بررسي كارائي تابع توزيع احتمال مشتق شده بر مبناي بارندگي روزانه و پنج روز پيش

علي رضائي[1*]

[1] عضو هيئت علمي مركز بررسيات كشاورزي و منابع طبيعي زنجان، ايران

(تاريخ دريافت: ٨٦/٢/١٢، تاريخ تصويب: ٨٧/٢/٤)

چكيده

برآورد ميزان دبي اوج با دوره بازگشت‌هاي مختلف در حوزه‌هاي آبخيز بدون داده‌هاي آب‌سنجي يا با شمار داده‌هاي اندك، يكي از مشكلات فعلي طراحي در كشور است. در اين مقاله امكان بهره‌گيري از احتمال تركيبي بارندگي يك روز و بارندگي پنج روز پيش براي رسيدن به تابع توزيع احتمال دبي اوج در حوزه آبخيز طالقانرود – گلينك مورد بررسي است. بدين‌منظور ١٤٤ مورد دبي اوج مشاهده‌اي و بارندگي يك روز و پنج روز پيش مربوط به آنها جمع آوري شده و احتمال تركيبي آن دو محاسبه شده و برابر با احتمال رخداد همان دبي اوج منظور شده است. نمودار دبي‌هاي اوج و احتمال آنها با قبول فراواني ميانگين برابر با ٥٠ درصد پلات شده و معادله رياضي منحني پوش شاخه نزولي مورد استخراج قرار گرفت. بر پايه اين معادله بدست آمده، دبي‌هاي اوج با دوره بازگشت‌هاي متفاوت برآورد شده است. سپس بر پايه مجموعه ميزان دبي اوج سالانه اين حوزه در يك دوره ٣٠ ساله كه مستقل از داده‌هاي پيشين مي‌باشند، ميزان دبي اوج با دوره بازگشت‌هاي متفاوت با بهره‌گيري از هفت توزيع احتمالاتي متداول برآورد شده و با ميزان برآوردي به روش پيشي مقايسه شدند. نتيجه آنكه تابع توزيع استخراجي بر مبناي منحني پوش فراواني دبي اوج بدون تطبيق با ميانگين با همه توزيع‌هاي احتمالاتي مورد نظر سازگاري داشته و بر پايه ميانگين مربع خطا، بيشترين همخواني را با تابع توزيع احتمالاتي لوگ نرمال دو مشخصه‌اي دارد. در مقابل بهره‌گيري از منحني تجمعي احتمال تركيبي منجر به خطاي فاحش در برآوردها مي‌شود.

واژه‌هاي كليدي: بارندگي يك روز، بارندگي پنج روز پيش، تابع توزيع احتمال مشتق شده، دبي اوج

* نويسنده مسئول: تلفن: ٠٩١٢-١٤١٨٢٨٠ فاكس: ٠٢٤١-٢٢٢١٧٥٤ E-mail: Rezaei_ali@hotmail.com

مقدمه

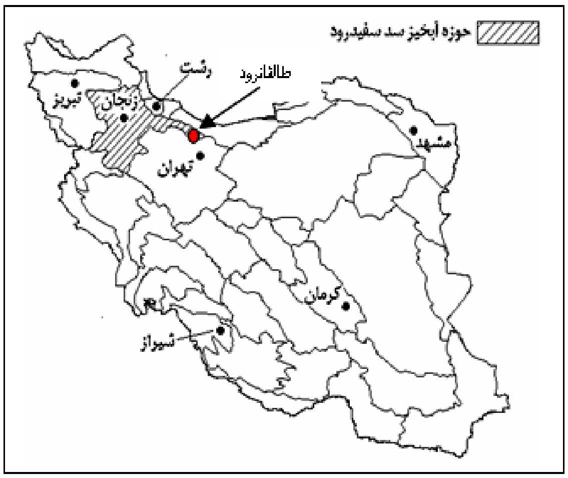
بهبود روش‌هاي برآورد دبي اوج با دوره بازگشت‌هاي مختلف در حوزه‌هاي آبخيز بويژه در حوزه‌هاي آبخيز بدون داده‌هاي آب‌سنجي و يا با داده‌هاي اندك، يكي از هدف‌هاي مورد نظر علم هيدرولوژي معاصر است. روند سيلابي يك حوزه، نتيجه انعكاس واكنشهاي متفاوت هيدرولوژيكي زير حوزه‌ها براي توليد رواناب مي‌باشد (Cunderlik and Burn, 2002). براي طراحي كليه پروژه‌هاي عمراني در ارتباط با منابع آب و حفاظت خاك و آبخيزداري، پيش بيني دبي‌هاي اوج با دوره بازگشت‌هاي مختلف، يكي از محاسبه‌هاي مهندسي مورد نياز است. اين برآوردها مي‌تواند با بهره گيري از فرمول هاي تجربي و يا تحليل منطقه‌اي سيلاب، براي حوزه‌هاي بدون داده‌هاي آب‌سنجي صورت گيرد. يا با بهره‌گيري از داده‌هاي دوره زماني دبي‌هاي اوج سالانه (و يا جزئي) و برازش آنها با يك تابع توزيع احتمالاتي مشخص در حوزه‌هاي داراي ايستگاه آب‌سنجي، دبي اوج با دوره بازگشت‌هاي مختلف مورد برآورد قرار گيرد. اما موضوع مهم نبود داده‌هاي آب‌سنجي در حوزه‌هاي كوچك و يا طول دوره آماري كم در حوزه‌هاي داراي ايستگاه آب‌سنجي مي‌باشد. كمبود داده‌ها و كوتاه بودن طول دوره آماري و دامنه زياد ميزان دبي‌هاي اوج سالانه، منجر به برآوردهاي متفاوت دبي‌اوج براي دوره‌بازگشت‌هاي متفاوت تنها با تغيير طول دوره آماري در يك ايستگاه آب‌سنجي مي‌شود (رضائي، ۱۳۸۵). لذا به نظر مي‌رسد با توجه به گستردگي به نسبت زياد ايستگاه‌هاي هواشناسي (باران‌سنجي) با طول دوره آماري قابل قبول در ايران، در صورت موفقيت در بدست آوردن تابع توزيع احتمالاتي دبي‌هاي اوج سالانه حوزه با توجه به شرايط بارندگي آن، گامي براي بهبود روش‌هاي برآورد دبي اوج با دوره بازگشت‌هاي مختلف در حوزه‌هاي كوچك بدون داده‌هاي آب‌سنجي يا با داده‌هاي اندك، برداشته شود.

با توجه به ويژگيهاي احتمالاتي برآوردهاي دبي اوج با دوره بازگشت‌هاي معين، توزيع‌هاي احتمالاتي متفاوتي براي اين كار بهره گيري مي‌شود. تلوري (۱۳۸۲) براي تحليل منطقه‌اي سيلاب در شمال كشور و بدست آوردن رابطه هاي رگرسيوني براي برآورد دبي اوج در حوزه‌هاي بدون داده، دوره آماري ۲۷ ساله را مبناي محاسبه قرار داده و توزيع احتمالاتي غالب را لوگ نرمال سه متغيره تشخيص داده است. در اين بررسي به تغييرهاي دوره آماري مورد گزينش و اثر آن در برآوردهاي دبـي اوج با احتمال رخداد متفاوت اشـاره‌اي نشده است. اسلاميـان و چاوشـي بروجني (۱۳۸۲) مناسب‌تر توزيع احتمالاتي را براي ۲۷ حوزه آبخيز در ايران مركزي بر مبناي طول دوره آماري پنج سال تا ٤٥ سال، لجستيك تعميم يافته، ميزان حد تعميم يافته، نرمال تعميم يافته، پيرسون نوع سوم و پارتو تعميم يافته تشخيص داده و تحليل منطقه‌اي سيل را انجام داده است. اميري و كوپائي (۱۳۸۲) در هفت حوزه آبخيز استان بوشهر مناسب تر توزيع احتمالاتي را بر مبناي معيار جمع مربع خطا، در پنج حوزه توزيع احتمالاتي لوگ نرمال سه مشخصه‌ي و در دو حوزه ديگر توزيع گمبل و نرمال تعيين كرده‌اند. در امريكا براي تحليل فراواني سيلاب‌ها، توزيع احتمالاتي لوگ پيرسون نوع III را براي برازش به داده‌هاي دبي اوج سالانه در هر حوزه توصيه نموده‌اند (USWRC، ۱۹۸۱). همچنين براي برآورد دبي‌هاي كمينه با دوره بازگشت‌هاي متفاوت نيز، اين توزيع مورد تاكيد است (Kroll and vogel، ۲۰۰۲). كمينه طول دوره آماري مورد احتياج براي محاسبه دوره‌هاي برگشت، دست كم ۱۰ سال با دوره زماني پيوسته توصيه شده است (Doheny Edward J. and J. A. Dillow، ۱۹۹۹). به طور خلاصه آنچه از بررسي سابقه پژوهشي مرتبط با موضوع بر مي‌آيد نشان مي‌دهد كه طول دوره آماري موجود در هر ايستگاه آب‌سنجي پايه گزينش و بهره گيري از توزيع‌هاي احتمالاتي بوده و توجهي نيز به گزينش دوره‌هاي آماري متفاوت و اثر آن در برآوردها نشده است. در ورتي كه بويژه در شرايط اقليمي نيمه خشك ضريب تغيير داده‌هاي دبي اوج سالانه زياد بوده و بايستي طول دوره آماري بزرگتري را (حدود بيش از ۳۰ سال) در اختيار داشت. بدين لحاظ سينگ و همكاران (۲۰۰۵) اعلام مي‌دارند كه روش برازش منحني براي تحليل فراواني سيلاب بر پايه پلات نمودن موقعيت نقطه هاي بر روند منحني يك توزيع احتمال گزينشي با روند توزيع احتمالاتي واقعي ناشناخته سيلاب، همخواني ندارد.

توزيع فراواني سيل مشتق شده از تركيب مدل احتمالاتي باران با يك مدل «بارندگي ـ رواناب» بدست مي‌آيد تا ازاين راه يك تابع توزيع احتمالاتي بر آورد دبي اوج مبتني بر شرايط فيزيكي توليد شود (.Goel, eta، ٢٠٠٠). براي بدست آوردن تابع توزيع مشتق شده كوششهايي در داخل و خارج كشور صورت گرفته است. سلطاني،كوپائي و مهدوي (١٣٨٤)، توزيع تناوب سيل مشتق شده را براي حوزه آبخيز مندرجان در اصفهان مورد استخراج و ارزيابي قرار داده‌اند. آنان نتيجه گرفته‌اند كه اين روش مي‌تواند جايگزين مناسبي در حوزه‌هاي بدون آمار باشد ولي برآورد مناسبي براي دوره بازگشت‌هاي بالا ندارد. گوئل و همكاران (٢٠٠٠) توزيع فراواني مشتق شده سيل را در ارتباط با همبستگي بين شدت بارندگي و تداوم را در هند (زير ناحيهc٣) و آمريكا با منظور نمودن رابطه همبستگي منفي يا مثبت بين شدت و تداوم بارندگي مورد بررسي قرار داده‌اند. براي مدل نمودن بارندگي-رواناب از شاخص ميانگين تلفات و آبنمود واحد لحظه‌اي ژئومورفوكليماتيك بهره‌گيري نموده‌اند. نتايج كار آنان نشان مي‌دهد كه همبستگي شدت و تداوم بارندگي تاثير مهمي بر منحني توزيع فراواني مشتق شده دارد و اين روش مي‌تواند براي برآورد دبي‌هاي اوج در حوزه‌هاي بدون ايستگاه آب‌سنجي كاربرد داشته باشد. فرانچيني و همكاران (٢٠٠٣) با قبول اينكه رژيم رطوبتي حوزه مي‌تواند تاثير بسزائي در شكل منحني فراواني سيلاب داشته باشد، لذا مرتبط نمودن توزيع احتمالاتي رطوبت خاك در زمان رخداد رگبار با رژيم بارندگي و منحني فراواني سيلاب را يك نكته كليدي بيان نموده‌اند و نتيجه عملي آنرا استخراج منحني فراواني سيلاب از توزيع احتمالاتي بارندگي‌ها و رفتار احتمالاتي رطوبت خاك مي‌دانند. آنان با فرض مستقل بودن رگبارها و ضريب رواناب و تلفيق تابع توزيع احتمالاتي آن دو در يك ناحيه‌اي از ايتاليا تابع توزيع احتمالاتي سيل را بدست آورده و مورد آزمون و اعتبار سنجي قرار داده‌اند. فرانچيني و همكاران (٢٠٠٥) براي برآورد دبي اوج با دوره بازگشت مورد نظر، فرمول‌بندي احتمالاتي فرمول منطقي را (كه اشاره به ذات توليد سيلاب دارد) پيشنهاد نموده‌اند. آنان معتقدند كه در اين حالت، تغيير طبيعي ضريب رواناب و عمق بارندگي مانند همخواني بر رخداد سيلابي، قابل بهره گيري و سودمند براي بدست آوردن منحني توزيع احتمالاتي سيلاب مي‌باشند.

مواد و روش‌ها

اين بررسي در حوزه آبخيز رودخانه طالقان در مقطع خروجي آبادي گلينك (ايستگاه آب‌سنجي) انجام گرفته است. اين حوزه داراي گسترده اي برابر با ٨٣٨ كيلومتر مربع، زمان تمركز حدود ٦ ساعت و ارتفاع ميانه ٢٧٢٠ متر بوده و از سرشاخه‌هاي پرآب رودخانه شاهرود مي‌باشد (شكل ١).



شكل ١- موقعيت حوزه طالقان رود

روش بررسي اتخاذ شده مبتني بر قبول اين نظريه است كه تابع چگالي احتمال دبي اوج بدست آمده تلفيق تابع چگالي احتمال متغيرهاي مستقل و وابسته تاثير گذار بر بزرگي دبي اوج (عمق رواناب بيشتر) مي‌باشد. عمده اين عامل‌ها شامل شدت، مدت بارندگي و رطوبت پيشين خاك مي‌باشد. در اين بررسي براي ساده‌سازي و در اختيار گرفتن داده‌هائي قابل دسترس، بارندگي پنج روز پيش به عنوان معرف رطوبت خاك (P_5) و بارندگي يك روزه (P_1) به عنوان شدت ميانگين بارندگي اين حوزه در نظر گرفته شده است (رضائي و همكاران، ١٣٨٣). به منظور بهره گيري بهينه از داده‌ها، براي تحليل فراواني سيلاب، از مجموعه ميزان هاي جزئي دبي اوج (Qp) بهره گيري شده است.

داده‌هاي (P_1) و (P_5) مانند هر (Qp) از گزارش‌ها سيلاب و ايستگاه‌هاي هوا شناسي مستقر در سطح حوزه (جدول ۱) استخراج شده و با ميانگين گيري حسابي از بارندگي يك روزه ثبت شده، ميانگين بارندگي يك روز و پنج روز همانند هر دبي اوج، محاسبه شده است. شمار مجموعه داده‌هاي مورد بهره‌گيري، شامل ۱٤٤ مجموعه بوده و هر مجموعه شامل داده‌هاي (P_1)، (P_5) و (Qp) مي‌باشد. براي درك ارتباط متغيرهاي با همديگر و اطمينان از مرتبط بودن آنها با متغير وابسته، ماتريس همبستگي آنها با بهره‌گيري از نرم‌افزار SPSS تهيه شده است (جدول ۱).

جدول ۱- ايستگاه‌هاي هواشناسي موجود در داخل حوزه آبخيز طالقانرود - گلينك

نام حوزه	نام ايستگاه	نوع ايستگاه	سال‌هاي آماري	ارتفاع از سطح دريا	عرض جغرافيايي	طول جغرافيايي	سازمان مسئول
طالقان رود - گلينك	گليرود	باران سنجي	۱۳٤٤	۲۱۰۰	۳٦-۰۹	۵۰-۵۱	نيرو
	ساكرانچال	باران سنجي	۱۳٤٤	۲۳۰۰	۳٦-۱۱	۵۰-۵۰	نيرو
	ديزان	باران سنجي	۱۳٤۵	۲۳۰۰	۳٦-۱۳	۵۰-۵۷	نيرو
	دهدر	باران سنجي	۱۳۷۵	۲۸۰۰	۳٦-۱۲	۵۱-۰٤	نيرو
	گته ده	باران سنجي	۱۳٤٤	۲۳۰۰	۳٦-۰۸	۵۱-۰۵	نيرو
	گلينك	تبخيرسنجي	۱۳٤٤-۱۳٦۵	۱۸۵۰	۳٦-۰۹-۵۷	۵۰-٤۵-۰٤	نيرو
	جوستان	تبخيرسنجي	۱۳۷۰	۱۹۹۰	۳٦-۱۱-۲۲	۵۰-۵۳-٤٤	نيرو
	هرنج	كليماتولوژي	۱۳۵۱	۱۹۸۰	۳٦-۱٦	۵۰-٤٦	هوا

براي رسيدن به مدل رياضي توزيع احتمالاتي تركيبي P1 و P5 از رابطه عمومي ناگائو و كادويا (۱۹۷۱) بهره‌گيري شد (معادله ۱ و ۲). در اين رابطه وجود ضريب همبستگي معني‌دار مثبت يا منفي بين متغيرها، مشكلي در ايجاد مدل احتمالاتي ايجاد نمي‌نمايد (Goel and eta., 2000).

$$Q_{PT} = f(P_{1T}, P_{5T}) \quad (۱)$$

(۲)

$$f_{P_{1T}P_{5T}}(P_1, P_5) = \frac{\beta\delta}{1-\rho}\exp(-\beta_1 P_1 - \beta_2 P_5) \times I_0\left[\frac{2(\rho\beta\delta p_1 p_5)^{\frac{1}{2}}}{1-\rho}\right]$$

Q_{PT} = دبي اوج سيلابي با دوره بازگشت T سال (مترمكعب بر ثانيه)

P_{1T} = بارندگي P1 با دوره بازگشت T سال (ميليمتر بر روز)

P_{5T} = بارندگي پنج روزه با دوره بازگشت T سال (ميليمتر بر روز)

β = عكس ميانگين P1 (روز بر ميليمتر)

δ = عكس ميانگين بارندگي پنج روز پيش (روز بر ميليمتر)

ρ = ضريب همبستگي P1 با P5

β_1 = بنابه رابطه (۳)

β_2 = بنابه رابطه (٤)

I_0 = تابع اصلاح شده بيسيل با درجه صفر (معادله ۵ و٦)

$$\beta_1 = \frac{\beta}{1-\rho} \quad (۳)$$

$$\beta_2 = \frac{\delta}{1-\rho} \quad (٤)$$

معادله اصلاح شده بيسيل به صورت زير قابل تبيين است (Gradshteyn and Ryzhik, 1965):

$$I_0(z)=\sum_{k=0}^{\infty}\frac{(z/2)^{2k}}{(k!)^2} \qquad (٥)$$

$$Z=\left[\frac{2(\rho\beta\delta)^{\frac{1}{2}}}{1-\rho}\right] \qquad (٦)$$

با تركيب معادله‌هاي (٢)، (٥) و (٦) معادله (٧) بدست مي‌آيد.

$$f_{P_{1T},P_{5T}}(P_1,P_5)=\sum_{K=0}^{\infty}\eta_K(P_1P_5)^K\exp(-\beta_1P_1-\beta_2P_5) \qquad (٧)$$

به‌طوري كه (η_K) از رابطه (٨) محاسبه مي‌شود.

$$\eta_K=\frac{\rho^K(\beta\delta)^{K+1}}{(1-\rho)^{2K+1}(k!)^2} \qquad (٨)$$

با توجه به اينكه، كمترين مقدار بارندگي پنج روز پيش در مجموعه داده‌هاي مورد بهره‌گيري برابر با صفر و بارندگي يك روز نيز برابر با ١/٨ ميليمتر است. لذا تابع توزيع احتمال تجمعي دبي اوج مانند اين بارندگي‌ها، نتيجه انتگرال‌گيري از معادله (٧) در دامنه صفر تا بي‌نهايت مي‌باشد (معادله‌هاي ٩، ١٠ و ١١).

$$PQ_{P_1P_5}=\int_0^{\infty}\left[\int_0^{\infty}f_{P_{1T},P5T}(P_1,P_5)dP_1\right]dP_5 \qquad (٩)$$

$$PQ_{P_1P_5}=\sum_{K=0}^{\infty}\eta_K\int_0^{\infty}p_5{}^k\exp(-\beta_2P_5)dp_5\times\int_0^{\infty}p_1{}^k\exp(-\beta_1p_1)dp_1 \qquad (١٠)$$

$$PQ_{P_1P_5}=\sum_{K=0}^{\infty}\eta_K\left[\frac{k!}{\beta_2{}^{k+1}}-\exp(-\beta_2p_5)\sum_{n=1}^{k}\frac{k!}{n!}\frac{p_5{}^n}{\beta_2{}^{k-n+1}}\right]\times\left[\frac{k!}{\beta_1{}^{k+1}}-\exp(-\beta_1p_1)\sum_{n=1}^{k}\frac{k!}{n!}\frac{p_1{}^n}{\beta_1{}^{k-n+1}}\right] \qquad (١١)$$

معادله‌هاي ٧ و ١١ به صورت عددي حل شده و مورد تفسير قرار مي‌گيرند. در تهيه نمودار فراواني بدست آمده از معادله ٧، درآغاز بيشترين احتمال (فراواني) بدست آمده كه بيانگر ميانگين دبي‌هاي اوج است، برابر با ٠/٥ (احتمال ٥٠%) قرار داده و سپس احتمال بقيه مجموعه ها به همان نسبت تعديل مي‌شوند. معادله رياضي منحني پوش شاخه نزولي منحني توزيع فراواني دبي‌هاي اوج معمولي مشاهده‌اي بدون همخواني با مقدار ميانگين و يا همخواني با ميانگين تهيه شده و نسبت به برآورد بيشينه دبي‌هاي اوج با دوره بازگشت‌هاي مختلف اقدام شده است. همچنين بر پايه معادله ١١ توزيع تجمعي فراواني دبي‌هاي اوج معمولي مشاهده‌اي تهيه شده و مثل روش پيش اقدام شده است. در مرحله بعدي با بهره‌گيري از داده‌هاي حد (بيشينه دبي‌هاي اوج سالانه) و برازش آنها با توزيع‌هاي احتمالاتي مختلف شامل لوگ نرمال دو مشخصه اي، لوگ نرمال سه مشخصه‌اي، پيرسون تيپ ٣، لوگ پيرسون تيپ ٣، گمبل و ميزان حد معمولي (GEV) و به كمك نرم افزار smada برديگر دبي‌هاي اوج با دوره بازگشت‌هاي متفاوت تهيه شده‌اند. در نهايت با بهره‌گيري از معيار ميانگين مربع خطا (MSE) بيشينه دبي‌هاي اوج سالانه محاسبه شده از روش‌هاي مختلف باهم مقايسه شده‌اند.

نتايج

تحليل آماري رابطه بين دبي اوج با بارندگيهاي همانند يك روز و پنج روز پيش، بيانگر همبستگي در سطح خطاي يك درصد دبي اوج با بارندگي يك روز و در سطح پنج درصد خطا با بارندگي پنج روز مي‌باشد. همچنين

بارندگي‌هاي يك روز و پنج روز همانند نيز داراي سطح معني‌داري يك درصد با هم‌ديگر هستند (جدول ۲).

جدول ۲- ماتريس همبستگي متغيرها با همديگر در آبخيز طالقانرود ـ گلينك

		QP	P1	P5
QP	ضريب همبستگي پيرسون	۱	‎.۵۲۷ (**)	‎.۲۱۲ (*)
	ارزش احتمال دو دامنه	.	‎.۰۰۰	‎.۰۱۱
	شمار	۱۴۴	۱٤٤	۱٤٤
P1	ضريب همبستگي پيرسون	‎.۵۲۷ (**)	۱	‎.۳۵۵ (**)
	ارزش احتمال دو دامنه	‎.۰۰۰	.	‎.۰۰۰
	شمار	۱٤٤	۱٤٤	۱٤٤

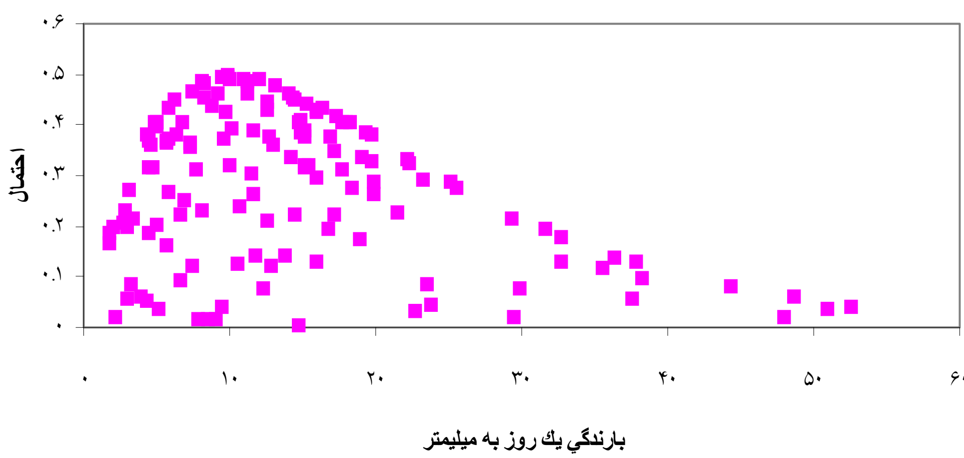
** سطح معني‌داري يك درصد * سطح معني‌داري پنج درصد

با حل عددي معادله (۷)، احتمال رخداد همانند هر جفت بارندگي يك روز و پنج روز پيش و در نتيجه دبي اوج همانند با در نظر گرفتن احتمال رخداد ۵۰ درصد براي ميانگين متغيرها بدست آمده است (شكل هاي ۲، ۳، ٤). همچنانكه بررسيهاي چشمي نمودارهاي مزبور نشان مي‌دهد، منحني پوش نمودارهاي مربوط به بارندگي يك روزه و بارندگي پنج روز پيش، بيانگر يك توزيع احتمالاتي كامل بوده ولي منحني پوش احتمالاتي دبي‌هاي اوج دچار پراكندگي زياد بويژه در تاج است. همچنانكه ملاحظه مي‌شود ميزان دبي اوج معمولي مشاهده‌اي با فراواني ۵۰ درصد، داراي دامنه نوسان بين ۵/۵ الي ٦٤ متر مكعب بر ثانيه مي‌باشد. معادله رياضي پوش شاخه نزولي دبي‌هاي اوج بر پايه شكل ٤ به صورت معادله نمائي شماره ۱۲ با ضريب (R^2=۰/۹۰۷٦) و با اعمال اين محدودبت كه ميانگين مجموعه داده‌هاي دبي اوج (۳۰/۴ مترمكعب بر ثانيه) داراي فراواني برابر با ۰/۵ است، بصورت معادله نمائي شماره ۱۳ بدست آمده و تابع آنها رسم شده است (شكل ۵).

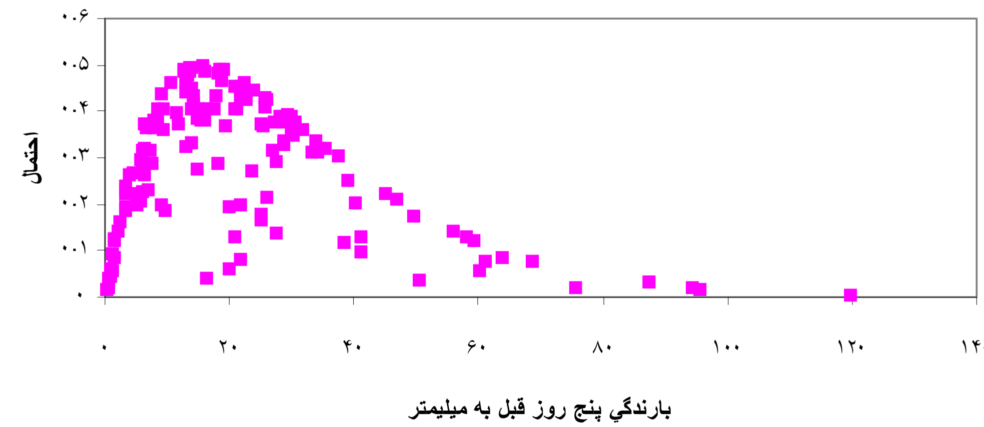
$$p = 1.7605e^{-0.0173Q} \quad (۱۲)$$

$$p = 0.846e^{-0.0173Q} \quad (۱۳)$$

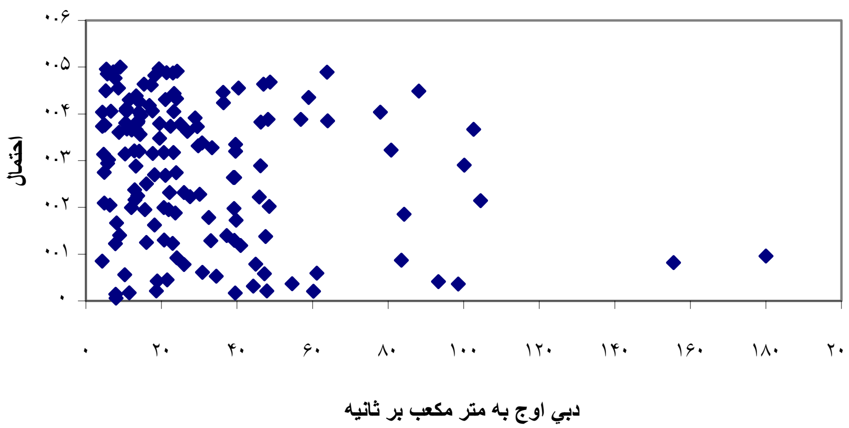
P= احتمال رخداد برابر يا بيشتر (فراواني)، Q= دبي اوج (متر مكعب بر ثانيه)



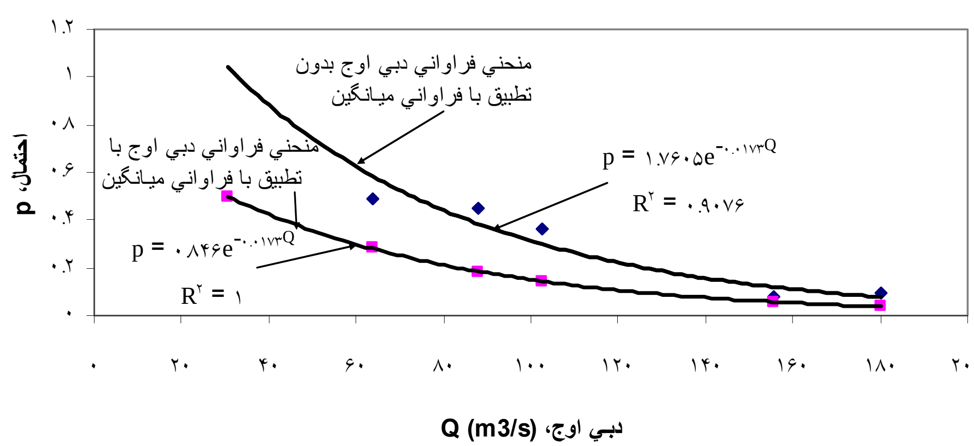
شكل ۲- نمودار رابطه احتمال تركيبي بارندگي يك روزه



شکل ٣- نمودار رابطه احتمال ترکيبي بارندگي پنج روز پيش براي هر رخداد سيلابي

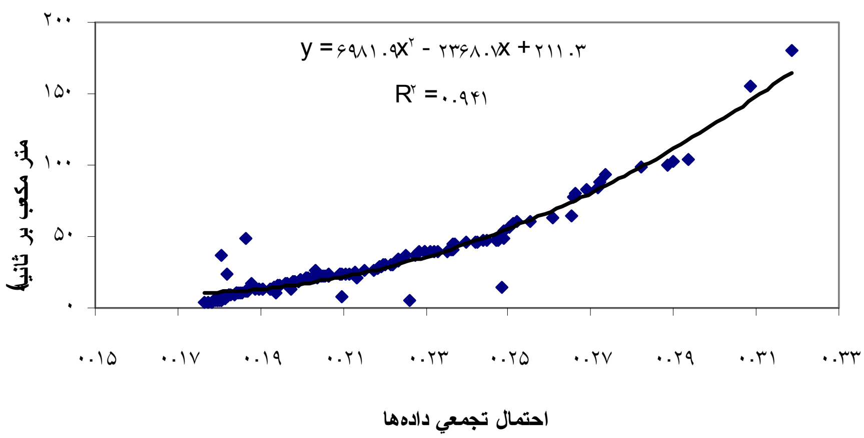


شکل ٤- نمودار رابطه احتمال ترکيبي دبي اوج



شکل ۵- منحنيهاي احتمالاتي مشتق شده دبي اوج بدون همخواني و با همخواني با احتمال ميانگين

بر پایه حل عددي معادله ۱۱، مناسب‌ترین مدل رياضي برازش یافته يك معادله درجه دوم بوده (شكل ٦) و بيشينه دبي‌هاي اوج برآوردي آن در مقايسه با ساير روش‌ها ميزان هاي بسيار بزرگ را نشان مي‌دهد (جدول ۳). درضمن با پايه قرار دادن ميزان دبي اوج برآوردي از تابع توزيع احتمالاتي استخراجي بدون همخواني با ميانگين (ED) و محاسبه ميانگين مربع خطاي، بيشينه دبي‌هاي اوج سالانه برآوردي از راه ساير توزيع‌هاي احتمالاتي با دوره بازگشت‌هاي مختلف نسبت به آن نشان مي‌دهد كه مناسب ترين توزيع احتمال، لوگ نرمال دو مشخصه اي مي‌باشد (جدول ۳ و شكل ۷).

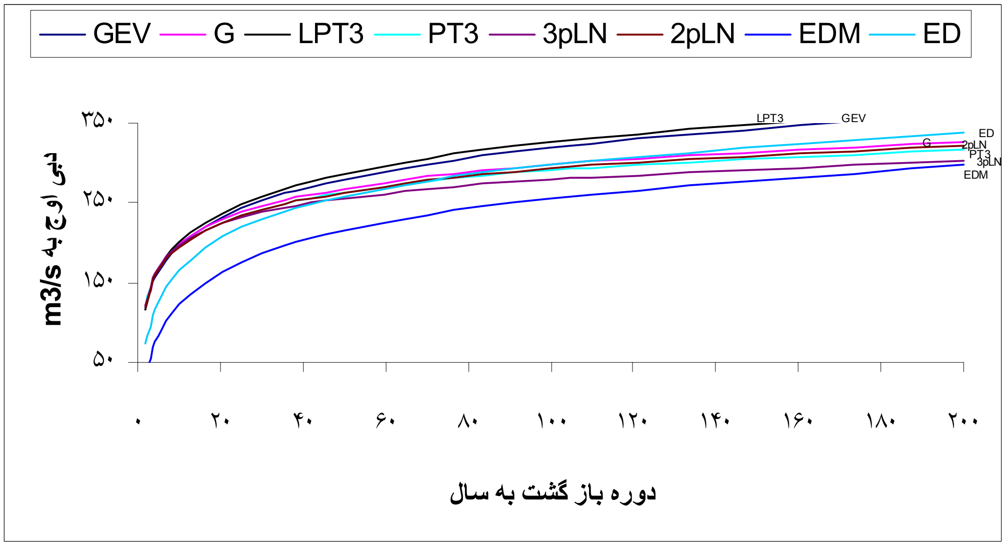


شكل ٦- منحني‌هاي احتمالاتي مشتق شده دبي اوج بر پايه روش تجمعي

جدول ۳- ميزان دبي اوج برآوردي با دوره بازگشت‌ها و توزيع‌هاي احتمالاتي مختلف براي حوزه آبخيز طالقان‌رود – گلينك

T	P	ED	EDM	EDC	2pLN	3pLN	PT3	LPT3	G	GEV
۲۰۰	۰/۰۰۵	۳۳۹	۲۹۷	٤٧٦٧	۳۲۲	۳۰۳	۳۱۸	۳۷۰	۳۲٦	۳٦۳
۱۰۰	۰/۰۱	۲۹۸	۲٥٦	٤٧۰۹	۲۹۳	۲۷۹	۲۹۱	۳۲۷	۲۹۷	۳۲۰
٥۰	۰/۰۲	۲٥۹	۲۱٦	٤٥۹٥	۲٦۳	۲٥٥	۲٦۳	۲۸۷	۲٦۸	۲۸۰
۲٥	۰/۰٤	۲۱۹	۱۷٦	٤۳۷۲	۲۳٤	۲۳۱	۲۳٥	۲٤۸	۲۳۹	۲٤۳
۱۰	۰/۱	۱٦٦	۱۲۳	۳۷۳٥	۱۹٥	۱۹٦	۱۹۷	۲۰۱	۲۰۰	۱۹۷
٥	۰/۲	۱۲٦	۸۳	۲۷۸٥	۱٦٥	۱٦۸	۱٦٦	۱٦٥	۱٦۸	۱٦۳
۳	۰/۳۳	۹٦	٥٤	۱۷۳٥	۱٤۱	۱٤٤	۱٤٤	۱٤۱	۱۳۹	۱٤۳
۲	۰/٥	۷۳	۳۱	۷۷۲	۱۱۹	۱۲۱	۱۱۸	۱۱۷	۱۲۱	۱۱٦

T= دوره بازگشت به سال، P= احتمال رخداد برابر يا بيشتر، ED= تابع توزيع استخراجي بدون همخواني دادن با ميانگين، EDM= تابع توزيع استخراجي با همخواني دادن با ميانگين، EDC= تابع توزيع استخراجي بر پايه تجمعي، 2pLN = تابع توزيع لوگ نرمال دو مشخص‌اي، 3pLN= تابع توزيع لوگ نرمال سه مشخصهي، PT3= تابع توزيع پيرسون تيپ سه، G= تابع توزيع گمبل، GEV= تابع توزيع ميزان حد معمولي



شكل ٧- منحنيهاي دبي اوج با دوره بازگشتهاي مختلف بر پايه شش توزيع احتمالاتي شناخته شده و دو توزيع **ED** و **EDM**

بحث

با توجه به جدول شماره ٢ ماتريس همبستگي، وجود رابطه كامل دبيهاي اوج مورد مشاهده با بارندگيهاي يك روز و پنج روز پيش همانند مورد تائيد ميباشد. لذا قبول امكان محاسبه احتمال رخداد دبيهاي اوج متناسب با احتمال تركيبي آن دو منطقي ميباشد. اما موضوع مهم آن است كه دادههاي دبي اوج و بارندگيهاي يك روزه و پنج روز پيش همانند آنها، از نوع دادههاي حدي سالانه و يا مجموعه هاي حد جزئي نيستند و همين موضوع باعث پيدايش منحني توزيع احتمالاتي مندرج در اشكال ٢، ٣ و ٤ ميشود. همچنانكه ملاحظه ميشود آرايش نهائي دادههاي پلات شده و يا به عبارتي منحني پوش آنها در ارتباط با بارندگي يك روزه و پنج روزه به طور كامل يك منحني توزيع فراواني ساده چوله به راست را با واقع شدن شماري از دادهها در داخل منحني نشان ميدهد. البته از ديدگاه لازم بود كليه دادهها در روي منحني پوش قرار ميگرفتند. ولي به دليل وجود خطاها در اندازهگيريها، استخراج دادهها، روشهاي محاسباتي و بويژه ساير عامل هاي محيطي موثر بر رابطه بارش-رواناب مانند توزيع زماني و مكاني بارندگي يك روزه، منجر به اريب دادهها از روي منحني پوش شده است. در شكل ٤ وضعيت از حالت پيش هم دچار پراكندگي بيشتر بوده و قسمت تاج منحني بسيار پهن ميباشد اما شكل منحني در شاخه نزولي چوله به راست بودن را بمانند منحنيهاي اشكال ٢ و ٣ نشان ميدهد. از اين موضوع چنين برداشت ميشود كه شاخه نزولي منحني فراواني دبيهاي اوج داراي هماهنگي با منحنيهاي فراواني بارندگيهاي يك روز و پنج روز ميباشد. علت پراكندگي در تاج منحني فراواني دبي اوج، ناشي از متاثر بودن دبيهاي با ميزان كم و ميانگين از عامل هاي محيطي به غير از دو عامل مورد نظر ميباشد. از جمله اين عامل هاي محيطي ميتوان به افزايش ذوب برف در هنگام بارندگي، توزيع زماني مقدار بارندگي يك روزه، رخداد شدت هاي بارندگي كوتاه مدت شديد در داخل بارندگي يك روزه و تغيير شديد در ميزان تبخير و تعرق در فاصله پنج روز پيش را نام برد. از آنجا كه هدف از تحليل احتمالاتي، رسيدن به دبيهاي اوج حدي سالانه با دوره بازگشتهاي مختلف ميباشد. لذا برازش يك منحني به شاخه نزولي منحني پوش دبيهاي اوج معمولي (مندرج در شكل شماره ٤) بايستي نشاندهنده منحني توزيع فراواني دبيهاي اوج حدي سالانه باشد. زيرا منحني پوش نشانگر

بالاترين فراواني و ميزان دبي اوج همانند هستند. از آنجا که ميزان بيشينه دبي اوج برآوردي از معادله ۱۲ با بيشينه دبي‌هاي اوج سالانه (با دوره بازگشت‌هاي متفاوت) برآوردي از راه توزيع‌هاي احتمالاتي معمول بويژه با توزيع احتمالاتي دو مشخصه‌اي بيشترين همخواني را دارد، ثابت مي‌کند که استخراج تابع توزيع احتمالاتي بر پايه ميزان حد سالانه بارندگي يك روز (٢٤ ساعته) و پنج روز مي‌تواند بيانگر تابع توزيع احتمالاتي سيل در آن حوزه باشد. ولي در مقابل منحني احتمال تجمعي مندرج در شکل ٦ چنين موضوعي را دنبال ننموده و برآورد بسيار زياد و غير معقول (جدول ۳) را نشان مي‌دهد. دليل اين امر را بايستي در ويژگي معادله ۹ جستجو کرد. همچنانکه از معادله مزبور بر مي‌آيد به ازاء کليه جفت بارندگي‌هاي يك روز و پنج روز انتگرال‌گيري شده و احتمال تجمعي آنها محاسبه مي‌شود. اين ويژگي در شکل ٦ نيز مشهود بوده و به غير از شش نقطه پرت، ما بقي نقطه‌هاي به تقريب به صورت پيوسته و پشت سرهم رديف شده‌اند. اين پديده به معني آن است که داده‌هاي حدي و غير حدي در اين حالت قابل جداسازي نبوده و منجر به افزايش فراواني و در نتيجه افزايش احتمال رخداد برابر يا بيشتر (کاهش دوره بازگشت) دبي‌هاي اوج حدي و تمرکز آنها درپيرامون ميانگين شده است (شکل ۷). نتيجه نهائي آنکه تنها بر پايه معادله ۷ و برازش منحني بر شاخه پوش نزولي (شکل ٥) مي‌توان معادله رياضي توزيع احتمالاتي دبي‌هاي اوج حد سالانه را بر پايه احتمال ترکيبي بارندگيهاي يك روز و پنج روز حدي سالانه بدست آورد. اين يافته همانند يافته‌هاي فرانچيني و همکاران (۲۰۰۵) است که با بهره‌گيري از توزيع احتمالاتي پواسون و به صورت تحليلي اعلام مي‌دارند که ممان دوم (واريانس) توزيع احتمالاتي بيشينه ضريب رواناب سالانه (داده‌هاي تصادفي بيشينه عمق رواناب سالانه) کنترل کننده ممان سوم توزيع احتمالاتي داده‌هاي تصادفي دبي‌هاي اوج سالانه بوده و به اين خاطر شکل توزيع احتمالاتي به‌صورت منحني است. البته با توجه به جستجوي منابع علمي، کاري همانند اين بررسي که تنها رابطه فراواني ترکيبي بارش روزانه و پنج روز پيش حدي سالانه را در ارتباط با فراواني دبي‌هاي اوج حدي سالانه مورد بررسي قرار دهد بدست نيامد. ولي در کارهاي همانند انجام يافته سعي کرده‌اند با بهره‌گيري از يک مدل بارش-رواناب و محاسبه فراواني دبي‌هاي اوج برآورد شده آنها را با دبي‌هاي حدي سالانه مورد مقايسه قرار دهند. از جمله آرونيکا و کاندلا (۲۰۰۷) براي رسيدن به دبي اوج با دوره بازگشت معين در يک حوزه آبخيز بدون داده‌هاي اندازه‌گيري دبي، اندازه شماره منحني سازمان حفاظت خاک آمريکا (SCS-CN) را پايه احتمالاتي قرار داده و به نتايج رضايت بخش رسيده است. در واقع در اين بررسي نيز، احتمالات عمق بارش و بارندگي پنج روز پيش (به عنوان رطوبت پيشين خاک) بمانند اين بررسي تعيين کننده اندازه و دوره بازگشت دبي اوج بوده است. لذا به نظر مي‌رسد تحليل احتمالات ترکيبي داده‌هاي حدي بارندگي روزانه و پنج روز پيش سالانه همخواني با تابع توزيع احتمالاتي داده‌هاي حدي سالانه دبي اوج بوده و بدين گونه مي‌توان مشکل نبود و يا کمبود داده‌هاي دبي اوج سالانه در حوزه‌هاي آبخيز مورد نظر را برطرف نمود. ولي براي رسيدن به اطمينان بيشتر انجام بررسي‌هاي همانند را در ساير حوزه‌ها، توصيه مي‌نمايد.

منابع

۱- اميري، فاضل و جهانگير عابدي کوپائي، ۱۳۸۲. گزينش مناسب‌ترين توزيع فراواني براي پيش‌بيني دبي حداکثر لحظه‌اي، هشتمين سمينار آبياري و کاهش تبخير، ص ص: ۳۹۸-۳۸۹.

۲- اسلاميان، سيد سعيد و ستار چاوشي بروجني، ۱۳۸۲، کاربرد تئوري گشتاورهاي خطي در تحليل تناوب سيل حوزه هاي آبخيز مرکزي ايران، مجله علوم و فنون کشاورزي و منابع طبيعي، شماره اول، ص: ۱۷-۱.

۳- تلوري، عبدالرسول. ۱۳۸۲. روش‌هاي برآورد جريان حداکثر لحظه‌اي سيل در حوزه‌هاي شمال کشور، پژوهش و سازندگي، شماره ۵۸، صفحه: ۱۳-۱.

٤- رضائي، علي، ١٣٨٥. بررسي اثر سريهاي زماني در برآورد دبي اوج، چكيده مقالات اولين همايش منطقه اي بهره برداري بهينه از منابع آب حوضه هاي كارون و زاينده رود، دانشگاه شهر كرد، ص: ١٢٨.

٥- رضائي، علي، محمد مهدوي، كارو لوكس، سادات فيض‌نيا، محمد حسين مهديان، ١٣٨٣. مدلسازي منطقه‌اي دبي اوج زير حوزه‌هاي آبخيز سد سفيدرود با بهره گيري از شبكه عصبي مصنوعي، رساله دكتري آبخيزداري، دانشكده منابع طبيعي دانشگاه تهران، ص ١٤١.

٦- سلطاني كوپائي، سعيد، محمد مهدوي، ١٣٨٤. توزيع تناوب سيل مشتق شده بر پايه آبنمود واحد لحظه‌اي ژئومورفوكليماتيك و تابع چگالي بارش مازاد حوزه (مطالعه موردي حوزه مندرجان)، مجله منابع طبيعي ايران، جلد ٥٨، شماره ١، ص ص: ٤٨-٣٥.

7- Aronica, G. T. and A. Candela, 2007, Derivation of flood frequency curves in poorly gauged Mediterranean catchments using a simple stochastic hydrological rainfall-runoff model, Journal of Hydrology, Volume 347, Issues 1-2 , Pages 132-142.

8- Cunderlik J. M. and Donald H. Burn, 2002. Analysis of the linkage between rain and flood regime and its application to regional flood frequency estimation, Journal of Hydrology, Volume 261, Issues 1-4 , Pages 115-131.

9- Doheny Edward J. and Jonathan J.A. Dillow, 1999. Adjustments to U.S. Geological Survey Peak-Flow Magnitude-Frequency Relations in Delaware and Maryland Following Hurricane Floyd, USGS Fact Sheet FS-152-02.

10- Franchini, M., G. Galeati, M. Lolli, P. E. O’Connel, 2003. The flood frequency curve derived from the distributions of the runoff coefficient and extreme rainfalls, Geophysical Research Abstracts, Vol. 5, 07001.

11- Franchini, M., G. Galeati, M. Lolli, 2005. Analytical derivation of the flood frequency curve through partial duration series analysis and a probabilistic representation of the runoff coefficient, Journal of Hydrology Volume 303, Issues 1-4 ,PP: 1-15.

12- Goel, N. K., R. S. Kurothe, B. S. Mathur, R. M. Vogel, 2000. A derived flood frequency distribution for correlated rainfall intensity and duration, Journal of Hydrology, Volume 228, ,PP: 56-67.

13- Gradshteyn, I.S., Ryzhik, I.M., 1965. Table of Integrals, Series and Products. Academic Press, New York, p. 1085.

14- Kroll, Charles N., and Richard M. Vogel, 2002. Probability Distribution of Low Streamflow Series in the United States, JOURNAL OF HYDROLOGIC ENGINEERING, 10.1061/(ASCE) 1084-0699, 7:2 pp:137-146.

15- Nagao, M., Kadoya, M., 1971. Two variate exponential distribution and its numerical table for engineering applications. Bulletin of Disaster Prevention Research Institute, Kyoto University 20 (3), 183–215.

16- Singh V.P. S.X. Wang and L. Zhang, 2005, Frequency analysis of nonidentically distributed hydrologic flood data, Journal of hydrology, pp: 175-195.

17- U.S. Water Resources Council. 1981. Guidelines for determining flood flow frequency. Bulletin 17B, Hydrology Committee, Washington DC.

The capability of derived probability distribution function based on daily and five days antecedent rainfall

A. Rezaei[*1]
[1] Scientific member of Agriculture and Natural Resources Research Center, Zanjan province, I. R. Iran
(Received: 02 May 2007, Accepted: 23 April 2008)

Abstract

One of the concerns in Iran is the estimation of peak flows with different return periods in watersheds having insufficient or no hydrometric data. In this paper the ability of using combined probability of daily and five days before rainfall for deriving peak flow probability distribution function was investigated at Taleghanrood-Glinack watershed. For this purpose the 144 observed peak flows and their daily and five days antecedent rainfalls were cted and the combined probability of both of them calculated and realized equal with the accidence probability of those similar peak flows. The peak flows and their probabilities plotted and shifted to the condition that the frequency of mean peak flows equal to 50% and the mathematic equation of envelope curve of recession branch of stochastic curve was created. Based on the prepared equation the peak flows with different return periods were estimated. Then, based on 30 annual series of peak flows which were independent of former used data, fitted with seven general probability distribution curves and the peak flows with different return periods estimated and compared with synthetic quantities of peak flows. The result shows that the distribution function that extracted based on envelope curve of frequency of peak flow without corresponding to mean has the best compatibility with probability distribution of Log Normal two parameters. Contemporary the application of cumulative combined probability curve causes large error to estimate of peak flows with different return periods.

Keywords: Daily rainfall, Five days antecedent rainfall, Derived probability, Distribution function, Peak flow

* Corresponding author: Tel: +98 912 1418280 , Fax: +98 241 2221754 E-mail: Rezaei_ali@hotmail.com