع سری زمانی را سری زمانی جزئی[3] نیز می‌نامند. تمام نمونه‌هائی که به‌طرز اخیر اخذ شوند در سری مقادیر بالاتر از یک آستانه معین جای می‌گیرند. بنابر این ممکن است که در یک سال چند نمونه بیشینه وجود داشته باشد و یا احتمال دارد که یک بیشینه در یک سال اتفاق بیافتد و یا این‌که در یک سال داده‌های بالاتر از آستانه انتخاب شده وجود نداشته باشد.



شکل ۲– داده‌های حداکثر سالانه و مقادیر بالاتر از یک آستانه معین

[1] Maximum Annual Series
[2] Peak Over Threshold
[3] Partial duration series

تابع توزیع احتمال داده‌های بالاتر از یک آستانه و رابطه بین دوره بازگشت حداکثر سالانه (Ts) و دوره بازگشت بالاتر از آستانه (Tx): با استفاده از روش‌تجدید[1] (Cox، ۱۹۶۶) می‌توان پارامترهای تابع توزیع احتمال داده‌های بالاتر از یک آستانه معین را به صورت زیر به‌دست آورد.

$$F_x(x) = \mathrm{P_r}(X^* < x) = \Pr$$ (مقدار حداکثر در سال X* که کوچکتر از x است) (۱)

$$W_k = \Pr(mt = k)$$ (k مقدار Xs در سال) (۲)

و mt تعداد وقایع در دوره آماری (مثلا سال) است.

$$Gs(x) = \Pr(Xs < x) = \Pr$$ (مقدار بالاتر از آستانه که کوچکتر ازX است) (۳)

با فرض استقلال مقادیر بالاتر از یک آستانه معین

$$F_x(x) = \sum_{k=0}^{\infty} W_k [G_s(x)]^k \quad (۴)$$

اگر مقادیر بالاتر از یک آستانه معین مستقل باشند و فرآیند نمونه‌گیری ایستا[2] باشد، می‌توان آن‌را با توزیع پواسیون[3] که دارای پارامتر μs است، بیان نمود.

$$W_k = e^{-\mu s} \mu s^k / K! \quad (۵)$$

که در آن، $\mu s = ns / na$ (na تعداد سال‌های آماری است و ns تعداد نمونه‌های بالاتر از آستانه را نشان می‌دهد. آن‌گاه:

$$Fx(x) = e^{-\mu s[1-Gs(x)]} \quad (۶)$$

که در آن، μs متوسط دفعاتی است که دبی‌ها از آستانه تجاوز می‌نمایند. رابطه بین Tx (دوره بازگشت برای مقادیر سالانه) و Ts (دوره بازگشت برای مقادیر بالاتر از یک آستانه معین) به‌صورت زیر تبیین می‌شود:

$$Fx(x) = 1 - (1 / Tx(x)) \quad (۷)$$

$$Gs(x) = 1 - (1 / Ts(x)) \quad (۸)$$

با توجه به توزیع پواسون، دو دوره بازگشت Tx و Ts دارای ارتباط زیر هستند.

$$1 - (1 / Tx) = e^{-1/Ts} \quad (۹)$$

اگر Tx>10 باشد، آن‌گاه Tx ≈ Ts است. می‌توان ارتباط آن‌ها را با رابطه ۹ و از طریق شکل ۳ نشان داد. بنابراین از لحاظ تئوری با فرض استقلال و پواسن بودن داده‌ها با دوره بازگشت‌های ۱۰ سال و بیش‌تر، هیچ‌گونه اختلافی بین روش نمونه‌گیری بیشینه سالیانه و روش نمونه‌گیری بالاتر از آستانه معین به‌وجود نخواهد آمد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، روش نمونه‌گیری بالاتر از آستانه معین یا داده‌های جزئی، نیازمند آزمون‌هایی است که باید در جهت استقلال، ایستایی و هم‌گنی و پواسن بودن داده‌ها انجام شود.

انتخاب آستانه: انتخاب آستانه باید به‌گونه‌ای باشد که استقلال نمونه‌های اخذ شده، حفظ شود. یک آستانه خیلی کوچک می‌تواند بیشنه‌های کوچک‌تر و نامناسب را گزینش و افزایش مقدار آستانه مقادیر نامناسب را حذف کند. شکل ۴ نشان می‌دهد که اگر آستانه کوچک‌تر شود (S1 به S0)، شرط استقلال برقرار است و برعکس اگر آستانه افزایش یابد (مثلاً در S1)، مقادیر بیشینه از یک‌دیگر مستقل نیستند.

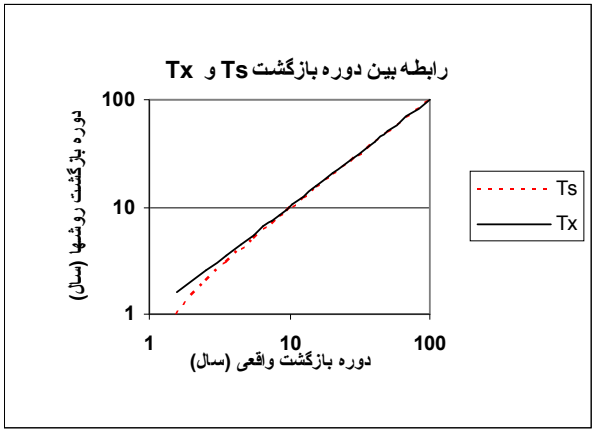
برای انتخاب آستانه باید شرایط استقلال، هم‌گنی و ایستائی موجود باشد. برای آن‌ها آزمون‌هائی موجود است که در ادامه توضیح داده می‌شود.

فرض استقلال وقایع و انتخاب آستانه: اگر منحنی تغییرات μs (متوسط تعداد مقادیری که بالای آستانه قرار می‌گیرد) برحسب S (مقدار آستانه) رسم شود، مطابق شکل ۵، چهار ناحیه قابل تشخیص خواهد بود. ناحیه ۱، وقتی است که مقدار آستانه بسیار اندک است. در این حالت $\mu s = 1 / Nep$ که Nep نشان‌دهنده دوره‌آماری (سال، فصل،

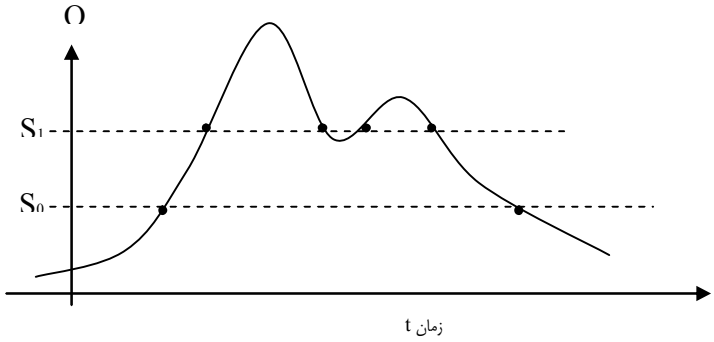
[1] Renouvellement
[2] Stationary
[3] Poisson distribution

ماه، ...) است. ناحیه ۲، در این ناحیه تعداد داده‌های بالاتر از آستانه رو به‌افزایش می‌گذارد. ناحیه ۳، از یک مقدار به بعد آستانه، تعداد داده‌های بالاتر از آستانه کاهش می‌یابد، زیرا مقادیر بیشینه منحنی‌کوچک‌تر از آستانه خواهد شد. ناحیه ۴، وقتی است که مقدار بیشینه داده‌ها از مقدار آستانه کوچک‌تر است.

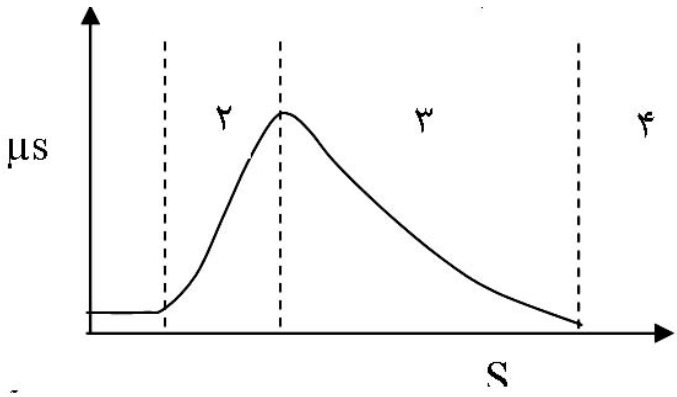
بهترین ناحیه انتخاب آستانه، ناحیه ۳ است. البته ابتدا و انتهای ناحیه ۳ مناسب انتخاب آستانه نیست، زیرا ابتدای ناحیه ۳ ممکن است با مقادیر وابسته برخورد نماید و هم‌چنین انتخاب انتهای ناحیه ۳ بسیاری از مقادیر بیشینه را حذف خواهد کرد.



شکل ۳- رابطه بین دوره بازگشت یک نمونه در سال (Tx) با نمونه‌گیری بیش‌تر در سال و بالاتر از یک آستانه (Ts)



شکل ۴- رابطه کاهش تعداد بیشینه‌های بالاتر از یک آستانه با کاهش مقدار آستانه



شکل ۵- تغییرات تعداد متوسط حداکثرهای بالاتر از یک آستانه

شرایط استقلال نمونه‌ها: شرایط ذیل برای داشتن استقلال نمونه‌ها در انتخاب حداقل فاصله زمانی Δt و حداکثر مقدار Qmin (شکل ۶) بین دو سیل یا دو نمونه متوالی ارائه شده است. USWRC (۱۹۷۶)، یک حداقل فاصله

زمانی Δt و یک بیشینه مقدار $Q\min$ بین دو سیل متوالی ارائه داده است (شکل ۶). به‌طوری‌که نمونه بعدی $(Qs)_2$ مستقل نیست و اخذ نمی‌شود، اگر:

ـ $\Delta t<5$ (روز) + ln(A) که در آن A سطح حوزه آبریز بر حسب $mile^2$ است.

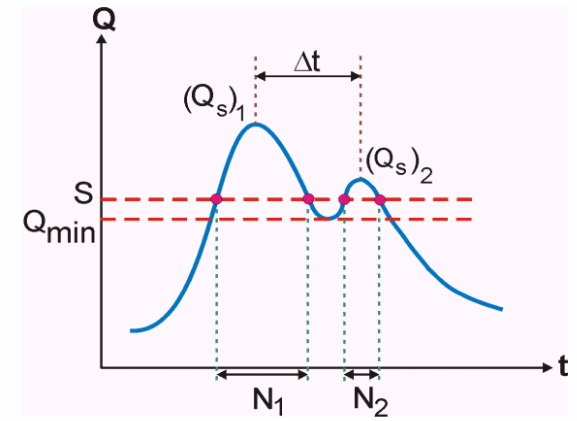
ـ یا $Q\min > \frac{3}{4}Min[(Qs)_1,(Qs)_2]$، که در آن $(Qs)_1$ دبی بیشینه واقعه اولی و $(Qs)_2$ دبی بیشینه واقعه بعدی است (شکل ۶).

Cunnane (۱۹۷۹)، معیارهای دیگری را ارائه می‌دهد. نمونه بعدی $(Qs)_2$ مستقل نیست و در نتیجه اخذ نمی‌شود، اگر:

ـ $\Delta t < 3Tp$ که در آن Tp متوسط زمان رسیدن به دبی‌های بیشینه (پنج تا از بزرگ‌ترین بیشینه‌های قابل دسترس است.)

ـ $Q\min > \frac{2}{3}(Qs)_1$ باشد.

Miquel (۱۹۹۴)، مقدار حداقلی برای Δt ارائه نداده است، ولی مقدار آن را با آزمون و فرضیه خود همبستگی مرتبه اول و دوم[1] پیشنهاد نموده است؛ به‌طوری‌که اگر ضریب خود همبستگی در سطح معنی‌دار بودن معینی، برابر صفر گردد فرض وابستگی داده‌ها رد می‌شود.



شکل ۶ - فاصله زمانی بین دو بیشینه بالاتر از آستانه و Qmin بین آن

آزمون پواسون بودن داده‌های بالاتر از آستانه: فرض می‌شود که تعداد داده‌های بالاتر از آستانه از تابع چگالی احتمال پواسون پیروی کند، تابع موصوف به‌قرار زیر است.

$$\Pr[mt=k]=Wk(t)=e^{(-\mu s.t)}(\mu s.t)^k / K! \qquad (۱۰)$$

که در آن، mt تعداد وقایع در دوره آماری (مثلا سال) است.

همان‌طورکه در آمار و احتمالات مرسوم است، از توزیع χ^2 برای مناسب بودن برازش استفاده می‌شود؛ بدین منظور داده‌های مورد نظر به k دسته تقسیم می‌شود.

$$\chi^2=(k/Nev)\Sigma(mi-Nev/k)^2 \qquad (۱۱)$$

که در آن، mi داده‌های در طبقه i و Nev تعداد وقایع هستند و توزیع (χ^2 ۰/۹۵) با درجه آزادی k-1-r (که r تعداد پارامترهای توزیع پواسون اس، یعنی r =1) است. اگر $\hat{x}^2 > x^2$ (۰/۹۵) باشد، فرض پواسون بودن داده‌ها با خطای ۵ درصد رد می‌شود و اگر $\hat{x}^2 < x^2$ (۰/۹۵) باشد، توزیع پواسون بر داده‌ها برازش پیدا می‌کند. در آزمون x^2

[1]Lag one and two autocorrelations

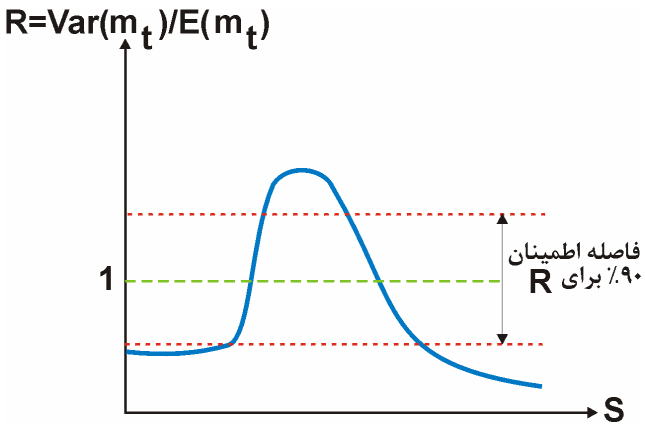
توصیه می‌شود که پنج دسته انتخاب شود و در هر دسته لااقل هفت یا هشت عنصر موجود باشد. Cunnane (۱۹۷۹)، برای آزمون برازش توزیع پواسون، توزیع برآورد تعداد داده‌ها در سال را نرمال فرض می‌کند. میانگین و انحراف معیار توزیع پواسون با یکدیگر برابرند: $E(mt)=Var(mt)$. اگر فرض شود که mt از توزیع نرمال پیروی کند، $[mt-E(mt)]/\sqrt{Var(mt}$ یک متغیر نرمال استاندارد است و:

$$d=\sum_{i=1}^{Nep}[\frac{(mt-E(mt)}{\sqrt{Var(mt)}}]^2 \qquad (۱۲)$$

یک توزیع χ^2 با درجه آزادی تعداد سال‌ها یعنی Nep خواهد بود. اگر برآورد E(mt) و Var (mt) برابر با mt و S^2mt باشد، آن‌گاه:

$$d=\sum_{i=1}^{Nep}\frac{m_i-(\overline{m}_t)^2}{\overline{m}_t}=(Nep-1)[\frac{S^2m_t}{\overline{m}_t}] \qquad (۱۳)$$

بنابراین، $\hat{d}$ از توزیع χ^2 با درجه آزادی Nep - 1 پیروی می‌کند. با توجه به این آزمون، $\hat{d}=(Nep-1)\hat{R}$ که در آن $\hat{R}$ =Var(mt)/ E(mt) است، آستانه S انتخاب شده باید در شرط $\chi^2(۰,۰۵)<\hat{d}<\chi^2(۰,۹۵)$ صدق کند (با سطح اطمینان ۹۰%، شکل ۷). Ashkar و همکاران (۱۹۷۸)، توصیه می‌کنند که آستانه S طوری انتخاب شود که نسبت $\hat{R}$ در فاصله اطمینان ۹۰ % واقع شود و یا این‌که $\hat{R}$ در همسایگی ۱ قرار گیرد که مقدار نظری R درتوزیع پواسون است.



شکل ۷- تغییرات نسبت R=Var (mt) / E(mt) بر حسب آستانه

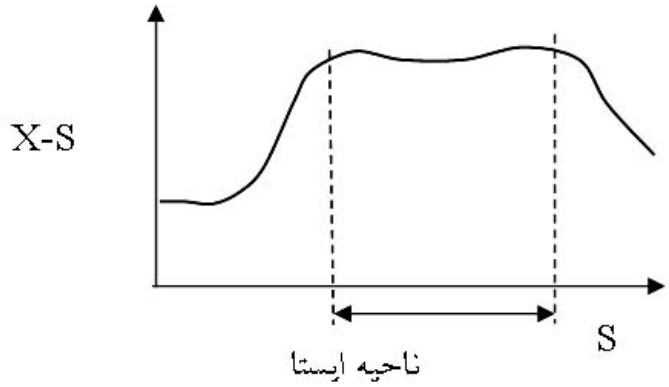
آستانه‌ای انتخاب می‌شود که در محدوده ایستا قرار گیرد (شکل۸). اگر S، یعنی آستانه مورد نظر از انتخاب Nev واقعه به‌دست آمده باشد (x1> x2> ...> x Nev)، آن‌گاه (X-S) متوسط بیشینه آستانه بزرگ‌تر را نشان می‌دهد.

$$\overline{X}=\frac{1}{Nev}\sum_{i=1}^{Nev}(x_s)_i \qquad (۱۴)$$

آزمون‌های ایستایی[1] و هم‌گنی[2]: در اینجا دو آزمون پیشنهاد شده به‌وسیله Miquel (۱۹۹۴)، آورده می‌شود.

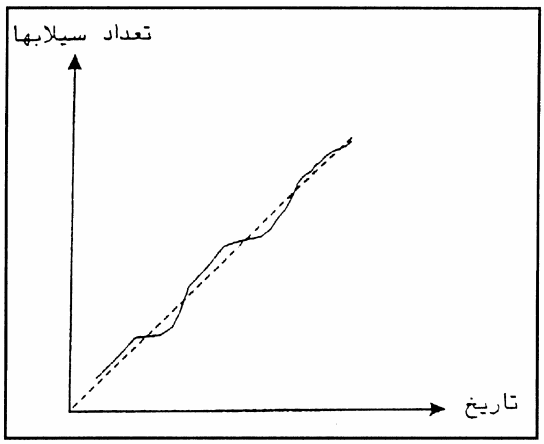
۱- برای آزمون ایستایی و هم‌گنی، نمونه به دو قسمت مساوی تقسیم می‌شود و برای هر کدام از قسمت‌ها میانگین mi و انحراف معیار Si محاسبه می‌شود. از لحاظ آماری $\sqrt{N'}t=[(m_1-m_2)/(s_1^2+s_2^2)^{1/2}]$ از توزیع t با درجه آزادی N′-1 (N =2 N′) , که در آن N تعداد داده‌ها را نشان می‌دهد) پیروی می‌کند.

[1] Stationary
[2] Homogeneity



شکل ۸- تغییرات متوسط مقادیری که بالای آستانه قرار دارند

۲- اگر تعداد سیلاب‌های بزرگ‌تر از یک آستانه را بر حسب تاریخ وقوع آن رسم کنیم، منحنی مارپیچی حول نیم‌ساز اول و سوم پدید می‌آید که نشانه پراکندگی کم است و می‌توان گفت که ایستایی برقرار است (شکل ۹). در غیر این‌صورت متغیر تصادفی t که تعداد سیلاب‌ها رخ داده شده را نشان می‌دهد، در نظر گرفته خواهد شد. برای یک نمونه مشاهده شده $t_1, \ldots, t_n$ میانگین نظری τ و میانگین نمونه t ، $U = \sqrt{N'} . [(t - \tau) / \sigma]$ و انحراف معیار σ برابر است با متغیر $U = \sqrt{N} [(t - \tau) / \sigma]$ که از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند.



شکل ۹ - سیلاب‌های بالاتر از یک آستانه بر حسب زمان وقوع آن‌ها

فاصله نوسانات تعداد وقایع روی فاصله زمانی داده‌ها: در این مرحله مجددا آزمون ایستایی مد نظر قرارمی‌گیرد. این آزمون وابسته به mt است که تعداد سیلاب‌ها را روی فاصله [0,t] با نوسانات[1] ۹۰ درصد نشان می‌دهد. مراحل عمل برای آزمون به‌شرح زیر است.

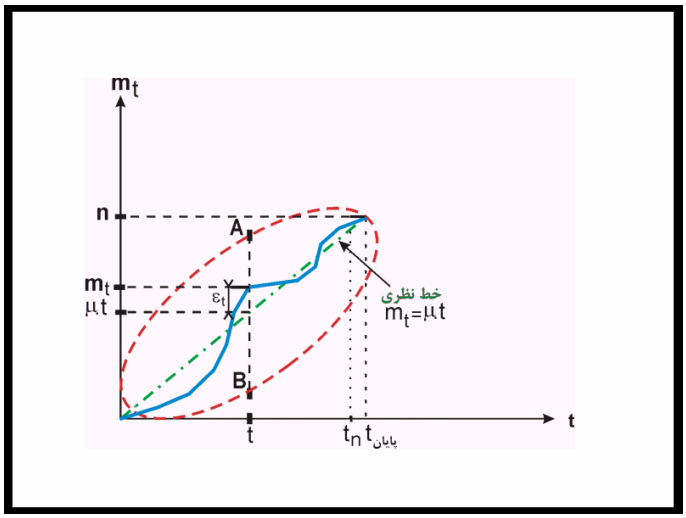
- دو سری Xi , Yi به اندازه n موجود است.
- رابطه $Yi = aXi + b + \varepsilon i$ با داشتن $\sigma\varepsilon = \sigma Y.\sqrt{(1 - r^2)}$ که در آن $\sigma\varepsilon^2$ واریانس باقی‌مانده‌ها و r ضریب همبستگی بین X و Y است.
- مجموع باقی‌مانده‌ها عبارت است از: $R_k = \Sigma\ \varepsilon i$، متغیر تصادفی R_k دارای توزیع با میانگین صفر و انحراف معیار $\sigma k = \sigma\varepsilon \sqrt{(k(n-k))/(n-1)}$ است (با استفاده از روش حداقل مربعات، $Rn = 0$، $R0 = 0$ و از این روش و $\varepsilon = 0$ به‌دست می‌آید). با ترسیم مجموع باقی‌مانده‌ها بر حسب اندیس مشاهدات شکل

[1] Tolerance

(۱۰): فاصله نوسانات یعنی ω درصد برای متغیر R یک بیضی است که قطر اطول آن ON و قطر اصغر آن AB(n/2) است و:

$$AB(k) = U_w.\sigma_\varepsilon \sqrt{\frac{k(n-k)}{n-1}} \qquad (۱۵)$$

که در آن، U_w پارکی ازتوزیع نرمال با احتمال $(1-\omega)/2$ است.



شکل ۱۰- تقارن فاصله نوسانات تعداد سیلاب‌های بالاتر از آستانه

معرفی مدل‌های در دسترس: همان‌طور که در مقدمه آمد، تهیه مدل‌های دبی-مدت-فراوانی، نیازمند آزمون‌های مختلفی است و این آزمون‌ها به‌وسیله نرم‌افزارهای مربوطه انجام می‌گیرد (حیدری‌زاده، ۱۳۸۲; موسوی ندوشن، ۱۳۷۸). در این‌جا به‌صورت مختصر به معرفی نرم افزارها و نحوه کار آن‌ها پرداخته می‌شود.

qjqt. exe: این برنامه می‌تواند فایل دبی‌های روزانه را به سری زمانی Q(t) تبدیل کند.

xmoy. exe: این برنامه می‌تواند سری‌های زمانی Q(t) را به سری‌های زمانی با زمان تداوم (d) یعنی Qd(t) تبدیل کند و برای مشخص نمودن مقادیر VCXd در طول سری زمانی به‌کار می‌رود.

xmin. exe: این برنامه برای مشخص نمودن مقادیر QCXd در طول سری زمانی Q(t) به‌کار می‌رود.

xs. exe: این برنامه مقادیر داده‌های بالاتر از یک آستانه معین را برای دو نوع دبی VCXd و QCXd استخراج می‌نماید. راجع به بررسی مقدار آستانه دو حالت وجود دارد: حالت اول: انتخاب یک فاصله (حد پایین و حد بالا) و انتخاب گام افزایش از حد پایین به‌طرف حد بالا؛ حالت دوم: مطالعه یک آستانه معین. در حالت اول دو آزمون روی انتخاب آستانه موجود است.

آزمون ۱:

- MUS(S): تغییرات متوسط تعداد مقادیر بالاتر از یک آستانه در سال (MUS) بر حسب آستانه S
- XBAR(S): تغییرات متوسط مقادیر بالاتر از آستانه بر حسب آستانه S

آستانه S باید طوری اختیار شود که اولاً MUS در فاصله ۲ الی ۴ تا ۵ قرار گیرد. ثانیاً منحنی XBAR(S) نسبت به آستانه S دارای تغییرات اندک باشد.

آزمون ۲:

- R(S) انـدیس تغییرات پراکندگی است. R تابعی از آستانه S است. S باید طوری انتخاب شود که R(S) داخل فاصله اطمینان ۹۰ درصد یعنی [R۵٪ R ,۹۵٪] باشد.

در حالت دوم نتیجه به آزمونی دیگر و تعدادی فایل منتج خواهد شد.

آزمون ۳:

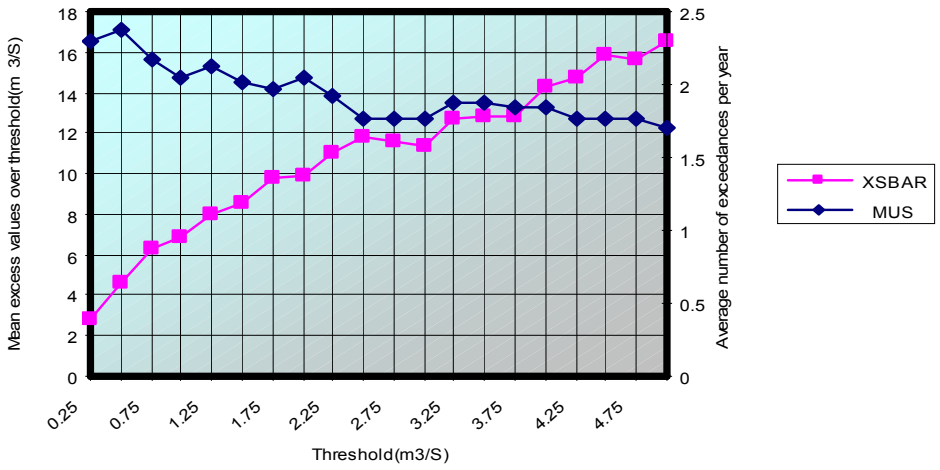
- MEXP(t) روی محور عرض‌ها، تعداد سیلاب‌ها را نشان می‌دهد و MEXP تابعی از تاریخ وقوع روی محور طول‌ها می‌باشد. فرآیند وقتی ایستا است که منحنی MEXP(t) داخل فاصله اطمینان ۹۰ درصد یعنی [M۵٪ M, ۹۵٪] باشد.

نتایج و بحث

به‌طور موردی با آمار ۲۷ ساله ایستگاه آب‌سنجی سلطانی بافت بر یکی از سر شاخه‌های هلیل‌رود به‌دست آوردن دبی مدت فراوانی (حجمی VCXd) مد نظر است. در جدول ۱، نمونه‌های اخذ شده برای مدت یک روزه است. آزمون‌های شرایط استقلال، هم‌گنی و ایستائی انجام شده است و نتایج در شکل‌های ۱۱ الی ۱۳ آمده است. پس از گذشتن نمونه‌ها از آزمون‌های مذکور با نرم افزار hyfa برای به‌دست آوردن دوره بازگشت برازش داده می‌شوند. در این‌جا نتایج در جدول ۲ برای کلیه دوره بازگشت‌ها درج شده است.

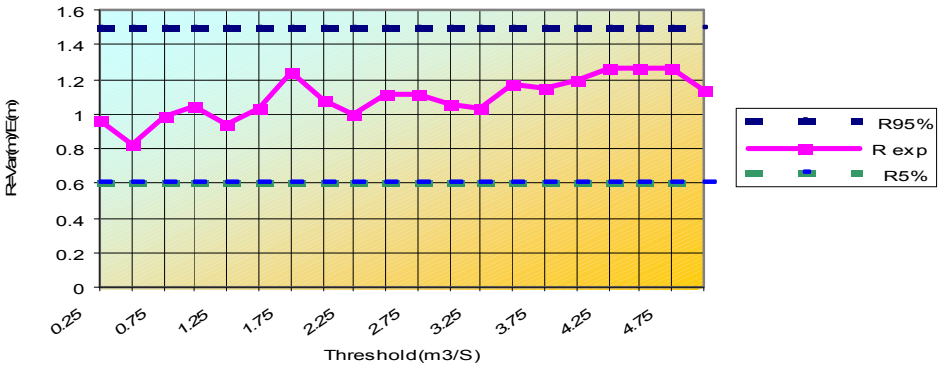
جدول ۱– نمونه‌های اخذ شده حجم‌های متوسط بیشینه‌ای یک روزه ایستگاه آب‌سنجی سلطانی بافت (مترمکعب بر ثانیه)

ردیف	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
VCX	۹۵/۵	۵۷/۷۵	۵۳/۸۵	۴۱/۸	۴۱/۷	۳۹/۳۵	۳۹/۲۵	۳۱/۷	۲۶/۶	۲۶/۶	۲۵/۹۵	۲۵/۴	۲۵/۱	۲۴/۳۵
ردیف	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰	۲۱	۲۲	۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸
VCX	۲۳/۶۵	۲۱/۱	۲۰/۶۵	۱۹/۸۸	۱۶/۳۸	۱۵/۷۷	۱۴/۱	۱۳/۴۹	۱۳/۳۵	۱۲/۷۶	۱۲/۳۵	۱۲/۱۵	۱۲/۰۱	۱۱/۳۵
ردیف	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲
VCX	۱۰/۵	۱۰/۳۵	۱۰/۰۵	۹/۸۷	۹/۷۷	۹/۳۵	۹/۰۵	۷/۷۲	۷/۴۶	۷/۰۵	۷/۰۰	۶/۹۶	۶/۳۷	۴/۸۵

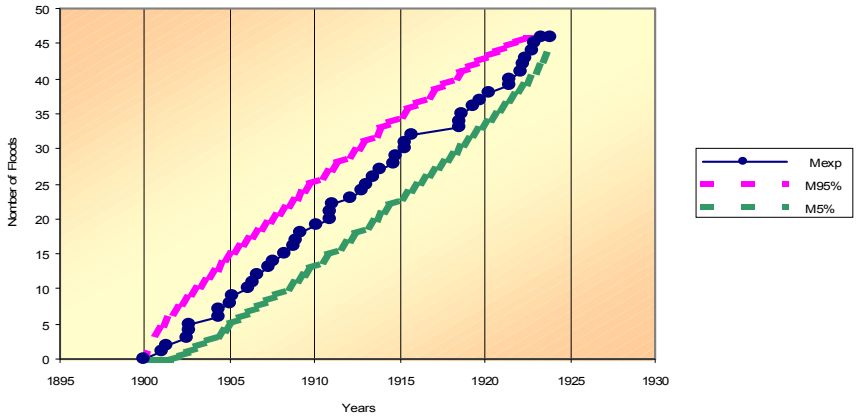


شکل ۱۱– نمودار آزمون ۱ برنامه visu برای انتخاب آستانه دبی یک روزه در ایستگاه سلطانی بافت

همان‌طور که آورده شد، وقتی که نمونه‌ها از آزمون‌های استقلال، ایستایی و هم‌گنی گذشتند، آن‌گاه با نرم‌افزار Hyfa بهترین روش احتمالی بر آن‌ها برازش شده و برای هر مدت d، فراوانی یا دوره بازگشت به‌دست می‌آید. بعد از آن اگر کلیه دوره‌ها روی یک نمودار ترسیم شوند، منحنی‌های دبی-مدت-فراوانی مطابق شکل ۱۴ خواهد بود.



شکل ۱۲ – نمودار آزمون (۲) Visu، آزمون پواسون بودن دبی‌های یک‌روزه سلطانی بافت



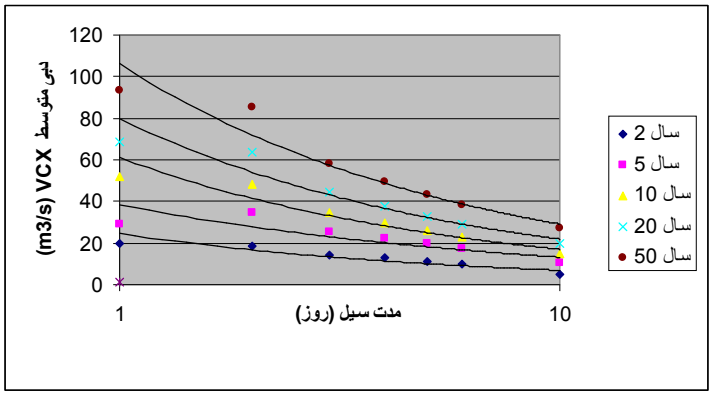
شکل ۱۳ – آزمون ۳، آزمون ایستائی نمونه‌های دبی یک‌روزه سلطانی بافت

جدول ۲ – جدول مقادیر دبی دوره فراوانی ایستگاه سلطانی بافت از سرشاخه‌های هلیل‌رود کرمان (m^3s^{-1})

دوره بازگشت (سال)	VCXd یک روزه	VCXd دو روزه	VCXd سه روزه	VCXd چهارروزه	VCXd پنج روزه	VCXd شش روزه	VCXd ده روزه
۲	۱۹,۸۱	۱۸,۸۰	۱۴,۰۳	۱۲,۸۶	۱۱,۴۴	۹,۷۶	۵,۲۴
۵	۴۹,۳۶	۳۴,۴۸	۲۵,۲۸	۲۲,۲۷	۱۹,۷	۱۷,۱۳	۱۰,۳۳
۱۰	۵۱,۶۸	۴۸,۳۶	۳۴,۵۹	۲۹,۷۰	۲۶,۱۷	۲۲,۹۸	۱۴,۷۳
۲۰	۶۸,۷۹	۶۳,۵۳	۴۴,۴۱	۳۷,۶۷	۳۳,۰۹	۲۹,۲۹	۱۹,۷۵
۵۰	۹۳,۵۴	۸۵,۰۷	۵۸,۰۶	۴۹,۲۳	۴۳,۰۸	۳۸,۴۹	۲۷,۴۷
۱۰۰	۱۱۳,۶۳	۱۰۲,۳۶	۶۸,۸۳	۵۸,۸۴	۵۱,۳۷	۴۹,۱۸	۳۴,۲۳

جدول ۳ – مقایسه نتایج روش جزئی با روش بیشینه سالانه با مدت یک‌روزه

دوره بازگشت (سال)	۲	۵	۱۰	۵۰	۱۰۰
Ts	۱۹/۸۱	۴۹/۳۶	۵۱/۶۸	۹۳/۵۴	۱۱۳/۶۳
Tx	۱۹/۸۱	۴۳/۶۳	۵۹/۴۵	۹۳/۵۱	۱۰۷/۶



نمودار ۱۴ – منحنی دبی-مدت-فراوانی VCXd ایستگاه آب‌سنجی سلطانی بافت

برای مقایسه نتایج روش جزئی با روش دبی ماکزیمم سالانه، جدول ۳ آورده شده است. Ts نتایج روش جزئی و Tx نتایج روش دبی بیشینه سالانه است. همان‌طور که اعداد جدول ۳ نشان می‌دهد، نتایج این دو کم و بیش نزدیک است. لازم به‌توضیح است که این نتایج نزدیک، به‌دلیل آمار نسبتاً طولانی مدت موجود (۲۷ سال) است. روش جزئی زمانی که آمار کم‌تری موجود باشد (کم‌تر از ۱۰ سال)، چون سریع‌تر به ارقام جامعه آماری سیل نزدیک می‌شود، ارجح است.

بر خلاف روش مرسوم نمونه‌گیری از داده‌های بیشینه سالانه، که به‌صورت یک عدد حداکثری در هر سال است، در این‌جا روشی که به‌کار گرفته شد، نمونه‌گیری سری‌های بالاتر از یک آستانه معین یا سری‌های جزئی بود. در این روش به‌جای یک نمونه در یک سال می‌توان چند نمونه را انتخاب و برازش آماری بر روی آن‌ها انجام داد و صرفاً نیاز به آزمون‌های استقلال و ایستائی نمونه‌ها است که این کار را می‌توان با تئوری‌ها و نرم‌افزارهای موجود انجام داد. با مقایسه نتایج دو روش فوق، اختلاف قابل ملاحظه‌ای به‌دست نیامد. چون در روش جزئی دبی پائین‌تر از آستانه را حذف می‌کند، این روش با آمارهای کم (۱۰ سال کم‌تر) به‌سرعت به‌سمت ثبات خود می‌رسد. در مطالعه حاضر، نرم‌افزارهای لازم برای به‌دست آوردن مدل‌های دبی-مدت-فراوانی با دقت و سرعت زیاد از داده‌های دبی مشاهده‌ای به‌وجود آمده است، چرا که با روش دستی فقط می‌توان بیشینه سالانه را به‌دست آورد و اگر مدت زمان نیز مد نظر باشد، جز با نرم‌افزار، کاری سخت طاقت‌فرسا خواهد بود. لازم به‌توضیح است که منحنی‌های دبی-مدت-فراوانی به‌شکل ساده خود تمام خصوصیات هیدرولوژیکی سیلاب‌ها را در هر نقطه از رودخانه نشان می‌دهند و مستقیماً قابل استفاده هستند. این منحنی‌ها مورد نیاز اکثر پروژه‌های مطالعاتی حوزه‌های آبخیز در ایران هستند.

منابع مورد استفاده

۱. ابراهیمی. ش، م. حیدری‌زاده و م. اژدری‌مقدم. ۱۳۸۲. استفاده از مدل دبی-مدت-فراوانی در پیش‌بینی پریودهای کم‌آبی در حوزه هلیل‌رود. چهارمین کنفرانس هیدرولیک ایران، شیراز، آبان‌ماه، ۱۳۸۲.

۲. حیدری‌زاده، م. ۱۳۷۹. نحوه توسعه مدل دبی- مدت- فراوانی بر پریدهای کم‌آبی و اهمیت آن دربرآورد دبی و حجم حداقل آب‌دهی رودخانه.، اولین کنفرانس ملی بررسی راه‌کارهای مقابله با کم‌آبی و خشکسالی. جهاد دانشگاهی استان کرمان، ۹ و ۱۰ اسفندماه ۱۳۷۹.

۳. حیدری‌زاده، م. ۱۳۸۲. توسعه مدل دبی-مدت-فراوانی در ایستگاه‌های هیدرومتری و تعمیم آن. گزارش نهائی، پژوهشکده حفاظت خاک و آبخیزداری.

۴. داسی، ب. ۱۳۷۸. ارزیابی منحنی‌های دبی-مدت-فراوانی جریان در سیستم سفره-رودخانه. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران.

۵. موسوی‌ندوشنی، س. ۱۳۷۸. انواع دبی‌ها در هیدرولوژی و نحوه نمونه‌گیری از آن‌ها. دانشکده صنعت آب و برق شهید عباس‌پور، گروه مهندسی آب.

6. Ashkar, F. and J. Rovsselle. 1978. Partial duration series modeling under the assumption of a poissonian flood count. Journal of Hydrology, 90:135-144.

7. Cox, D.R. 1966. Theorie du renouvellement. Monographies Dunod, 186p.

8. Cunnane, C. 1979. A note on the poisson assumption in partial duration series models. Water Resources research, 15(N2):489-494.

9. Miquel, J. 1994. Guide pratique d'estimation des probabilites de crue. Ed. Eyrolles, 160p.
10. Oberlin G., H. Ben Mansur and R. Ortiz. 1989. Generalization and standardization for three types of flow-duration-frequency curves in flood regime description and transfer. Proceedings of 1st FRIEND Symposium, Bolkesjö, Norvège, AISH Pub. N° 187.
11. Oberlin G., C. Leduc and L. Gazaull. 1990. Etiage on languedoc Roussillon. Gemagref Groupement de Lyon, Chhly 2072.
12. Ortiz R. 1986. Abaques debits - durees- frequences et transferts des stations aux sites. DEA ENHRTS (Univ. Strasbourg).
13. USWRC. 1976. Guide lines fordetermining flood flow frequency. United States Water Resources Council, Bull. 17, Hydrol. Comm. Washington, D.C., 73p.

Development of the QDF models using partial duration series, case study: Soltani station on Halilrood river

Majid Heidarzadeh[1], Assistant Professor, Soil Conservation and Watershed Management Research Institue, Iran
Seyed Said Moosavi nadooshani, Assistant Professor, Faculty of Water and Electricity, Shahid Abbaspour University, Tehran, Iran
Azadeh Mahdipoor, MSc, Agriculture and Natural Resources Research Center, Kerman, Iran

Received: 30 June 2010 **Accepted**: 15 November 2010

Abstract

In water resources projects, the maximum instantaneous discharge as well as the maximum average flood discharge and their corresponding volumes in any given durations and return periods are required. In this study a method selected to investigate the Partial Duration Series (PDS) where the sample sizes are greater than pre-identified thresholds. In this method, randomly several observations are selected for a given year while some years have no observation greater than the threshold.. Selecting the most appropriate observations as representative for floods is the main characteristic of the PDS method. In contrast, the main advantage of the Maximum Annual Series (MAS) can be referred to the inherent independence of the data. This subject can be validated and examined in the PDS using randomness and stationary tests. The Soltani hydrometric station in Halilrood River located in south-west of Kerman province, Iran was selected as a case study. Comparison of the theoretical results of the PDS and MAS methods indicated that the estimated values of PDS for 10 years and smaller return period are greater than those of MAS. However the results for this study area show this difference is negligible for 27 years data. The PDS method quickly approaches the population for a given data. Therefore the PDS is favorable for hydrometric stations with limited data availability. The required software coherent with Iranian data were prepared and presented in this study.

Key words: Flood, Instantaneous discharge, Maximum average flood discharge, Return period, Sampling

[1] heydarizadeh1@gmail.com