

**ODHAD  $N$ -ROČNÝCH PRIETOKOV  
POUŽITÍM REGIONÁLNEHO KOEFICIENTU ŠIKMOSTI  
LOG-PEARSONOVHO ROZDELENIA III. TYPU**

Jakub Mészáros, Pavla Pekárová, Ján Pekár, Katarína Melová

Napriek výraznému rozvoju štatistických metód určovania parametrov teoretických distribučných funkcií ostáva určenie  $N$ -ročných povodňových prietokov zložitým problémom, zaťaženým rôznymi neistotami. Povodne, ktoré postihli v posledných desaťročiach (nielen) naše územie (rok 1997, 1999, 2006, 2010) viedli k prijatiu povodňovej smernice EÚ, v zmysle ktorej je potrebné odhadnúť návrhové hodnoty povodní s veľmi dlhou dobou opakovania (200 až 1000 rokov). V predložnom príspevku testujeme metódu spracovania návrhových hodnôt na základe štatistického spracovania radov maximálnych ročných kulminačných prietokov. Pri určovaní  $N$ -ročných hodnôt testujeme použitie log-Pearsonovho rozdelenia III. typu (LP3). Výsledky prezentujeme na tokoch regiónu v slovenskej časti povodia Moravy. Regionálny koeficient šikmosti  $Gr$  log-Pearsonovho rozdelenia III. typu v povodí Moravy bol odhadnutý na hodnotu 0,38. Aj keď sa použitím regionálneho koeficientu zlepšila presnosť odhadu  $N$ -ročných prietokov, stále pretrvávajú vysoká neistota stanovenia návrhových hodnôt pre dlhé doby opakovania.

KĹÚČOVÉ SLOVÁ: povodne, povodie Moravy,  $N$ -ročné hodnoty, LP3 rozdelenie

**ESTIMATION OF  $T$ -YEAR FLOWS USING A REGIONAL SKEWNESS COEFFICIENT OF LOG-PEARSON TYPE III. DISTRIBUTION.** Despite the significant development of statistical methods for determining the parameters of theoretical distribution functions, the estimation of  $T$ -year flood discharges remains a complex problem, burdened by various uncertainties. The floods that have hit (not only) Slovakia last decades (1997, 1999, 2006, 2010) have led to the admission of an EU flood directive, in which it is necessary to estimate  $T$ -year flood values with very long time of repetition (200-1000 years). In the submitted paper we test the method of processing of design values based on statistical processing of the time series of maximum annual peak flows. In estimating the  $T$ -year values, we test the use of the log-Pearson type III distribution (LP3). We present the results on the streams of the region in the Slovak part of the Morava river basin. Regional skewness coefficient  $Gr$  of log-Pearson type III distribution in the Morava river basin were estimated at 0.38. Although the accuracy of estimating  $T$ -year flow rates has been improved by using the regional coefficient, there is still a high uncertainty in estimation of design values for long time of repetition.

KEY WORDS: floods,  $T$ -year values, LP3 distribution**Úvod**

V našej krajine je množstvo sídiel, cez ktoré pretekajú vodné toky a ak s nimi ľudia chcú spolunažívať, je dôležité stavať sídla tak, aby boli chránené pred ničivými povodňami. K tomu je nevyhnutné vedieť, aká veľká povodňová udalosť sa môže vyskytnúť a ako často sa dá na jednotlivých tokoch očakávať. Motiváciou pre zameranie nášho výskumu je potreba prehodnocovania a aktualizácie plánov manažmentu povodňového rizika v zmysle

Povodňovej smernice EÚ (EP, 2007). Povodňová smernica v SR bola transponovaná do Zákona o ochrane pred povodňami č. 7/2010 Z. z. (v znení č. 180/2013 Z. z., 71/2015 Z. z., 303/2016 Z. z., 292/2017 Z. z.). Pri spracovaní hydrologických podkladov potrebných pri tvorbe povodňových máp narážame na základný problém, a to ten, že v štátoch EÚ neexistuje jednotný systém vytvorenia povodňových máp. Už aj len prvotný odhad 100-, 200-, 500- a 1000-ročných návrhových veličín je v jednotlivých štátoch EÚ, ale aj vo svete rôzny.

V bývalom Československu malo vodné hospodárstvo dlhú históriu a vynikajúce základy. Prvé štatisticky podložené odhady návrhových 100-ročných prietokov pre územie Slovenska boli spracované už v prvej polovici 20. storočia. Určovanie  $N$ -ročných prietokov a ich následnú regionalizáciu na základe 100-ročných špecifických odtokov spracoval Dub v roku 1940 (Kohnová a Szolgay, 1995, 1996). Podrobne spracované  $N$ -ročné prietoky pre celé Československo (250 vodomerných staníc, z toho 75 na slovenských tokoch) boli publikované v roku 1970 v Hydrologických pomeroch ČSSR, III. diel. Pri výpočtoch  $N$ -ročných prietokov bolo použité binomické a logaritmicke-normálne rozdelenie podľa smernice Sochorca (1966). Po povodniach v rokoch 1972 a 1974 boli stanovené prietoky prehodnotené v rámci výskumnej úlohy Slovenského hydrometeorologického ústavu (SHMÚ) „Opakovanie maximálnych prietokov na slovenských tokoch“ (1977 a 1989). Kolektív autorov SHMÚ vypracoval metodiku a následne boli stanovené  $N$ -ročné maximálne prietoky v rámci úlohy „Spracovanie hydrologických charakteristík –  $N$ -ročné maximálne prietoky“ (Šipikalová a kol., 2006). Podľa Odvetvovej technickej normy MŽP (2003) SR OTN ŽP 3112–1:03 („Hydrologické údaje povrchových vôd. Kvantifikácia povodňového režimu. Časť 1.: Stanovenie  $N$ -ročných prietokov a  $N$ -ročných prietokových vln na väčších tokoch“) sa pri spracovaní  $N$ -ročných maximálnych prietokov vo vodomerných staniách vychádza zo súborov maximálnych ročných kulminačných prietokov. Návrhové hodnoty prietokov sa stanovujú spravidla pre  $N = 1, 2, 5, 10, 20, 50, 100$  rokov. Odvetvová technická norma nerieši metódy určovania 200-, 500-, až 1000-ročných vôd. Určiť prietoky, ktoré sa vyskytnú raz za 200 alebo až 1000 rokov je veľmi komplikované.

Na to, aby sa namerané rady dlhé niekoľko desiatok rokov dali extrapolovať na 500-, až 1000-ročné obdobie, sa môže použiť viacero metód (štatistické metódy, zrážko-odtokové modely, a pod.) a je na skúsenostiach a vedomostiach riešiteľa, akú metódu použije na stanovenie  $N$ -ročných prietokov (Kohnová a Szolgay, 2003; Stanescu, 2004; Kohnová a kol., 2006a, b; 2016; Šipikalová a kol., 2006; Pekár a kol., 2012; Pekárová a kol., 2013; Gaál a kol., 2010a, b; Merz a Blöschl, 2008a, b; Dysarz, 2019).

Cieľom tejto práce je testovať jednu z mnohých metód štatistického spracovania návrhových hodnôt prietokov. Konkrétne ide o metódu vychádzajúcu zo štatistického spracovania meraných radov maximálnych ročných kulminačných prietokov pri ktorej je regionalizovaný koeficient šikmosti log-Pearsonovho rozdelenia III. typu. Metódu testujeme na vybraných tokoch v slovenskej časti povodia Moravy.

#### Metodika regionalizácie koeficientu šikmosti log-Pearsonovho rozdelenia III. typu

Základné postupy štatistického spracovania  $N$ -ročných prietokov sú nasledovné:

1) Výber časových radov prietokov:

- a) rady maximálnych kulminačných ročných prietokov  $Q_{max}$ , alebo
- b) rady kulminačných prietokových vln presahujúcich určitú prahovú hodnotu.

2) Štatistické spracovanie vybraných radov prietokov pre odhad empirických údajov.

V hydrológii sa používa viacero typov rozdelení na odhad distribučných funkcií maximálnych ročných prietokov. V praxi sa v súčasnosti využíva na určenie  $N$ -ročných hodnôt viacero typov rozdelení a z rozdielnych výsledkov sa určí interval neistoty. Prehľad metód určovania návrhových prietokov používaných vo vybraných štátoch sveta zosumarizovali Kohnová a kol. (2006b).

Podľa Odvetvovej technickej normy MŽP SR OTN ŽP 3112–1:03 sa v SR na hodnotenie  $N$ -ročných prietokov vo vodomerných staniách používajú nasledovné typy teoretických rozdelení:

- Pearsonovo rozdelenie (Gama rozdelenie) P3,
- Logaritmicke-normálne rozdelenie LN3,
- Logaritmicke Pearsonovo rozdelenie III. typu LP3,

pričom sa nevylučuje použitie iného typu rozdelenia.

V profiloch mimo vodomerných staníc s plochou povodia nad 20 km<sup>2</sup> najrozšírenejšou a prakticky najpoužívanejšou metódou určovania 100-ročných maximálnych prietokov je metóda využívajúca exaktne odvodené regionálne závislosti maximálnych špecifických odtokov  $q_{max,100}$  na ploche povodia.

V tejto práci vychádzame z metodiky opísanej v bulletine 17B, ktorý bol vydaný v USA v roku 1981 a v roku 1982 bol modifikovaný v Centre pre výskum vodných zdrojov Texaskej univerzity v Austine (IACWD, 1982). Podľa nej testujeme používanie len jedného typu rozdelenia a to LP3 rozdelenie, ktoré sa používa na odhad extrémov v mnohých prírodných procesoch a patrí medzi najčastejšie používané rozdelenie v hydrológii (Phien a Jivajirajah, 1984; Pilon a Adamowski, 1993; Griffis a Stedinger, 2009; Millington, 2011). LP3 rozdelenie sa používa od roku 1976 v USA (Koutsoyiannis, 2008), používa sa i v povodí Dunaja, napr. v Slovinsku. Taktiež Stănescu (2004) odporúčal na extrapoláciu regionálnych kriviek v povodí Dunaja použiť Pearsonovo rozdelenie III. typu. Z meraných radov maximálnych ročných prietokov s dĺžkou cca 80 rokov si môžeme dovoliť presnejšie určiť cca 120-ročné prietoky. Do určenia 200- a viac ročných prietokov vnáša autor svoje vlastné skúsenosti a odhady. V každom prípade si musíme byť vedomí, že určenie 1000-ročných prietokov je zaťažené veľkou neistotou. Zatiaľ čo pri určení neistoty odhadu návrhových hodnôt na základe použitia viacerých typov rozdelení sa určuje v podstate chyba medzi jednotlivými odhadmi, pri použití jedného typu rozdelenia určujeme chybu vyplývajúcu z krátkosti a rozptylu meraného radu.

LP3 rozdelenie je veľmi flexibilné, je zovšeobecnením logaritmicke-normálneho rozdelenia a Pearsonovho rozdelenia. Použitie jedného druhu distribúcie umožňuje odhadnúť  $N$ -ročné prietoky aj vo vodomerných staniách bez pozorovaní len na základe parametrov distribučných

funkcií zo susedných staníc s priamymi pozorovaniami. Je možné nájsť závislosť koeficientu šikmosti od nadmorskej výšky stanice, veľkosti povodia, lesnatosti, alebo odtokovej výšky v stanici. Ak sa nám podarí nájsť takúto závislosť, môžeme regionálny koeficient šikmosti použiť na spresnenie tohto koeficientu v staniách s krátkymi radmi pozorovaní a zlepšiť tak odhady  $N$ -ročných prietokov. Takúto závislosť sme zatiaľ našli na Dunaji po dĺžke rieky Dunaj a v povodí rieky Belá (Pekárová a kol., 2018).

### Log-Pearsonovo rozdelenie III. typu

LP3 rozdelenie je troj-parametrické Gamma rozdelenie s logaritmickou transformáciou náhodnej premennej (Bobee, 1975; Rao, 1980a, b; Naghavi a kol., 1990). Funkcia hustoty pravdepodobnosti Pearsonovho rozdelenia III. typu má tvar:

$$f(X|\tau, \alpha, \beta) = \frac{\left(\frac{X-\tau}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{X-\tau}{\beta}\right)}{|\beta|\Gamma(\alpha)} \quad (1)$$

$$s \frac{X-\tau}{\beta} \geq 0$$

kde

$\tau$  – parameter lokácie;  
 $\alpha$  – parameter sklonu;  
 $\beta$  – škálovací parameter;

a  $\Gamma(\alpha)$  je Gamma funkcia, daná vzťahom:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} t^{\alpha-1} \exp(-t) dt. \quad (2)$$

Náhodná premenná  $Q_{max}$  má LP3 rozdelenie, ak náhodná premenná  $X$

$$X = \ln Q_{max}, \text{ alebo } X = \log Q_{max} \quad (3)$$

má Pearsonovo rozdelenie III. typu. (V práci bude použitý dekadický logaritmus.)

### Požiadavky vstupných údajov radu $Q_{max}$

Základné predpoklady pre aplikáciu frekvenčnej analýzy radov maximálnych kulminačných ročných prietokov  $Q_{max}$  sú nasledovné:

1. rad maximálnych ročných prietokov musí byť štatisticky nezávislý a náhodný;
2. merania  $Q_{max}$  sú stacionárne vzhľadom na čas (homogenosť radov údajov);
3. štatistické charakteristiky meraných údajov  $Q_{max}$  reprezentujú minulosť, prítomnosť aj budúcnosť.

### Odhad parametrov teoretického Log-Pearsonovo rozdelenia III. typu

Pri odhade parametrov funkcie hustoty rozdelenia radu  $Q_{max}$  bola použitá metóda momentov (Rao, 1999). Na

odhad parametrov rozdelenia LP3 sa použijú tri prvé momenty: priemer – ( $\hat{\mu}$ ), štandardná odchýlka – ( $\hat{\sigma}$ ), a koeficient šikmosti – ( $\hat{\gamma}$ ).

V prípade, že sú k dispozícii iba systematické údaje bez historických informácií, priemer, štandardná odchýlka a koeficient šikmosti sa môžu vypočítať pomocou nasledujúcich rovníc:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad (4)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \hat{\mu})^2} \quad (5)$$

$$\hat{\gamma} = \frac{n}{(n-1)(n-2)\hat{\sigma}^3} \sum_{i=1}^n (X_i - \hat{\mu})^3 \quad (6)$$

kde

$n$  – počet členov radu  $Q_{max}$ ,

( $\cdot$ ) – reprezentuje vzorový odhad.

### Regionálny $G_r$ koeficient šikmosti

Pri odhade koeficientu šikmosti  $G$  z jednej vodomernej stanice existuje relatívne veľká neistota. Pri pozorovaniach s krátkou dĺžkou pozorovaní je tento moment mimoriadne citlivý na extrémne udalosti. Za účelom lepšieho odhadu tohto koeficientu pre dané povodie možno kombinovať koeficient šikmosti vypočítaný z jednej stanice  $G$  s regionálnym koeficientom  $G_r$ .

Ak sa regionálny koeficient šikmosti  $G_r$  a koeficient šikmosti  $G$  z jednej stanice líšia o viac ako o hodnotu 0,5, treba starostlivo preskúmať vstupné údaje a povodňové charakteristiky povodia. V závislosti na dĺžke pozorovaní väčšia váha môže byť daná koeficientu  $G$  vypočítaného z danej stanice. Veľké odchýlky medzi regionálnymi koeficientmi a koeficientmi zo stanice môžu naznačovať, že charakteristiky v danej stanici sa líšia od charakteristík regiónu.

Na základe parametrov distribučných funkcií je možné odhadnúť prietoky aj na susedných povodiach bez pozorovaní. Odhadnutý koeficient šikmosti  $G$  tohto rozdelenia možno použiť na regionalizáciu a následne je ho možné dávať do vzťahu s fyzickogeografickými vlastnosťami povodia (Pekárová a kol. 2018).

### Vstupné údaje

V práci sme použili údaje zo siete vodomerných staníc v slovenskej časti povodia Moravy, ktorú prevádzkuje SHMÚ. Toto územie sme vybrali z dôvodu, že má odlišné fyzickogeografické podmienky ako povodia z predchádzajúcich výskumov: Dunaj a Belá. Staničnú sieť tvorí v povodí Moravy 30 vodomerných staníc, no nie na všetkých sa vyhodnocuje prietok. Iba jedna vodomerná stanica (Moravský Ján – Morava) má vyhodnotenú maximálne ročné kulminačné prietoky od roku 1895 (obr. 1). Na väčšine vodomerných staníc je prietok vyčísľovaný len od druhej polovice 20. storočia a na niektorých staniách dokonca iba od začiatku tohto tisícročia. Navyše sú

stanice, v ktorých bola homogenita radu meraní porušená výstavbou priehrad a následnou zmenou hydrologického režimu toku. Pri práci s údajmi je potrebné dbať na ich kvalitu a poznať históriu vodomerných staníc. Počet staníc sme znížili na 11 vodomerných staníc (tab. 1.). Vylúčili sme hlavný tok, ktorý sa odlišuje od prítokov a nemohol by patriť do spoločného regiónu. Navyše väčšina povodia hlavného toku leží v Česku a Rakúsku, odkiaľ nemáme potrebné údaje.

Vypracovali sme fyzicko-geografickú charakteristiku územia zameranú na zložky, ktoré majú vplyv na odtok (reliéf, geológia, pôdy, lesnatosť, klíma, riečna sieť), aby

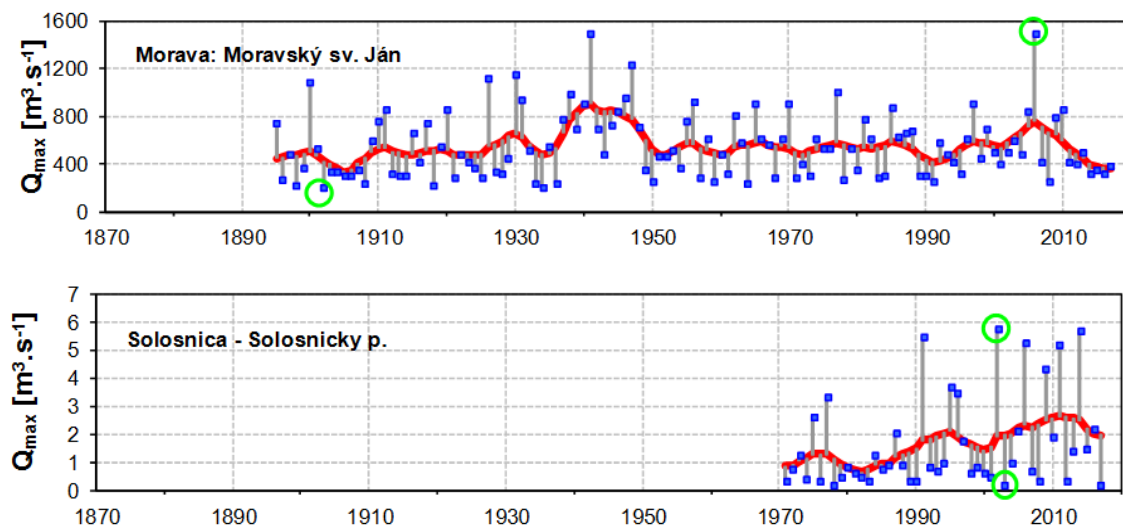
sme mohli v študovanom povodí hľadať súvislosti a vzťahy medzi prietokmi. Fyzickogeografické charakteristiky územia boli vypracované v softvéri ArcGIS. Ďalej sme 100-ročné špecifické odtoky odhadli podľa regionálneho vzťahu v zmysle metodiky z OTN ŽP 3112-1:03, ktorý sa používa pre povodia s plochou nad 20 km<sup>2</sup>:

$$q_{max.100} = B(A + 1)^{-n} \quad (7)$$

kde

$B$ ,  $n$ , – konštanty regionálnych vzťahov z tab. 2,

$A$  – plocha povodia z tab. 1.



Obr. 1. Příklad meraných radov maximálnych ročných kulminačných prietokov (na osi x je hydrologický rok 1969 / 1970 označený 1970), odchýlky od kľzavých priemerov (zeleným krúžkom je označené absolútne maximum, resp. minimum).

Fig. 1. Example of measured series of maximum annual peak flows (on the x-axis the 1969/1970 hydrological year is designated 1970), deviations from moving averages (with the green ring is marked absolute maximum or minimum).

Tabuľka 1. Zoznam použitých vodomerných staníc so základnými charakteristikami (Zítek a kol., 1967; SHMÚ, 2017)

Table 1. List of used water gauges basic characteristics (Zítek et al., 1967; SHMÚ, 2017)

ID	stanica	tok	prietok od r.	nadmorská výška [m n. m.]	lesnatosť [%]	tvar povodia	plocha povodia [km <sup>2</sup> ]	sklon povodia [°]
5010	Lopašov	Chvojnicka	1969	272,70	40	0,25	31,13	2,27
5025	Sobotište	Teplica	1974	236,29	20	0,16	85,58	0,93
5020	Myjava	Myjava	1974	324,34	50	0,28	32,02	2,89
5030	Šaštín-Stráže	Myjava	1932	164,25	30	0,16	644,89	0,78
5060	Sološnica	Sološnický potok	1971	245,35	100	0,13	10,38	7,53
5070	Studienka	Rudava	1971	170,82	60	0,17	280,32	0,24
5095	Jakubov	Malina	1964	144,71	60	0,13	171,46	1,86
5100	Láb	Močiarka	1961	144,33	60	0,27	47,10	1,99
5120	Borinka	Stupavka	1974	217,20	90	0,09	33,76	2,39
5040	Moravský Svätý Ján	Morava	1922	146,24	30	0,36	24129,30	0,47
5085	Záhorská Ves	Morava	1976	139,86	30	0,28	25521,30	0,42

### Charakteristika územia povodia Moravy

Študované územie s plochou 2282 km<sup>2</sup> sa nachádza v najzápadnejšej časti Slovenska pri hraniciach s Českou republikou a Rakúskom. Slovenská časť povodia Moravy je zo západu ohraničená riekou Morava. Severná hranica povodia je totožná so štátnou hranicou s Českou republikou od obce Rohatec pozdĺž Sudoměřického potoka po hrebeňoch Bielych Karpát. Od vrchu Čupec (816 m n. m.) sa hranica povodia stáča na juh a pokračuje k hrebeňom Malých Karpát, ktoré tvoria východnú hranicu povodia Moravy. Južnú hranicu tvorí rozvodnica medzi čiastkovým povodím Moravy a čiastkovým povodím

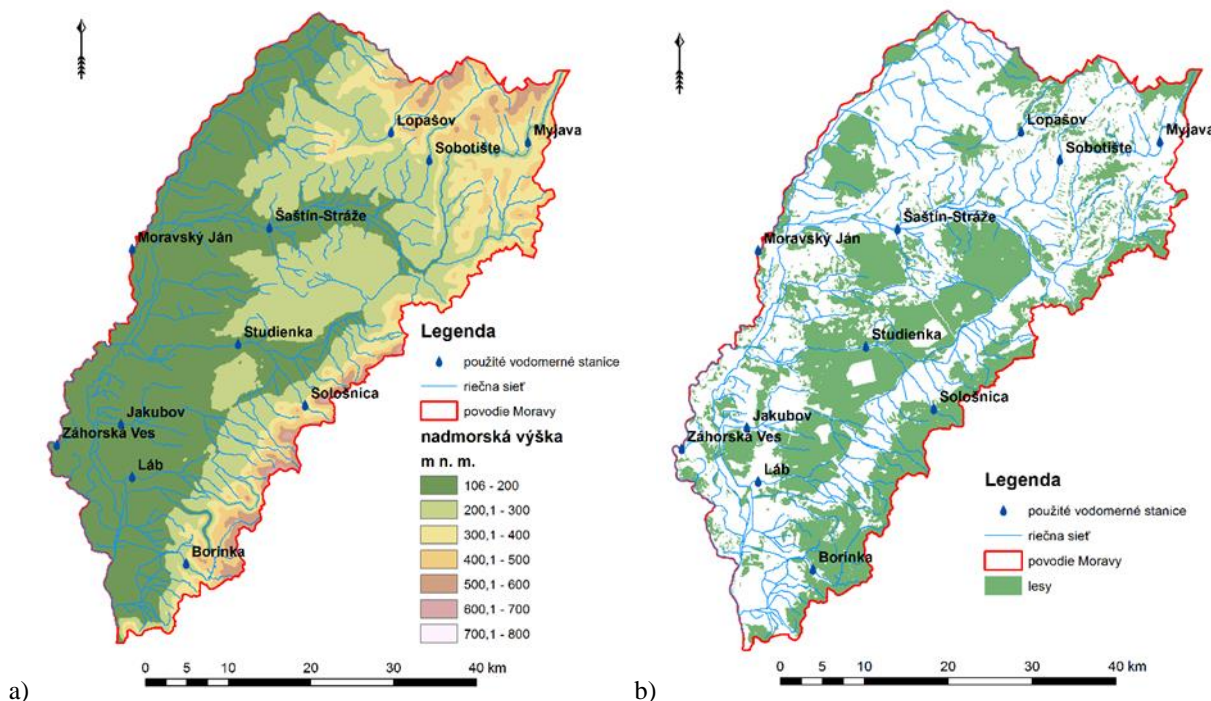
Dunaja (obr. 2a).

Z geomorfologického hľadiska sa slovenská časť povodia Moravy sa nachádza na rozhraní dvoch hlavných orografických jednotiek (obr. 2a-b) Západných Karpát (s geomorfologickými celkami Biele Karpaty, Myjavská pahorkatina, Malé Karpaty) a Západopanónskej panvy (s geomorfologickými celkami: Chvojnická pahorkatina, Dolnomoravský úval, Borská nížina). Územie je nížinné, keďže až 77,4 % tohto územia leží v nadmorskej výške do 300 m n. m. Najvyšší bod územia sa nachádza v geomorfologickom celku Biele Karpaty v nadmorskej výške 816 m n. m. – Čupec a najnižší bod je ústie Moravy do Dunaja v nadmorskej výške 106 m n.m.

**Tabuľka 2. Prehľad regiónov v povodí Moravy s konštantami regionálnych vzťahov  $B$  a  $n$  na určenie  $q_{max.100}$**

**Table 2. Overview of the regions in the Morava river basin with the regional equations constants  $B$  and  $n$  for the estimation of  $q_{max.100}$**

Ozn. oblasti	Povodie Moravy	$B$	$n$
M.1	Povodie Myjavy	7,20	0,572
M.2	Povodia ľavostranných prítokov Moravy nad Myjavou	4,65	0,577
M.3	Povodia horných častí ľavostranných prítokov Moravy pod Myjavou	1,92	0,505
M.4	Povodia dolných (nížinných) častí ľavostranných prítokov Moravy od Myjavy po ústie	1,08	0,495



**Obr. 2. a) Hypsometria slovenskej časti povodia Moravy s použitými vodomernými stanicami  
b) Mapa lesnatosti slovenskej časti povodia Moravy s použitými vodomernými stanicami.**

**Fig. 2. a) Hypsometry of the Slovak part of the Morava river basin with used water gauges  
b) Map of the forest coverage of the Slovak part of the Morava river basin with used water gauges.**

Nížinnú časť tvoria fluviálne sedimenty a eolické sedimenty viatych pieskov. Severozápad povodia je súčasťou flyšového pásma tvoreného ílovcami, zlepenkami a pieskovcami. Malé Karpaty sú tvorené granodioritmi, amfibolitmi, fylitmi a vápencami.

Povodie je budované pestrými pôdotvornými substrátmi. Na Borskej nížine a južných svahoch Chvojnickej pahorkatiny sa nachádzajú piesčité pôdy – regozeme. Na alúviách riek sa dlhodobo opakovanými záplavami vyvinuli fluvizeme. Na Myjavskej pahorkatine, v Bielych a Malých Karpatoch sú hnedé lesné pôdy – kambizeme. Na vápencových oblastiach Malých Karpát a Myjavskej pahorkatiny sa vyvinuli rendziny. V oblasti Chvojnickej pahorkatiny sa nachádzajú černoze. Menšie zastúpenie majú hnedozeme, čiernice, pararendziny a organozeme.

Územie čiastkového povodia Moravy pokrývajú lesy na ploche 863,82 km<sup>2</sup>, čo predstavuje 38,2 %-nú lesnatosť. Lesy v pohoriach sú tvorené prevažne dubom a bukom. Lesy na nížinách sú borovicové a pri vodných tokoch rastú lužné lesy.

Západná časť územia patrí do teplej klimatickej oblasti, zvyšok do mierne teplej klimatickej oblasti. Priemerná ročná teplota vzduchu za obdobie rokov 1961 – 2000 sa pohybuje v rozmedzí 9 – 9,5 °C v teplej oblasti a klesá s narastaním nadmorskej výšky. Priemerná januárová teplota sa pohybuje od –2,0 °C na Záhorí, pod –3,2 °C v dolinách Myjavskej pahorkatiny. V najteplejšom mesiaci roka (júl) dosahujú priemerné mesačné teploty od 18,0 °C v myjavskej oblasti, až do 20,3 °C na území Borskej nížiny. Dlhodobé priemerné zrážky v povodí sa pohybujú od 700 mm za rok.

Vodné toky v povodí Moravy sú podľa režimu odtoku vrchovinovo-nížinné typy, na ktorých sa minimálne prietoky vyskytujú v mesiacoch august alebo september,

kedy je najvyšší výpar a maximálne prietoky v mesiacoch február alebo marec v období topenia snehu. Riečna sieť je tvorená hlavným tokom Morava, ktorá má na našom území 114 km z celkovej dĺžky 329 km a jej ľavostrannými prítokmi. Najvýznamnejšie prítoky sú Myjava, Rudava a Malina.

## Výsledky

V prvom kroku sme odhadli parametre distribučných funkcií LP3 rozdelenia z krátkych radov 2002 – 2017 zo všetkých vybraných staníc, parametre šikmosti sú uvedené v tab. 3 ako  $G_k$ . Príklad distribučnej funkcie pre stanicu Sološnica – Sološnický potok je vykreslený na obr. 3a.

V druhom kroku sme odhadli distribučné funkcie pre rady kulminačných prietokov za celé obdobie pozorovaní. Príklad distribučnej funkcie zo stanice Sološnica – Sološnický potok je na obrázku 3. Z porovnania obr. 3a a 3b je zrejme, že predĺžením radu sa mierne zvýšil odhad 1000-ročného prietoku, a súčasne sa podstatne znížili hranice 5 a 95 % konfidenčných limitov, čiže spresnil sa odhad návrhových hodnôt. Na obr. 3b si môžeme tiež všimnúť tri odľahlé hodnoty menších kulminačných prietokov.

V treťom kroku sme vylúčili z radov pozorovaní dolné odľahlé hodnoty (outliers), nakoľko nás zaujíma čo najpresnejší odhad horných extrémov (obr. 3c). Koeficienty šikmosti z týchto radov sú v tab. 3 označené  $G$ . Regionálny koeficient šikmosti  $G_r = 0,38$  sme určili ako aritmetický priemer koeficientov  $G$ .

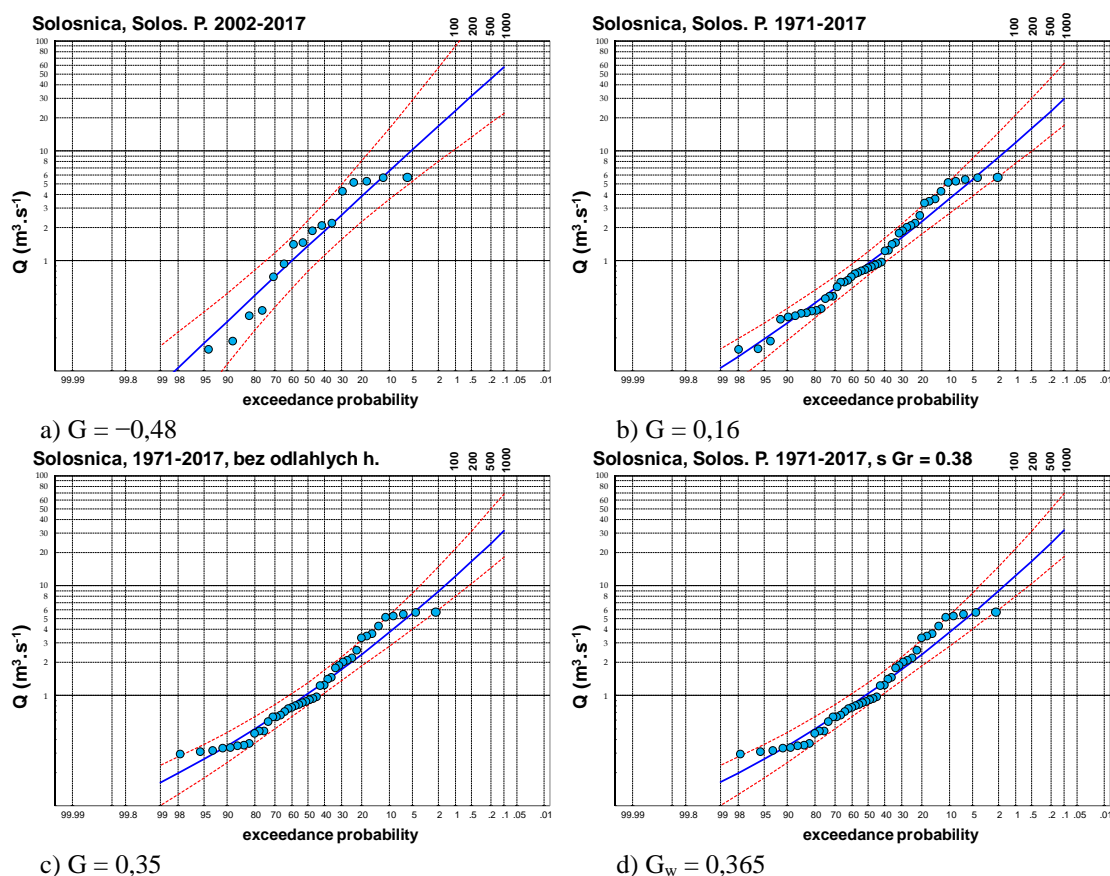
V poslednom kroku sme vypočítali návrhové prietoky a špecifické odtoky (tab. 4) pre stanicu Sološnica – Sološnický potok pomocou váženého koeficientu šikmosti  $G_w$  (obr. 3d). Tento postup sme opakovali pre všetkých

**Tabuľka 3. Porovnanie odhadov koeficientov šikmosti LP3 rozdelenia vo vybraných vodomer-ných staniách,  $G_k$  – odhad z obdobia 2002 – 2017,  $G$  – odhad za celé pozorované obdobie bez odľahlých hodnôt,  $G_r$  – odhad regionálneho koeficientu šikmosti**

**Table 3. Comparison of estimates of skewness coefficients LP3 distribution at selected water gauges,  $G_k$  – estimate from period 2002–2017,  $G$  – estimate for whole observed period without outliers,  $G_r$  – estimate of regional skewness coefficient**

ID	Stanica	Tok	$G_k$	$G$
5010	Lopašov	Chvojnica	–0,19	0,17
5025	Sobotište	Teplica	0,35	0,34
5020	Myjava	Myjava	0,64	0,57
5030	Šaštín-Stráže	Myjava	0,00	0,29
5060	Sološnica	Sološnický p.	–0,48	0,35
5070	Studienka	Rudava	–0,52	–0,36
5095	Jakubov	Malina	0,23	0,52
5100	Láb	Močiarka	0,20	0,35
5120	Borinka	Stupavka	0,32	1,19
	<b>Regionálny koeficient <math>G_r</math></b>			<b>0,38</b>
5040	Moravský Svätý Ján	Morava	0,88	0,19
5085	Záhorská Ves	Morava	0,68	0,36
	<b>Regionálny koeficient <math>G_r</math></b>			<b>0,27</b>





Obr. 3. Teoretická log-Pearsonova čiara prekročenia III. typu radu maximálnych ročných prietokov zo stanice Sološnica – Sološnický potok, 5 % a 95 % intervaly spoľahlivosti: a) obdobie 2002 – 2017; b) obdobie 1974 – 2017; c) obdobie 1974 – 2017 bez odlahých hodnôt; d) vážený koeficient  $G_w$  zo stanice s použitím regionálneho koeficientu  $G_r$ . Na osi x je pravdepodobnosť prekročenia.

Fig. 3. Theoretical log-Pearson duration curve III. type of maximum annual peak flows series from the gauge Sološnica – Sološnický potok, 5% and 95% confidence intervals: a) the period 2002–2017; b) the period 1974–2017; c) the period 1974–2017 excluding outliers; d) weighted coefficient  $G_w$  using the regional coefficient  $G_r$ .

Tabuľka 4. Odhadnuté  $N$ -ročné prietoky a špecifické odtoky v stanici Sološnica – Sološnický potok z radu kulminácií obdobia 1971 – 2017, 5 % a 95 % intervaly spoľahlivosti  
Table 4. Estimated  $T$ -year discharges and specific runoffs at the gauge Sološnica – Sološnický potok from a series of culminations during the 1971–2017 observation period, 5% and 95% confidence intervals

ID	stanica		$Q_{100}$	$Q_{200}$	$Q_{500}$	$Q_{1000}$	$q_{100}$	$q_{200}$	$q_{500}$	$q_{1000}$
5025	Sološnica – Sološnický potok	$N$ -ročné	11,91	15,95	22,86	29,53	1,15	1,54	2,20	2,84
		5 %	21,31	30,14	46,25	62,77	2,05	2,90	4,46	6,05
		95 %	7,74	10,00	13,68	17,08	0,75	0,96	1,32	1,65

9 vybraných vodomerných staníc (tab. 5). Nami odhadnuté 100-ročné špecifické odtoky na študovanom území boli pre verifikáciu porovnané s mapou z Atlasu krajiny SR. Maximálne špecifické odtoky s pravdepodobnosťou opakovania raz za 100 rokov. Z mapy môžeme na základe farebnej škály vyčítať, že

v slovenskej časti povodia Moravy sa vyskytujú hodnoty 100-ročných špecifických odtokov v intervale od 0 do  $0,4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$  pre nížinaté oblasti po  $0,4$  až  $1,8 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$  pre vyššie položené oblasti s maximom vo flyšovom pásme. Do týchto intervalov spadajú aj naše stanovené hodnoty 100-ročných špecifických odtokov.

Všetky vodomerné stanice ležiace na nížine majú nami stanovený 100-ročný špecifický odtok menší ako  $0,4 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ . Všetky ostatné vodomerné stanice ležiace či už v Myjavskej, Chvojnickej pahorkatine alebo Malých a Bielych Karpatoch majú nami stanovený 100-ročný špecifický odtok od 0,81 (Sobotište – Teplica) do  $1,16 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$  (Sološnica – Sološnický potok). Okrem vodomernej stanice Borinka – Stupávka.

Z regionálneho vzťahu (7) pre výpočet  $q_{\max 100}$  nám vyšli hodnoty, ktoré sú v tabuľke 6 porovnané s nami stanovenými  $q_{\max 100}$ . Vylúčili sme povodie prislúchajúce k stanici Sološnica – Sološnický potok, nakoľko sa tento vzťah používa pre povodia s plochou nad  $20 \text{ km}^2$ .

### Záver a diskusia

V predloženom príspevku prezentujeme výsledky odhadu *N*-ročných prietokov vybraných riek v slovenskej časti povodia Moravy. Pri odhade návrhových hodnôt testujeme použitie len jedného typu rozdelenia pravdepodobnosti výskytu kulminačných prietokov, a to log-Pearsonovo rozdelenie tretieho typu (LP3 rozdelenie). Použitie jedného typu rozdelenia prináša viaceré výhody, a to:

1. pri prepočítavaní parametrov rozdelenia po predĺžení radu pozorovaní o ďalšie roky je možné sledovať zmeny parametrov rozdelenia (t.j. nové výpočty – sta-

ré výpočty);

2. takisto možno sledovať zmeny parametrov pri objavení – doplnení radov o nové historické povodnie;
3. LP3 rozdelenie sa používa v mnohých krajinách ako norma pre výpočet *N*-ročných vôd, preto na odhad koeficientov tohto rozdelenia existuje viacero EXCELOvských súborov, ktoré je možné ľahko použiť;
4. je možné regionalizovať koeficient šikmosti LP3
5. rozdelenia pre rôzne oblasti SR. Použitím regionálneho koeficientu šikmosti je možné zlepšiť odhad *N*-ročných vôd v povodiach s krátkymi radmi pozorovaní;
6. použitím jedného typu rozdelenia môžeme určiť 5 % a 95 % intervaly spoľahlivosti určenia návrhových hodnôt, čo sa dnes už vyžaduje, resp. je už štandardom.

Regionálny koeficient šikmosti *Gr* log-Pearsonovho rozdelenia III. typu v povodí Moravy bol odhadnutý na základe hodnotenia vybraných vodomerných staníc na hodnotu 0,38. Aj keď sa použitím regionálneho koeficientu zlepšila presnosť odhadu *N*-ročných prietokov, stále pretrvávajú vysoká neistota stanovenia návrhových hodnôt pre dlhé doby opakovania. Z hodnôt v tab. 4 môžeme vidieť,

**Tabuľka 5. Odhadnuté *N*-ročné prietoky a špecifické odtoky pre vybrané vodomerné stanice v slovenskej časti povodia Moravy**

**Table 5. Estimated *T*-year discharges and specific runoffs for selected water gauges in the Slovak part of the Morava river basin**

ID	stanica	tok	$Q_{100}$	$Q_{200}$	$Q_{500}$	$Q_{1000}$	$q_{100}$	$q_{200}$	$q_{500}$	$q_{1000}$
5010	Lopašov	Chvojnicica	35,04	45,84	63,86	80,90	1,1	1,5	2,1	2,6
5025	Sobotište	Teplica	72,40	94,20	130,70	165,40	0,8	1,1	1,5	1,9
5020	Myjava	Myjava	37,14	49,71	71,68	93,48	1,2	1,6	2,2	2,9
5030	Šaštín-Stráže	Myjava	115,70	140,30	178,30	211,70	0,2	0,2	0,3	0,3
5060	Sološnica	Sološnický p.	12,27	16,61	24,22	31,76	1,2	1,6	2,3	3,1
5070	Studienka	Rudava	29,33	33,91	40,31	45,43	0,1	0,1	0,1	0,2
5095	Jakubov	Malina	19,25	23,75	30,91	37,42	0,1	0,1	0,2	0,2
5100	Láb	Močiarka	12,22	15,85	21,90	27,62	0,3	0,3	0,5	0,6
5120	Borinka	Stupavka	9,663	12,68	17,92	23,09	0,3	0,4	0,5	0,7

**Tabuľka 6. Porovnanie  $q_{100}$  stanovených našou metodikou a vypočítaných  $q_{\max 100}$**

**Table 6. Comparison of  $q_{100}$  estimated by our methodology and calculated  $q_{\max 100}$**

ID	stanica	tok	$q_{100}$ [ $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ ]	$q_{\max 100}$ [ $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ ]	rozdiel [%]
5010	Lopašov	Chvojnicica	1,1	1,10	-2,2
5025	Sobotište	Teplica	0,8	0,56	33,7
5020	Myjava	Myjava	1,2	1,00	16,0
5030	Šaštín-Stráže	Myjava	0,2	0,18	0,9
5070	Studienka	Rudava	0,1	0,11	-6,4
5095	Jakubov	Malina	0,1	0,08	24,8
5100	Láb	Močiarka	0,3	0,27	-4,7
5120	Borinka	Stupavka	0,3	0,32	-11,8



že neistota pri stanovení už 100-ročných prietokov je stále veľmi veľká, 100-ročný prietok Sološnického potoka v Sološnici môže byť od 7,74 do 21,31 m<sup>3</sup>.s<sup>-1</sup> s 90 percentnou pravdepodobnosťou. V ďalšej práci by pre spresnenie výsledkov bolo vhodné do odhadov koeficientu šikmosti zaviesť ďalšie faktory, ako sú fyzicko-geografické vlastnosti povodia, ktoré sa môžu meniť (napr. lesnatosť, podložie, využitie povodia, veľkosť povodia, nadmorská výška stanice, typ pôd, tvar povodia, a pod.). Tieto aspekty budeme analyzovať v priebehu nasledujúceho výskumu.

## Pod'akovanie

*Táto práca bola podporovaná projektom VEGA 2/0004/19 a bola vytvorená realizáciou projektu ITMS 26240120004 Centrum excelentnosti integrovanej protipovodňovej ochrany územia, na základe podpory operačného programu Výskum a vývoj financovaného z Európskeho fondu regionálneho rozvoja.*

## Literatúra

- Atlas krajiny Slovenskej republiky. (2002): 1. vyd. Bratislava: Ministerstvo životného prostredia SR; Banská Bystrica: Slovenská agent. životného prostredia, 344.
- Bulletin 17B (1982): Bulletin 17B "Guidelines for Determining Flood Flow Frequency", Interagency Advisory Committee on Water Data. U.S. Geological Survey, Office of Water-Data Collection, 183.
- Dysarz, T., Wicher – Dysarz, J., Sojka, M., Jaskuła, J. (2019): Analysis of extreme flow uncertainty impact on size of flood hazard zones for the Wronki gauge station in the Warta river. *Acta Geophysica Acta Geophysica* <https://doi.org/10.1007/s11600-019-00264-8>, 16.
- EP (2007): Directive 2007/60/EC of the European Parliament and of the Council of 23 October 2007 on the assessment and management of flood risk
- Gaál, L., Szolgay, J., Kohnová, S., Hlavčová, K., Viglione, A. (2010a): Inclusion of historical information in flood frequency analysis using a Bayesian MCMC technique: a case study for the power dam Orlik, Czech Republic. *Contributions to Geophysics and Geodesy*, 40, 2, 121–147.
- Gaál, L., Szolgay, J., S. Kohnová, S. (2010b): Zohľadnenie historických povodní pri štatistickom určovaní návrhových maximálnych prietokov. *Povodne 2010: Príčiny, priebeh a skúsenosti*. Štrbské Pleso, VÚVH, 7.
- Griffis, V.W., Stedinger, J.R. (2009): Log-Pearson type 3 distribution and its application in flood frequency analysis, III—sample skew and weighted skew estimators, *Journal of Hydrology*, 14, 2, 121–130.
- HMÚ (1970): Hydrologické pomery ČSSR, III. diel. Praha. 87–104.
- IACWD (1982): Guidelines for determining flood flow frequency, Bulletin 17-B. Technical report, Interagency Committee on Water Data, Hydrology Subcommittee. 194.
- Kohnová, S., Gaál, L., Bacigál, T., Szolgay, J., Hlavčová, K., Valent, P., Parajka, J., Blöschl, G. (2016): Process-based selection of copula types for flood peak-volume relationships in Northwest Austria: a case study. In *Contrib. to Geophysics and Geodesy*. 46, 4, 245–268.
- Kohnová, S., Szolgay, J. (1995): K používaniu Dubovho vzorca pre výpočet maximálneho špecifického odtoku na malých povodiach na Slovensku. *Vodohospodársky časopis* 43, 1–2, 3–27.
- Kohnová, S., Szolgay, J. (1996): K určovaniu maximálneho špecifického odtoku na malých povodiach. *Vodohospodársky časopis* 44, 2 – 3, 164 – 183.
- Kohnová, S., Szolgay, J. (2003): Regional estimation of the index flood and the standard deviation of the summer floods in the Tatry mountains. *J. Hydrol. Hydromech.*, 51, 4, 241–255.
- Kohnová, S., Szolgay, J., Hlavčová, K. (2006a): Hydroinformatika – Nové štatistické metódy odhadu návrhových prietokov a zrážok pre dimenzovanie hydrotechnických stavieb. STU Bratislava.
- Kohnová, S., Szolgay, J., Solín, L., Hlavčová, K. (2006b): Regional methods for prediction in ungauged basins. Key Publishing, Ostrava, 113.
- Koutsoyiannis, D. (2008): Probability and statistics for geophysical processes, NTUA, Athens.
- Merz, R., Blöschl, G. (2008a): Flood frequency hydrology: 1. Temporal, spatial, and causal expansion of information. *Water Resources Research*, 44, 8, article number W08432, 17.
- Merz, R., Blöschl, G. (2008b): Flood frequency hydrology: 2. Combining data evidence. *Water Resources Research*, 44 (8), article number W08433, 16.
- Millington N., Das S., Simonovic S. P. (2011): The Comparison of GEV, Log-Pearson Type 3 and Gumbel Distributions in the Upper Thames River Watershed under Global Climate Models. *Water Resources Research Report*. Department of Civil and Environmental Engineering, The Univ. of Western Ontario London, Ontario, Canada, September 2011, 1–54.
- MŽP (2003): Kvantita povrchových a podzemných vôd. Hydrologické údaje povrchových vôd. Kvantifikácia povodňového režimu. Časť 1: Stanovenie *N*-ročných prietokov a *N*-ročných prietokových vln na väčších tokoch. Odvetvová technická norma OTN ŽP 3112–1:03, MŽP SR, Bratislava, 31.
- Naghavi, B., Cruise, J., F., Arora, K. (1990): Comparative evaluation of three estimators of log Pearson type 3 distribution. *Transportation Research Record*, 1279, 103–112.
- Pekár, J., Pekárová, P., Bačová Mitková, V., Holko, L., Kostka, Z. (2012): Historické povodne, regionalizácia a návrhové hodnoty *N*-ročných prietokov s krátkou dobou pozorovania v regióne Západných Tatier. *Acta Hydrologica Slovaca*, 13/1, 153 – 164.
- Pekárová, P., Bačová Mitková, V., Pekár, J., Miklánek, P., Halmová, D., Liová, S. (2018): Historické povodne na území Slovenska a ich význam v hydrológii. *Veda, vydavateľstvo Slovenskej akadémie vied*, 135. ISBN 978 -80-224-1684-9.
- Pekárová, P., Halmová, D., Bačová Mitková, V., Miklánek, P., Pekár, J., Škoda, P. (2013). Historic flood marks and flood frequency analysis of the Danube River at Bratislava, Slovakia. *J. Hydrol. Hydrom.*, 61, 4, 326–333.
- Phien, H., N., Jivajirajah, T. (1984): Applications of the log Pearson type-3 distribution in hydrology, *Journal of Hydrology*, 73, 359–372.
- Pilon, P. J., Adamowski, K. (1993): Asymptotic variance of

- flood quantile in log Pearson type III distribution with historical information, *J. of Hydr.*, 143, 3–4, 481–503.
- SHMÚ (2017): Hydrologická ročenka. Povrchové vody 2017. SHMÚ, Bratislava. 225.
- Sochorec, R. (1966): Smernice pro spracování  $N$ -letých vod. HMÚ Ostrava. 16.
- Stanescu, V.A. (2004): Regional analysis of annual peak discharges in the Danube Catchment. The Danube and its catchment—A hydrological Monograph, Followup volume VII. Regional Cooperation of the Danube Countries in the Frame of the International Hydrological Programme of UNESCO, Bucharest.
- Šipikalová, H. (ed.) (2006): Spracovanie hydrologických charakteristik –  $N$ -ročné maximálne prietoky. SHMÚ, Záverečná správa čiastkovej úlohy 5303-00. 90.
- Zítek, J a kol. (1967): Hydrologické poměry Československé socialistické republiky. Díl II. Hydrometeorologický ústav, Praha. 557.

### ESTIMATION OF $T$ -YEAR FLOWS USING A REGIONAL SKEWNESS COEFFICIENT OF LOG-PEARSON TYPE III. DISTRIBUTION

In this paper we present the results of estimation of  $T$ -year flows of selected streams in the Slovak part of the Morava river basin. In estimating the design values, we test the use of only one type of peak probability distribution, namely the log-Pearson type III distribution. We present the results on the streams of the region in the Slovak part of the Morava river basin. The use of one type of distribution brings several benefits, e. g. skewness coefficient. We compared discharge data time series of maximum annual discharge with different duration, after removing outliers and using regional skewness coeffi-

cient. Based on the evaluation of selected water gauges, we decided for the most exact regional skewness coefficient with value 0.38. Using this coefficient we can also estimate  $T$ -year flows on ungauged streams. The results were compared with results from other methodologies. This research follows the previous research in the Danube and Belá river basins with different geographical characteristics. Using this regional skewness coefficient has refined the estimation of  $T$ -year values, but there is still a high uncertainty in estimating design values for long-term return periods.

Mgr. Jakub Mészáros  
RNDr. Pavla Pekárová, DrSc.  
Ústav hydrológie SAV  
Dúbravská cesta č. 9  
841 04 Bratislava  
E-mail: jakubmeszaros@uh.savba.sk  
pekarova@uh.savba.sk

Doc. RNDr. Ján Pekár, CSc.  
Univerzita Komenského v Bratislave  
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky,  
Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky,  
Mlynská dolina,  
842 48 Bratislava,

Mgr. Katarína Melová, PhD.  
Slovenský hydrometeorologický ústav  
Odbor kvantity povrchových vôd  
Jeséniova 17  
833 15 Bratislava