UDK: 551.577
Originalni naučni rad

KONSISTENTNO ODREĐIVANJE RAČUNSKIH KIŠA

Jasna PLAVŠIĆ
Građevinski fakultet Univerziteta u Beogradu, jplavsic@grf.bg.ac.rs
Žana TOPALOVIĆ
Arhitektonsko-građevinsko-geodetski fakultet Univerziteta u Banja Luci
Jovan DESPOTOVIĆ
Građevinski fakultet Univerziteta u Beogradu

REZIME

Računske kiše su osnovni ulazni podaci za hidrološke proračune i projektovanje objekata za zaštitu od velikih voda. Na malim i srednjim slivovima merodavna trajanja kiše su kraća od 24 sata i računske kiše se definišu zavisnostima visina kiše – trajanje kiše – povratni period (ili zavisnosti HTP), koje se dobijaju statističkom analizom visina kiše u intervalima vremena različitog trajanja. Konstrukciju zavisnosti HTP prate razni problemi koji mogu dovesti do velikih neizvesnosti u vezi sa rezultujućim računskim kišama. Većina ovih problema potiče od grešaka u merenju i obradi podataka merenja padavina, ali poslovični nedostatak ovih merenja dovodi inženjere u praksi do toga da zavisnosti HTP određuju na osnovu skromnih raspoloživih podataka, bez sagledavanja neizvesnosti koje postoje. U ovom radu se razmatraju navedeni problemi i ukazuje se na metode dostupne u literaturi za konsistentno određivanje zavisnosti HTP, a na primeru podataka sa meteorološke stanice Banja Luka.

Ključne reči: računske kiše, statistička analiza, visina kiše, intenzitet kiše, trajanje kiše, zavisnsoti HTP, zavisnosti ITP

1. UVOD

Zavisnosti visina kiše – trajanje kiše – povratni period (ili zavisnosti HTP) predstavljaju jedan od osnovnih ulaznih podataka za hidrološke proračune i projektovanje objekata za zaštitu od velikih voda na malim i srednjim slivovima na kojima su merodavna trajanja kiše kraća od 24 sata. Ove zavisnosti se dobijaju statističkom analizom podataka o kratkotrajnim jakim kišama sa pluviografskih stanica nakon primarne obrade u smislu izdvajanja maksimalnih visina kiša u intervalima vremena različitih dužina (najčešće od 5 minuta do 1440 minuta).

U postupku određivanja zavisnosti HTP postoje dva kritična koraka koja mogu dovesti do različitih problema. Prvi kritični korak jeste izdvajanje maksimalnih visina kiša različitih trajanja, gde se po pravilu javljaju mnoge neizvesnosti u pogledu raspoloživosti i reprezentativnosti podataka za razmatranu lokaciju. Drugi kritični korak je postupak statističke analize, koja može da proizvede nelogične rezultate zbog neizvesnosti vezanih za izbor teorijskih raspodela verovatnoće, ocenu njihovih parametara i ekstrapolaciju raspodela izvan raspona osmotrenih vrednosti.

Osnovni problem u Srbiji jeste relativno loša pokrivenost teritorije države pluviografima, tako da se uvek može postaviti pitanje reprezentativnosti raspoloživih podataka ukoliko se pluviograf ne nalazi blizu lokacije za koju je potrebno odrediti računske kiše. Ovaj problem se ne razmatra u ovom radu. Drugi problem vezan za pluviografske stanice u Srbiji jeste njihov ograničen rad koji počinje u aprilu i završava se u oktobru, pa ostaje nepoznato da li su maksimalne visine kiša iz ove sezone zaista i godišnji maksimumi koji se koriste za statističku analizu. Dalji problemi se vezuju za poslovično nepouzdan rad pluviografa, koji su mahom zastareli kišomeri sa plovkom i sa analognim zapisom na papirnoj traci. Poznati su brojni problemi sa ovim tipom pluviografa, od kojih se navode samo neki: gubitak u registrovanoj visini kiše tokom pražnjenja sifona zbog njegove inercije, prekid registrovanja zbog zapušenja i kvarova tokom velikih intenziteta kiše, nekalibrisano pražnjenje sifona (ispražnjenja zapremina ne iznosi 10 mm), neusklađenost pisača pri pražnjenju sifona (pisač pada ispod 0 mm), loš rad satnog mehanizma, loša vremenska sinhronizacija (osmatrač postavlja pisač na 7 časova a ne u tačno vreme zamene trake), itd. Nepouzdan rad pluviografa ostavlja neizvesnost o tome da li su sve relevantne kišne epizode uzete u obzir prilikom izdvajanja maksimalnih kiša i određivanja zavisnosti HTP.

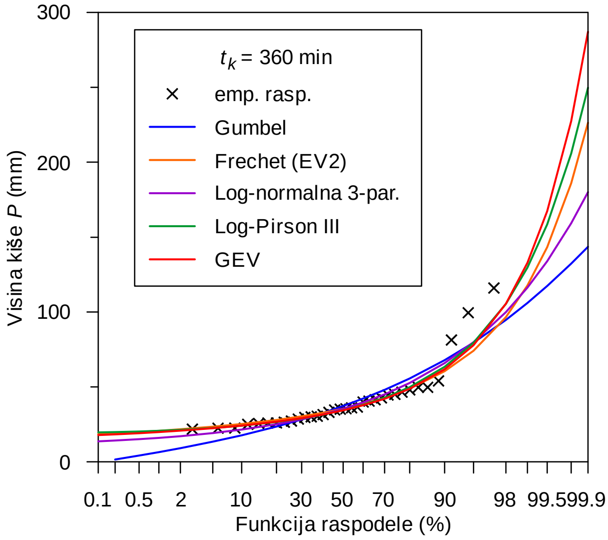
U ovom radu se poredi standardni pristup proračuna zavisnosti HTP sa pristupom koji su predložili Koutsoyannis i sar. (1998), na primeru podataka sa meteorološke stanice Banja Luka. Podatke sa ove stanice pre svega karakterišu dugački periodi bez raspoloživih podataka, što u standardnom pristupu dovodi do problema u konsistentnom određivanju zavisnosti HTP. Neki od tih problema se mogu prevazići pristupom Koutsoyannisa i sar. (1998), koji se pre svega zasniva na pretpostavci da (transformisani) intenziteti kiša svih trajanja prate istu raspodelu verovatnoće.

2. METODOLOGIJA I PODACI

2.1 Standardni postupak formiranja zavisnosti HTP

Standardni postupak statističke analize za formiranje zavisnosti HTP podrazumeva odvojenu analizu podataka za svako pojedinačno trajanje kiše, a zatim formiranje zavisnosti HTP i ITP na osnovu rezultata te analize. Kao rezultat statističke analize, dobijaju se kvantili visina i intenziteta kiša različitih trajanja za izabrane povratne periode. Povezivanjem kvantila različitih trajanja istog povratnog perioda mogu se nacrtati krive zavisnosti visine i inteziteta kiše od trajanja za svaki povratni period.

Statistička analiza u prvom koraku standardnog postupka se najčešće sprovodi sa maksimalnim godišnjim visinama kiše zadatih trajanja, dok primena metode pikova nije zaživela u praksi uprkos njenom promovisanju iz akademskih krugova (npr. Vukmirović i Despotović, 1986; Vukmirović i Petrović, 1991). Kao i kod svake statističke analize maksimalnih vrednosti, dva osnovna problema koja se za nju vezuju jesu izbor teorijske raspodele verovatnoće i neizvesnost na gornjem kraju raspodele. Teorijsku raspodelu bi trebalo usvojiti na osnovu njenih osobina kao što su koeficijenti varijacije i asimetrije, kao i na osnovu testova saglasnosti empirijske i teorijske raspodele. Međutim, u praksi je izbor raspodele obično subjektivan i najviše zavisi od iskustva obrađivača. Pri tome rezultati testiranja saglasnosti empirijske i teorijske raspodele služe samo kao orijentacija za izbor raspodele, dok se o osobinama primenjenih teorijskih raspodela često ne vodi računa. Na primer, primena dvoparametarskih raspodela sa fiksnom asimetrijom može značajno da utiče na potcenjivanje ili precenjivanje gornjeg kraja raspodele. Na slici 1 prikazan je primer primene različitih teorijskih raspodela za niz visina kiša trajanja 360 minuta u Banja Luci, gde se vidi da neizvesnost u oceni kvantila za povratne periode preko 50 godina može da bude značajna. Na primer, 100-godišnja visina kiše se kreće od 106 do 133 mm u zavisnosti od raspodele, a 1000-godišnja od 144 do 287 mm.



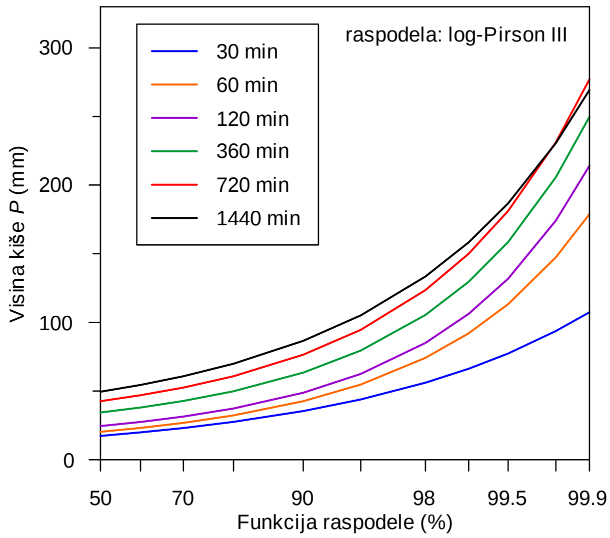
Slika 1. Raspodele verovatnoće visine kiše trajanja 360 minuta u Banja Luci prema različitim teorijskim raspodelama.

Kada se formiraju zavisnosti HTP na osnovu raspodela visina kiše za svako pojedinačno trajanje, dešava se da rezultati ne budu konsistentni u smislu da visine kiša istog povratnog perioda a različitih trajanja ne rastu sa trajanjem. To dovodi do presecanja raspodela na njihovim gornjim krajevima, kao u primeru na slici 2, kao i do opadanja krive HTP za najveći razmatrani povratni period na slici 3.

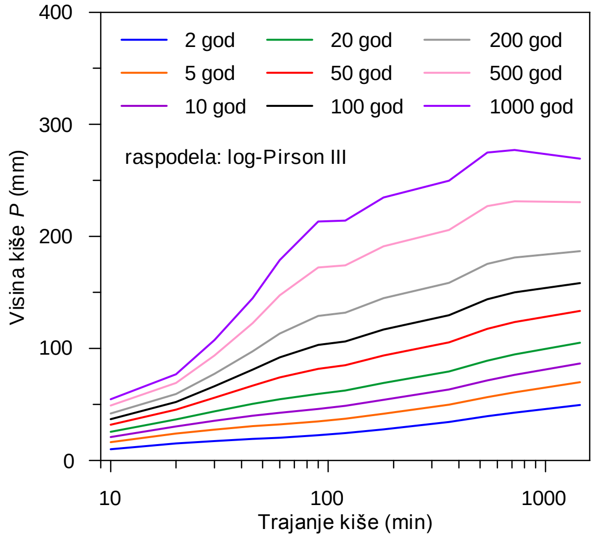
Zbog lakše primene, za zavisnost ITP se često traži analitički oblik do kojeg se dolazi regresionom analizom. Jedan pristup je da se za svaki povtatni period formira posebna regresiona zavisnost $I_T(t_k)$, dok se u drugom pristupu formira jedna zavisnost za sve povratne periode, tj. $I(t_k,T)$. Tipičan oblik zavisnosti koji se traži je

$$I_T(t_k) = \frac{a}{(t_k + c)^m} \tag{1}$$

odnosno za drugi pristup



Slika 2. Raspodele verovatnoće visina kiše raznih trajanja u Banja Luci sa nekonsistentnim vrednostima kvantila na gornjem kraju raspodele.



Slika 3. Krive HTP za raspodele sa slike 2 sa nekonsistentnim vrednostima kvantila na gornjem kraju raspodele.

$$I(t_k, T) = \frac{aT^k}{(t_k + c)^m} \tag{2}$$

U literaturi se mogu naći i nešto drugačiji izrazi, dok su gornji najčešći. Navedeni oblici (1) i (2) se jednostavno linearizuju logaritmovanjem čime se olakšava primena metode najmanjih kvadrata za ocenu parametara u ovim izrazima.

Suštinska razlika između dva pristupa jeste da se u prvom pristupu dobija onoliko zavisnosti (1) koliko se povratnih perioda razmatra, a time i toliko različitih vrednosti parametara a, c i m. Kod postojanja više zavisnosti može se postaviti pitanje konsistentnosti isto kao i kod različitih raspodela za različita trajanja.

U drugom pristupu, parametri a, c, m i k su jedinstveni za jednu zavisnost ITP. Međutim, vrednosti ovih parametara će zavisiti od izabranih povratnih perioda sa kojima se ušlo u formiranje regresionih zavisnosti. Drugim rečima, parametri jednačine (2) neće biti isti ako se posmatraju rezultati statističke analize npr. za povratne periode 10, 50 i 100 godina, ili ako se u obzir uzmu neki drugi povratni periodi.

Svi navedeni problemi upućuju na to da je od suštinskog značaja da se zavisnosti HTP i ITP odrede konsistentno kako bi odnosi visina kiša različitih trajanja a iste verovatnoće pojave bili logični.

2.2 Opšta formula Koutsoyannisa

Koutsoyannis i sar. (1998) su predložili da se opšta formula za zavisnost ITP izrazi u obliku u kome se razdvaja uticaj trajanja i verovatnoće pojave:

$$I(t_k, T) = \frac{A(T)}{B(t_k)} \tag{3}$$

Za zavisnost HTP se onda može napisati:

$$P(t_k, T) = i(t_k, T) \cdot t_k = \frac{A(T)}{B(t_k)} \cdot t_k \tag{4}$$

Deo koji zavisi od trajanja kiše ima oblik stepene funkcije:

$$B(t_k) = (t_k + c)^m \tag{5}$$

gde su m i c parametri koje treba oceniti (pri čemu je $0 < m < 1$ i $c > 0$). Ovaj deo opšte formule je isti kao i u standardnim oblicima datim u izrazima (1) i (2).

Deo $A(T)$ koji zavisi od povratnog perioda u izrazu (3) ima oblik stepene funkcije (tj. aT^b), dok u nekim drugim formulama taj deo ima oblik logaritamske funkcije (npr. $a + b \ln T$). Ove formule su empirijskog karaktera i nastale su da bi se olakšali proračuni, a ne kao rezultat teorijskih razmatranja. Međutim, ovaj deo opšte formule se može formulisati drugačije ako se pretpostavi da intenzitet kiše $I(t_k)$ za neko trajanje t_k prati određenu teorijsku raspodelu:

$$P\{I(t_k) \le i\} = F_{I,t_k}(i) \tag{6}$$

Transformisana slučajna promenljiva Y:

$$Y = I(t_k) \cdot B(t_k) \tag{7}$$

ima istu raspodelu kao i intenzitet kiše jer se dobija množenjem intenziteta neslučajnom funkcijom:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{Y \le y\} = P\{I(t_k) \cdot B(t_k) \le y\} = \\ &= P\left\{ I(t_k) \le \frac{y}{B(t_k)} \right\} = F_{I,t_k}\left(\frac{y}{B(t_k)} \right) \end{aligned} \tag{8}$$

Kako je zapravo $Y = A(T)$, sledi da se ovaj deo opšte formule za zavisnost ITP može dobiti kao kvantil funkcije raspodele promenljive Y:

$$A(T) \equiv Y = F_Y^{-1}(1 - 1/T) \tag{9}$$

Suština ove transformacije je u tome što se njom pretpostavlja da transformisana promenljiva ima istu raspodelu kao i inteziteti kiša svih trajanja.

Oblik izraza (9) zavisi od pretpostavljene raspodele intenziteta kiše. Za neke raspodele ovaj izraz će imati eksplicitan oblik, ali za neke druge raspodele koje nemaju eksplicitnu inverznu formu (normalna, Pirsonova III tipa), ovaj deo opšte formule se može odrediti iz tablica, približnim formulama ili numeričkim proračunom.

Ako se pretpostavi da intrenzitet kiše prati Gumbelovu raspodelu sa parametrom lokacije u i parametrom razmere α, tada je:

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-(y-u)/\alpha)], \quad -\infty < y < \infty \tag{10}$$

dok je inverzna forma:

$$A(T) = u - \alpha \ln(-\ln(1 - 1/T)) \tag{11}$$

Za opštu raspodelu ekstremnih vrednosti (GEV) sa parametrom oblika κ, parametrom razmere α i parametrom lokacije u, funkcija raspodele glasi:

$$\begin{aligned} F_Y(y) = \exp\left[-\left(1 - \kappa \frac{y-u}{\alpha} \right)^{1/\kappa} \right], \quad \kappa \ne 0, \\ y > u + \alpha/\kappa, \quad \kappa < 0 \\ y < u + \alpha/\kappa, \quad \kappa > 0 \end{aligned} \tag{12}$$

dok se za κ = 0 svodi na Gumbelovu raspodelu. Tada je inverzna forma:

$$A(T) = u + \frac{\alpha}{\kappa}[1 - (-\ln(1 - 1/T))^{\kappa}] \tag{13}$$

Za raspodelu log-Pirson III je poznato da nema eksplicitnu inverznu formu. Njeni kvantili se često računaju na osnovu faktora frekvencije:

$$A(T) = \exp[\mu_{\ln Y} + \sigma_{\ln Y} K(T)] \tag{14}$$

gde su $\mu_{\ln Y}$ i $\sigma_{\ln Y}$ srednja vrednost i standardna devijacija logaritmovane promenljive, dok se faktor frekvencije $K(T)$ može približno sračunati pomoću Wilson-Hilferty formule (Stedinger i sar. 1993), koja se smatra dobrom za verovatoće između 0.01 i 0.99 i za $|C_s| \le 2$ i koja glasi

$$K(T) = \frac{2}{C_s}\left[\left(1 + \frac{C_s}{6} Z_N(T) - \frac{C_s^2}{36} \right)^3 - 1 \right] \tag{15}$$

gde je C_s koeficijent asimetrije logaritmovane promenljive Y, a $Z_N(T)$ je odgovarajuća standardna normalna promenljiva za razmatrani povratni period.

2.3 Ocena parametara u opštoj formuli Koutsoyannisa

Koutsoyannis i sar. (1998) su predložili dve metode za ocenu parametara u opštoj formuli (3). Prvu metodu je nazvao „robusna metoda“, u kojoj se prvo ocenjuju parametri dela $B(t_k)$, a zatim parametri dela $A(T)$. Drugom metodom se ocenjuju svi parametri odjednom, i to primenom metode najmanjih kvadrata za minimizaciju greške između empirijskih raspodela visina kiša i pretpostavljene teorijske raspodele. Ova druga metoda podrazumeva primenu nekog optimizacionog algoritma za pronalaženje minimuma funkcije, pa u standardnoj praksi zahteva primenu nekih gotovih rešenja kao što je dodatak Solver u MS Excelu ili kolekcije alata za optimizaciju u Matlabu. U ovom radu je zato prikazana samo prva metoda koja je primenljivija u praksi.

Robusna metoda se zasniva na jednakosti raspodela promenljivih $Y = I(t_k)\, B(t_k)$ za sva trajanja. Ako se analiza sprovodi na intenzitetima kiša za K trajanja, tada imamo K nizova intenziteta I_j, j = 1,2,..., K, i K odgovarajućih nizova promenjive Y:

$$Y_j = I_j \cdot B(t_{k,j}), \quad j = 1,2,\ldots,K \tag{16}$$

Ako se raspolaže sa n godina osmatranja, tada je $N = nK$ ukupan broj vrednosti Y.

Hipoteza o jednakosti raspodela K grupa podataka je zapravo hipoteza testa Kruskal-Wallisa. Kontrolna statistika ovog testa glasi:

$$KW = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^{K} n_j \left(\bar{r}_j - \frac{N+1}{2} \right)^2 \tag{17}$$

gde su n_j dužine nizova intenziteta I_j za pojedina trajanja, N je ukupan broj podataka (tj. $N = n_1 + n_2 + ... + n_K$, odnosno $N = nK$ za jednake dužine pojedinih nizova), dok je $\bar{r}_j$ srednji rang vrednosti iz niza Y_j u celovitom nizu od svih N vrednosti Y. Manja vrednost Kruskal-Wallisove statistike bolje ukazuje na to da svi nizovi potiču iz iste raspodele. Kako rangovi vrednosti Y zavise od parametara c i m, to i Kruskal-Wallisova statistika zavisi od njih, pa se problem ocene parametara svodi na optimizacioni problem

$$KW = f(c,m) \to \min \tag{18}$$

Za rešavanje ovog optimizacionog problema može se primeniti neki optimizacioni algoritam, ali se on može lako rešiti i probanjem, tj. sukcesivnim pretpostavljanjem vrednosti parametara i njihovim korekcijama do dostizanja minimuma.

Treba naglasiti da ovaj postupak minimizacije Kruskal-Wallisove statistike ne treba poistovećivati sa primenom Kruskal-Wallisovog testa. Naime, osnovna pretpostavka ovog testa je da se ispituju nezavisni uzorci, ali to u ovoj primeni nije slučaj s obzirom da podaci koji čine nizove Y_j, odnosno visine i intenziteti kiša različitog trajanja, ne predstavljaju međusobno nezavisne nizove jer potiču iz istih meteoroloških događaja.

Koutsoyannis i sar. (1998) preporučuju da se ocena parametara dela $B(t_k)$ sprovodi samo na podacima većeg intenziteta, odnosno da se u proračunu zadrži samo npr. polovina ili trećina najvećih vrednosti Y za svako trajanje.

U drugom delu određivanja zavisnosti ITP formira se celovit niz svih vrednosti Y sa ocenjenim parametrima m i c (sada se radi sa svim vrednostima, a ne samo sa najvećim). Prema pretpostavci da sve ove vrednosti prate istu raspodelu, traži se teorijska raspodela koja se najbolje prilagođava ovim podacima. Usvajanjem raspodele dolazi se i do oblika i vrednosti parametara dela $A(T)$, čime se postupak završava.

Radi preglednosti, postupak definisanja opšte formule prema predloženoj metodi je rezimiran kroz sledeće korake:

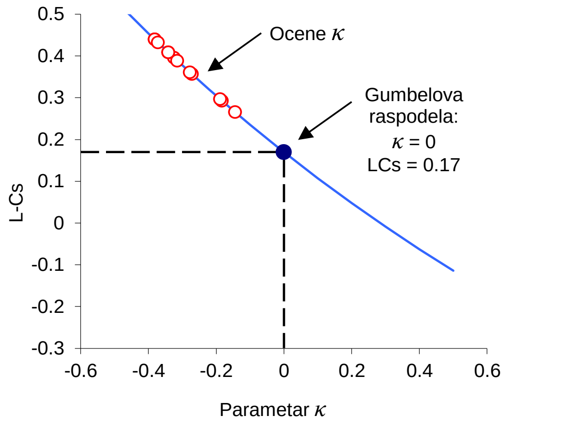
1. Pretpostave se vrednosti parametara c i m u formuli (5).
2. Primenom formule (7) izračunaju se vrednosti promenljive Y za sva trajanja $t_{k,j}$, $j = 1, 2, ..., K$.
3. Za sva trajanja izdvoji se deo nizova Y sa najvećim vrednostima (npr. ako su za sva trajanja na raspolaganju podaci iz 45 godina, zadržava se najvećih 15-20 podataka). Na taj način u analizi ostaje N^* podataka od ukupno N podataka.
4. Odrede se rangovi N^* vrednosti promenljive Y. Najveća vrednost dobija rang 1, dok najmanja dobija rang N^*. Za vrednosti koje se ponavljaju računa se srednji rang tih vrednosti.
5. Za svako trajanje $t_{k,j}$ odredi se prosečan rang $\bar{r}_j$ i računa se statistika KW prema formuli (17) uz $N = N^*$.
6. Vrednosti parametara c i m se variraju dok se ne dođe do najmanje vrednosti KW.
7. Sa usvojenim vrednostima c i m računa se ceo niz od N vrednosti Y prema formuli (7).
8. Formira se empirijska raspodela za niz Y.
9. Pretpostavlja se teorijska raspodela za niz Y i ocenjuju se njeni parametri standardnim metodama. U ovom koraku može se pretpostaviti više različitih teorijskih raspodela, dok se najbolja može izabrati na osnovu testova saglasnosti, osobina raspodele i vizuelne provere na papirima verovatnoće.
10. Koristi se izraz za $A(T)$ za usvojenu raspodelu (npr. izraz (11) za Gumbelovu raspodelu, izraz (13) za opštu raspodelu ekstremnih vrednosti ili izraz (14) za log-Pirson III raspodelu), u kome se koriste ocene parametara usvojene raspodele.

2.4 Podaci

Kao primer za ovaj rad korišćeni su podaci o godišnjim maksimumima visine kiša sa pluviografske stanice Banja Luka za dvanaest trajanja između 10 i 1440 minuta. Ukupna dužina nizova iznosi 34 godine, ali podaci zapravo pokrivaju tri razdvojena perioda (1960-1976, 1994-1999 i 2003-2013) između kojih postoje značajni prekidi (posebno onaj između 1977. i 1993. godine). U tabeli 1 prikazane su osnovne statistike nizova visina kiše različitih trajanja.

Tabela 1. Osnovne statistike nizova maksimalnih godišnjih visina kiša na stanici Banja Luka

Trajanje (min)	Min (mm)	Max (mm)	Sr. vred. (mm)	St. dev. (mm)	Koef. asim.
10	2,4	37,6	11,8	7,3	1,81
20	4,0	57,6	17,5	10,3	2,02
30	5,5	67,6	20,4	12,4	2,07
45	6,8	80,6	23,2	14,8	2,36
60	8,7	86,2	24,9	16,2	2,47
90	11,4	90,1	27,7	17,2	2,41
120	12,5	91,6	29,7	17,6	2,28
180	16,0	97,7	33,5	18,9	2,16
360	21,8	116	40,6	20,8	2,34
540	24,1	143,7	46,4	23,4	2,69
720	24,9	155,9	49,7	24,7	2,77
1440	26,3	157,1	56,5	25,8	2,19

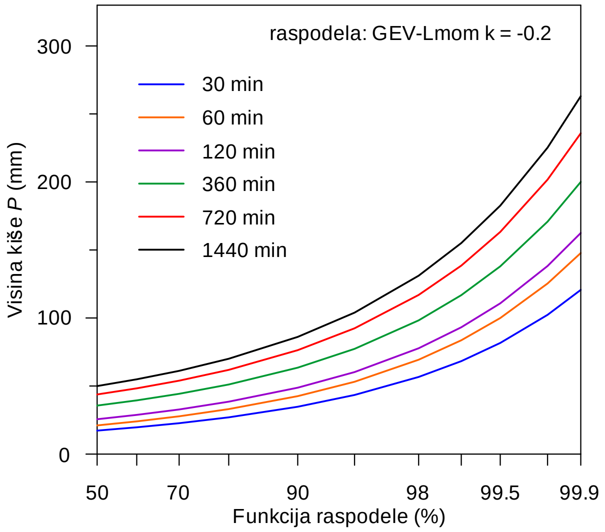


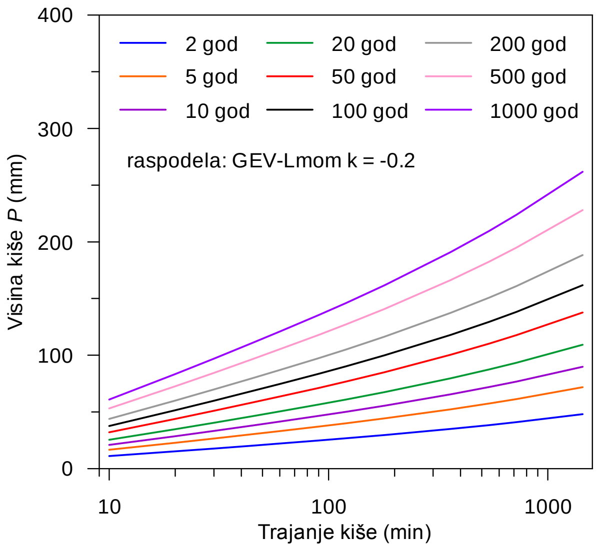
Slika 4. Zavisnost L-asimetrije od vrednosti parametra κ GEV raspodele. Ocenjene vrednosti parametra κ za nizove visina kiša različitih trajanja prikazane su crvenim kružićima.

3. REZULTATI

3.1 Standardni postupak

Iz tabele 1 se može videti da nizovi visina kiše za sva trajanja imaju izraženu asimetriju. Zato su u preliminarnoj analizi ispitane samo dve teorijske raspodele koje bi se mogle usvojiti za ove podatke: log-Pirson III raspodela i opšta raspodela ekstremnih vrednosti (GEV), za koju su parametri ocenjeni metodom L-momenata. Za obe raspodele javile su se nekonsistentnosti u smislu presecanja gornjih krajeva raspodela, kao što je pokazano na slici 2 za log-Pirson III raspodelu. Nekonsistentnost se možda najbolje može ilustrovati različitim vrednostima parametara oblika GEV raspodele u zavisnosti od trajanja kiše, što je prikazano na slici 4. Log-Pirson III raspodela je odbačena, dok je isprobana GEV raspodela sa parametrima ocenjenim metodom L-momenata, ali sa fiksiranim parametrom oblika κ = –0,2 zbog kontrole gornjeg kraja raspodele. Rezultat je prikazan na slici 5.



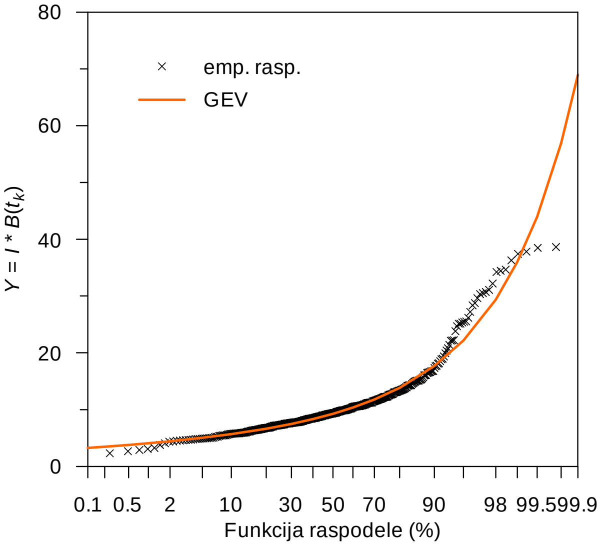


Slika 5. Standardni pristup: raspodele verovatnoće visina kiše raznih trajanja u Banja Luci prema GEV raspodeli sa (gore) i odgovarajuće krive HTP (dole).

3.2 Opšta formula Koutsoyannisa

Prema postupku opisanom u poglavlju 2.3, najpre su formirani nizovi transformisanih intenziteta Y za svih $K = 12$ trajanja kiše. S obzirom da ukupno ima $n = 34$ godina osmatranja, ukupan broj podataka je $N = nK = 408$. Za ocenu parametara c i m u delu $B(t_k)$ opšte formule zadržano je 15 najvećih vrednosti od ukupno 34 za svako trajanje, pa se ukupan broj podataka sveo na $N^* = 15K = 180$. Probanjem se došlo do vrednosti $c = 9{,}0$ i $m = 0{,}77$ za koje je dobijena najmanja vrednost Kruskal-Wallisove statistike od $KW = 0{,}131$.

U drugom delu ove metode pretpostavljeno je da se niz od svih $N = 408$ vrednosti Y najbolje može prilagoditi GEV raspodelom. Parametri ove raspodele su ocenjeni metodom L-momenata, sa vrednostima $\kappa = -0{,}26$, $\alpha = 1{,}15$ i $u = 8{,}06$. Na slici 6 prikazana je ova raspodela.



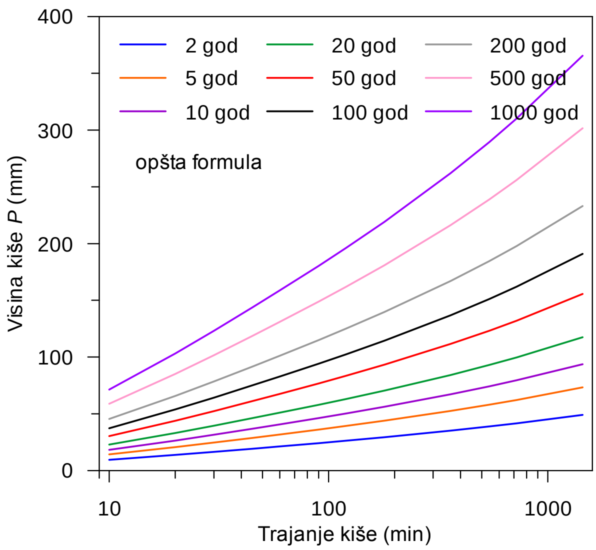
Slika 6. Pristup Koutsoyannisa: raspodela transformisanih intenziteta Y za sva trajanja u Banja Luci prema GEV raspodeli.

Opšta formula za ovu ITP zavisnost tada glasi:

$$I(t_k, T) = \\ = \frac{8{,}06 - 12{,}1[1 - (-\ln(1 - 1/T))^{-0{,}26}]}{(t_k + 9)^{0.77}}, \quad (19)$$

$$t_k\,(\text{min}), \quad I\,(\text{mm/min})$$

Na slici 7 prikazane su HTP krive prema opštoj formuli (19).

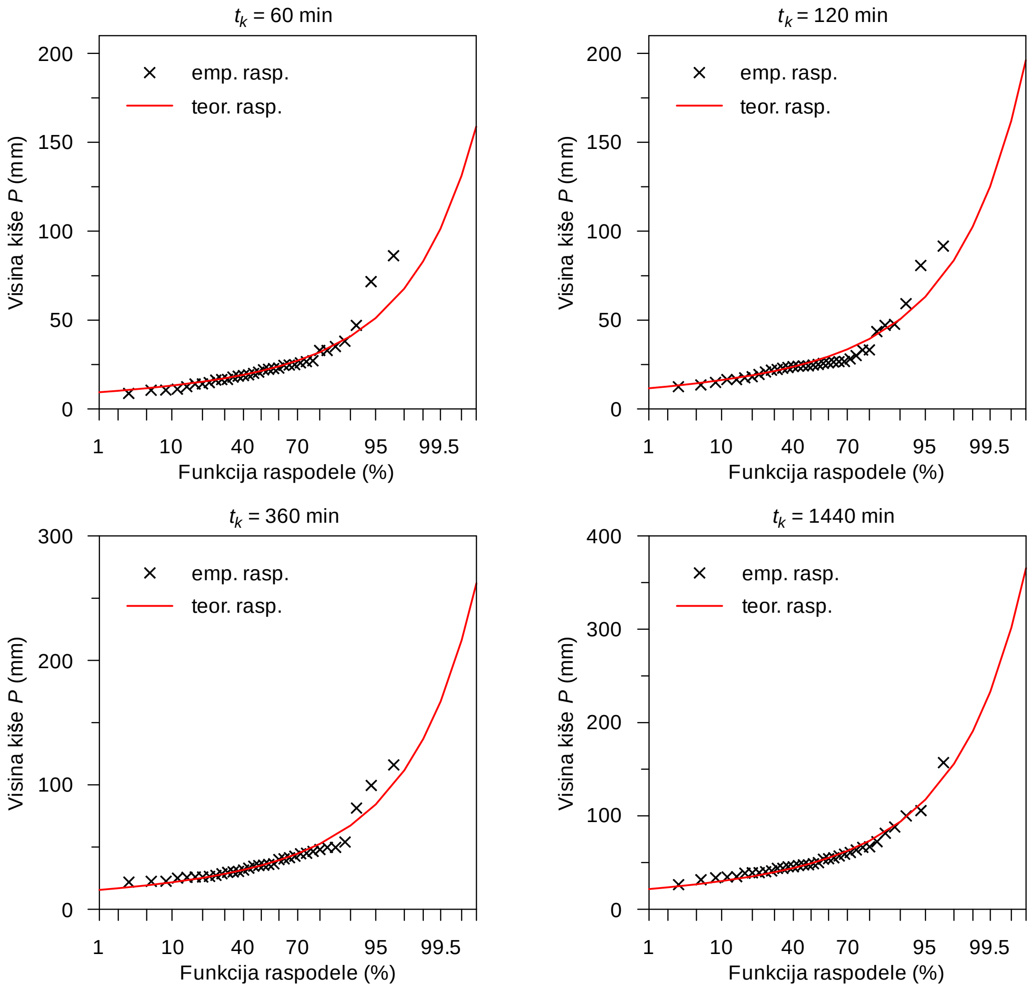


Slika 7. Pristup Koutsoyannisa: HTP krive za Banja Luku.

Na slici 8 prikazano je nekoliko primera kako se opšta formula prilagođava podacima za pojedina trajanja. Sa ove slike se može videti da je slaganje empirijske raspodele i opšte formule (19) kada se u nju stavi neko konkretno trajanje veoma dobro za sva trajanja, što indirektno potvrđuje da pretpostavka o jedinstvenoj raspodeli transformisanog intenziteta za sva trajanja ima smisla.

4. ZAKLJUČAK

Pristup Koutsoyannisa i sar. (1998) za konstrukciju zavisnosti visina – trajanje – povratni period kiše (HTP), koji se pre svega zasniva na pretpostavci da (transformisani) intenziteti kiša svih trajanja prate istu raspodelu verovatnoće, pokazao se kao robustan metod kojim se mogu prevazići problemi u određivanju ovih zavisnosti u inženjerskim zadacima u kojima je neophodno da se definišu računske kiše. Prekidi i greške u merenjima, kao i kratki nizovi, jesu najčešći problemi koji se vezuju za obradu pluviografskih podataka, zbog kojih konstrukciju zavisnosti HTP često prate nelogičnosti i nekonsistentni podaci. Rezultati ovog rada pokazuju, na primeru podataka iz Banja Luke, da metod Koutsoyannisa daje logične i konsistentne rezultate i u uslovima velikih prekida u nizovima koji doprinose velikim neizvesnostima na gornjem kraju raspodele. Iz navedenih razloga, ovaj pristup se preporučuje za praktične proračune u inženjerskoj praksi.



Slika 8. Pristup Koutsoyannisa: raspodele visine kiše za pojedina trajanja za Banja Luku – empirijske raspodele i raspodele prema opštoj formuli.

ZAHVALNOST

Ovaj rad je nastao u okviru istraživanja u projektu tehnološkog razvoja TR 37010 kod Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja pod nazivom “Sistemi za odvođenje kišnih voda kao deo urbane i saobraćajne infrastrukture”. Autori se takođe zahvaljuju Republičkom hidrometeorološkom zavodu Republike Srpske za stavljanje podataka za istraživanje na raspolaganje.

LITERATURA

[1] Koutsoyiannis D., Kozonis D., Manetas A. (1998) A mathematical framework for studying rainfall intensity-duration-frequency relationships. Journal of Hydrology, 206: 118-135

[2] Stedinger J.R., Vogel R.M., Foufoula-Georgiou E. (1993) Frequency Analysis of Extreme Events, u: Handbook of Hydrology, D.R. Maidment (ed.), McGraw Hill

[3] Vukmirović V., Despotović J. (1986) Osnovne faze statističke obrade jakih kiša kratkog trajanja, Vodoprivreda, 18 (2-3), str. 89-93

[4] Vukmirović V., Petrović J. (1991) Statistical Analysis of Rainfall - A Basis for Urban Runoff Modelling, u: New Technologies in Urban Drainage, Proc. UDT '91, Dubrovnik, Č. Maksimović (ed.), Elsevier, London, pp. 13-19

DEVELOPMENT OF CONSISTENT DESIGN STORMS

by

Jasna PLAVŠIĆ
University of Belgrade – Faculty of Civil Engineering, jplavsic@grf.bg.ac.rs

ŽanaTOPALOVIĆ
University of Banja Luka – Faculty for Architecture, Civil Engineering and Geodesy

Jovan DESPOTOVIĆ
University of Belgrade – Faculty of Civil Engineering

Summary

Design storms are the basic input for hydrologic assessment and design of the flood control structures. Small and medium sized catchments with shorter concentration times require design storms of shorter, sub-daily, duration, that are defined from the rainfall depth – duration – frequency (DDF) relationships. The DDF relationships are developed by statistical analysis of rainfall depths in intervals of various durations. The development of DDF curves is usually accompanied by many problems that can result in significant uncertainty in the resulting design rainfall depths and intensities. Most problems are related to the measurement errors and data processing; however, due to the customary shortage of this kind of data in Serbia, practicing engineers are forced to develop the DDF curves from a modest amount of the available data, without an insight in the uncertainties inherent in the process. This paper discusses these problems and proposes to Serbian practitioners to apply a robust method described in earlier work of Koutsoyanniset al. (1998) for consistent development of the DDF relationships. The method is illustrated using the short-duration rainfall data from Banja Luka.

Keywords: design rainfall, rainfall statistical analysis, rainfall depth, rainfall intensity, rainfall duration, DDF relationship, IDF relationship

Redigovano 19.11.2015.