
GEOGRAFICKÝ ČASOPIS

57

2005

4

*Lubomír Solín**

POVODNE – ODHAD ICH VEĽKOSTÍ PRE MALÉ POVODIA SLOVENSKA METÓDOU REGIONÁLNEJ FREKVENČNEJ ANALÝZY

L. Solín: Floods: size estimates for small basins of Slovakia by the method of regional frequency analysis. Geografický časopis, 57, 4, 2005, 4 figs., 6 tabs., 44 refs.

The paper deals with the issue of T -year maximum discharge for basins with a relatively short gauging or ungauged basins by the method of regional frequency – index-flood analysis. Identification of physical regional types is carried out by the method of hierarchic and non-hierarchic cluster analysis and application of logical principles. Setting of an optimum number of physical regional types for the purpose of regional frequency analysis leans on the test of heterogeneity *inter se* regarding the regional coefficient values of L -variation by means of pair comparison. Division of Slovakia's territory into four physical regional types identified by application of logical principles seems to be the optimal solution. Regional distribution functions were established by the method of L -moment ratio diagram. Values of maximum annual Q_{100} discharges estimated by the index flood method for the set of 34 basins within the selected regional type are 2-3 times lower than estimates obtained by application of the empirical regional formula.

Key words: regional frequency analysis, regional type, hydrological heterogeneity, L -moments, regional distribution function, T -return period discharge

ÚVOD

V súvislosti s odhadom N -ročných maximálnych prietokov má vo vodohospodárskej praxi na Slovensku dlhú tradíciu používanie Dubových oblastných

* Geografický ústav SAV, Štefánikova 49, 814 73 Bratislava

empirických vzorcov (cf. Dub 1954, 1957). Z analýzy porovnávajúcej odhady storočných maximálnych prietokov Q_{100} , dosiahnutých aplikáciou oblastných empirických vzorcov s odhadmi získanými na základe aplikácie frekvenčnej analýzy, ktorú uskutočnili Kohnová a Szolgay (1995) alebo Blaškovičová (1998), vyplynulo, že oblastné empirické vzorce nie celkom dobre vyhovujú určeniu Q_{100} na malých povodiach a výrazne nadhodnocujú hodnoty storočného maximálneho špecifického odtoku. V dôsledku toho sa dosahuje zbytočne vysoká zabezpečenosť návrhových maximálnych prietokov. Taktiež nepresné a neúplné rozdelenie územia Slovenska do vymedzených oblastí spôsobuje problémy pri zaradovaní povodí do jednotlivých oblastí, resp. výbere analógu (povodia s hydrologickým pozorovaním) v prípadoch, keď sa storočný maximálny prietok odhaduje pre povodia bez hydrologického pozorovania. V dôsledku týchto, ale aj ďalších problémov Kohnová a Szolgay (1995) zdôraznili potrebu intenzívnejšie sa zaoberať celkovou filozofiou prístupu k určovaniu návrhových maximálnych prietokov na Slovensku.

Frekvenčná analýza maximálnych prietokov predstavuje štatistický prístup k odhadu N -ročných maximálnych prietokov. Jej cieľom je odhad kvantilov Q_N , teda takých ročných maximálnych prietokov, že pravdepodobnosť F ich prekročenia je $1/N$, kde N môže byť napr. 10, 20, 50, 100, 500 alebo 1000 a viac rokov. Tieto kvantily sa určujú z distribučnej funkcie maximálnych ročných prietokov. Q_N je teda maximálny prietok s pravdepodobnosťou F , ktorý sa vyskytuje v priemere raz za N rokov.

Spoľahlivý odhad N -ročných maximálnych prietokov, predovšetkým s veľkou periódou N rokov z údajového súboru jedného povodia si vyžaduje, aby bol lokálny údajový súbor primerane dlhý. Podľa FEH (1999) sa spoľahlivý odhad frekvenčnou analýzou dosiahne vtedy, ak je pozorovací rad dlhý $5N$. Ak teda $N = 100$ rokov, potom pre spoľahlivý odhad Q_{100} je potrebný 500-členný pozorovací rad. Takéto pozorovacie rady sa prakticky nevyskytujú. Z toho dôvodu je pravdepodobnosť spoľahlivého odhadu N -ročných maximálnych prietokov pre povodia s krátkym pozorovacím radom pomerne nízka. Ak chceme odhadnúť napr. veľkosť prietoku Q_{100} , ale z povodia je k dispozícii len 20-ročný pozorovací rad, tak je len 18 % pravdepodobnosť, že takáto veľká povodeň sa vyskytne počas 20-ročného pozorovacieho radu (cf. Viessman et al. 1977). V prípade 50-ročného pozorovacieho radu je pravdepodobnosť výskytu Q_{100} 39 % a v prípade 100-ročného radu 63 %.

Jedným zo spôsobov ako spresniť odhady N -ročných prietokov pre povodia s krátkym pozorovacím radom, resp. pre povodia bez hydrologického pozorovania je uskutočniť odhady N -ročných maximálnych prietokov na základe *regionálnej frekvenčnej analýzy*. Problém nedostatočnej dĺžky pozorovacieho radu sa regionálna frekvenčná analýza snaží preklenúť myšlienkou, že ak frekvencie výskytu javov určitej veľkosti v rôznych povodiach sú si podobné, potom presnejší záver o ich výskyte v určitom povodí možno skôr dosiahnuť spoločnou analýzou dát povodí s podobnou hydrologickou reakciou než analýzou dát z jedného povodia (Hosking a Wallis 1997).

Príspevok je zameraný na odhad N -ročných maximálnych prietokov pre malé povodia Slovenska metódou regionálnej frekvenčnej analýzy, ktorá sa nazýva *index flood method* (metóda indexovej povodne). Metódu do hydrologickej lite-

ratúry zaviedol Dalrymple (1960) a v súčasnosti patrí medzi najčastejšie používané prístupy regionálnej frekvenčnej analýzy. Odhady Q_{100} získané pre vybraný súbor povodí metódou indexovej povodne sú potom porovnané s odhadmi, uskutočnenými na základe empirických oblastných vzorcov.

STRUČNÝ PREHĽAD PRÍSTUPOV REGIONÁLNEJ FREKVENČNEJ ANALÝZY

Rozčlenenie študovaného územia do regionálnych tried je spolu s výberom distribučných funkcií reprezentujúcich jednotlivé regionálne triedy kľúčovým problémom, ktorý je treba vyriešiť pri odhade N -ročných maximálnych prietokov aplikáciou regionálnej frekvenčnej analýzy. V prípade povodí bez hydrologického pozorovania k tomu ešte pristupuje aj problém odhadu strednej hodnoty ročných maximálnych prietokov na základe fyzickogeografických charakteristík povodí.

V rámci regionálnej frekvenčnej analýzy sa pri riešení kľúčových problémov uplatňujú rôzne prístupy. Vyčleňovanie regionálnych tried sa najčastejšie uskutokňuje tradičnými metódami numerickej taxonómie, akými sú napr. hierarchická a nehierarchická zhuková analýza (napr. Acreman a Sinclair 1986; Burn a Goel 2000; Kohnová a Szolgay 2000, 2002 a 2003; Solín 2002; Wiltshire 1986b), faktorová, resp. komponentná analýza (Gottschalk 1985, Burn 1988), alebo kanonická korelačná analýza (napr. Cavadias 1990, Ouarda et al. 2001). Výsledkom aplikácie spomínaných tradičných výpočtových metód sú spravidla vzájomne sa neprekrývajúce regionálne triedy. Prekrývajúce regionálne triedy sa vyčleňujú metódou *region of influence* – ROI (Burn 1990a, 1990b; Zrinji a Burn 1994). V snahe vyhnúť sa subjektívnym rozhodnutiam, ktoré je nevyhnutné prijať pri aplikácii tradičných metód, začali sa pri vyčleňovaní regionálnych tried pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy uplatňovať algoritmy *fuzzy* logiky (Hall a Minns 1999) a umelej neurónovej siete (Jingyi a Hall 2004). Relatívne menej frekventované je vyčleňovanie regionálnych tried na základe aplikácie logických princípov (napr. Wilshire 1985 a 1986a, Solín 2002). Často používaná námieta, že ide o veľmi subjektívnu metódu, nie je pritom opodstatnená. Napr. Solín (2002) poukázal na to, že rozčlenenie študovaného územia do regionálnych tried pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy ročných maximálnych priemerných denných prietokov aplikáciou logických princípov sa ukázalo presnejšie než členenie na základe aplikácie vyššie uvedených metód.

Problematika výberu vhodnej distribučnej funkcie pre regionálnu frekvenčnú analýzu a stanovenie odhadov jej parametrov je podrobne analyzovaná napr. v prácach Landwehra et al (1979), Greisa a Wooda (1981), Hoskinga et al. (1985), Lettenmaiera et al. (1987), Chowdhuryho et al. (1991), resp. Hoskinga a Wallisa (1997), Rao et al (2000). Pri odhade parametrov distribučných funkcií, vyjadrujúcich polohu, variabilitu, šikmosť a špicatosť rozdelenia pravdepodobností, sa môže uplatniť metóda tradičných momentov, metóda momentov vážených pravdepodobnosťou (Landwehr et al 1979), metóda lineárnych momentov (Hosking a Wallis 1993) alebo metóda maximálnej vierohodnosti.

Nie vždy sú odhady parametrov distribučnej funkcie stanovené na základe regionálnych hodnôt momentov vyjadrujúcich rozptyl a tvar distribučnej funkcie (cf. Hosking a Wallis 1997). V niektorých prístupoch, napr. *regional shape*

estimation alebo *Bulletin 17*, sa namiesto regionálnej hodnoty rozptylu uplatňuje lokálna hodnota rozptylu, určená z údajov konkrétneho povodia. V prípade najrozšírenejšej metódy regionálnej frekvenčnej analýzy – metódy indexovej povodne – je odhad parametrov distribučnej funkcie založený na regionálnych hodnotách rozptylu, šikmosti a špicatosti.

Rôznym spôsobom môžu byť vyjadrené aj maximálne prietoky. Rad maximálnych prietokov môže byť zostavený z ročných maximálnych priemerných denných prietokov, alebo z kulminačných maximálnych prietokov. Každý rok je teda reprezentovaný jednou hodnotou maximálneho priemerného denného prietoku, alebo hodnotou maximálneho dosiahnutého prietoku. V prípade, že pozorovací rad povodia je krátky, rad maximálnych prietokov sa môže zostaviť metódou POT (*peaks over thresholds*), vtedy predmetom analýzy sú všetky prietoky nad určitú úroveň (cf. Sealhun a Oberlin 1993).

Stručný prehľad rôznych prístupov regionálnej frekvenčnej analýzy spracoval napr. Cunnane (1989). Identifikoval celkom 12 metód. Systematickejšia analýza prístupov je napr. v GREHYS (1996). Problematika regionálnej frekvenčnej analýzy je tu rozdelená do dvoch problémových okruhov:

- a) DHR – metódy identifikovania homogénnych regiónov,
- b) REM – odhad kvantilov povodňových prietokov regionálnymi metódami.

V súvislosti s vyčleňovaním skupín homogénnych povodí (DHR) sú analyzované štyri prístupy: a) metóda ROĽ, b) kanonická korelačná analýza, c) korešpondenčná analýza a aglomeratívna hierarchická analýza, d) metóda L -momentov. Čo sa týka metód stanovenia regionálnej kvantilovej funkcie (REM), autori sem zahrňujú nasledovné prístupy: a) metóda indexovej povodne (GEV/PWM), b) regionálna neparametrická analýza, c) regionálny odhad N -ročných prietokov na základe analýzy prietokov nad určitý stanovený limit (POT metóda), d) regionálna L -momentová analýza, e) regionálny odhad N -ročných prietokov regresívnymi metódami.

Ako už bolo uvedené, medzi najviac používané metódy regionálnej frekvenčnej analýzy patrí metóda indexovej povodne. Metóda je formálne v vyjadrená rovnicou v tvare

$$Q_i(F) = \mu_i q(F) \quad (1)$$

Symbol $Q_i(F)$ je odhadovaný ročný maximálny prietok, ktorý bude dosiahnutý, resp. prekročený s pravdepodobnosťou F , pričom $0 < F < 1$, pre i -té povodie regionálnej triedy. Prvý člen na pravej strane rovnice μ_i je indexová povodeň, ktorá môže byť vyjadrená niektorým z parametrov polohy distribučnej funkcie ročných maximálnych prietokov (Q_i). Spravidla to však býva stredná hodnota náhodnej premennej Q_i ročného maximálneho prietoku i -teho povodia. Druhý člen $q(F)$ je bezrozmerná regionálna kvantilová funkcia, t. j. inverzia k distribučnej funkcii hodnôt Q_i/μ_i , o ktorej sa predpokladá, že je rovnaká pre všetky povodia regionálnej triedy. Spoľahlivé odhady metódou indexovej povodne sa dosahujú vtedy, ak sú splnené aj nasledovné predpoklady (cf. Hosking a Wallis 1997):

- pozorovania v ktoromkoľvek vodomernom profile sú rovnako rozdelené, čiže nie sú ovplyvnené zmenou vodomerného profilu, úpravou koryta alebo iným zmenami v povodí, ktoré mohli ovplyvniť veľkosť prietokov,

- pozorovania v ktoromkoľvek vodomernom sú časovo nezávislé,
- pozorovania v rozdielnych vodomerných profiloch sú nezávislé,
- distribučné funkcie v rozdielnych vodomerných profiloch sú okrem parametra polohy identické,
- matematická forma regionálnej distribučnej funkcie je korektne špecifikovaná.

Chceme len poznamenať, že pre i -té povodie platí

$$Q_i(F) = Q_i \frac{1}{1-N}$$

ODHAD N -ROČNÝCH MAXIMÁLNYCH PRIETOKOV METÓDOU INDEXOVEJ POVODNE PRE MALÉ POVODIA SLOVENSKA

Zostavenie výberového súboru povodí a vstupné hydrologické a fyzickogeografické údaje

Vybraný súbor povodí, v rámci ktorého sa identifikovali fyzickogeografické regionálne typy pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy ročných maximálnych prietokov metódou indexovej povodne, tvorilo 156 malých povodí (povodia s rozlohou menej ako 250 km²). Definovanie základnej priestorovej jednotky, ktorá je predmetom regionálneho členenia, ako malého povodia, umožňuje vyčleniť fyzickogeografické regionálne triedy detailnejším spôsobom a dosiahnuť tak aj ich výraznejšiu separáciu z hľadiska hydrologických dôsledkov, ako by to bolo v prípade výberového súboru zostaveného z kombinácie malých, stredných a veľkých povodí. Z hydrologického hľadiska jasne separované regionálne triedy zvyšujú spoľahlivosť odhadov N -ročných maximálnych prietokov prostredníctvom regionálnych distribučných funkcií pre povodia bez hydrologického pozorovania. Výberový súbor 156 malých povodí bol zostavený tak, aby reprezentoval základný súbor malých povodí Slovenska (takmer 5000 povodí) z hľadiska pestrosti ich fyzickogeografických charakteristík a aby sa v ňom nevyskytovali vzájomne sa prekrývajúce povodia, ktoré by spôsobovali vzájomnú závislosť ich hydrologických hodnôt.

Pre každé povodie výberového súboru bola vytvorená databáza atribútov pozostávajúca z 20-ročného pozorovacieho radu ročných maximálnych priemerných denných prietokov obdobia 1976-1995 a zo súboru viac ako 30 fyzickogeografických charakteristík povodí, vyjadrujúcich ich zrážkové, pôdno-substrátové a morfometrické podmienky, ako aj charakter krajiny pokrývky. Pre vybraný súbor 34 povodí bol k dispozícii ešte 25-ročný rad ročných maximálnych kulminačných prietokov z obdobia 1976-2000.

Stanovenie hydrologických sumárnych štatistík

Keďže lokálne hydrologické dáta môžu vykazovať dobrú zhodu s viacerými distribučnými funkciami, nie je vhodné špecifikovať hydrologické konzekvenencie vyčlenených fyzickogeografických regionálnych tried priamo prostredníctvom parametrov distribučných funkcií (cf. Mosley 1981). Preto sa uprednost-

ňuje ich vyjadrenie prostredníctvom rôznych typov momentov ročných maximálnych prietokov, určujúcich polohu a tvar distribučnej funkcie. Z hydrologického radu 20-ročných maximálnych priemerných denných prietokov $Q_{i1}, Q_{i2}, Q_{i3}, \dots, Q_{i20}$ i -teho povodia sa vytvoril normovaný rad hodnôt $q_{i1}, q_{i2}, q_{i3}, \dots, q_{i20}$, pričom

$$q_{ij} = Q_{ij} / \bar{Q}_i \quad i = 1, 2, \dots, 156; j = 1, 2, \dots, 20 \quad (2)$$

kde

$\bar{Q}_i$ je aritmetický priemer ročných maximálnych priemerných denných prietokov Q_{ij} v i -tom povodí.

Metódou L -momentov (Hosking a Wallis 1997) sa pre každé povodie odhadli lokálne L -momenty ročných maximálnych priemerných denných prietokov. Empirické hodnoty lokálnych L -momentov sú definované nasledovne:

$$l_1 = b_0 \quad (3)$$

$$l_2 = 2b_1 - b_0 \quad (4)$$

$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad (5)$$

$$l_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \quad (6)$$

kde b_0 až b_3 sú empirické odhady pravdepodobnosťou vážených momentov β_r (Landwehr et al. 1979), pričom

$$b_0 = n^{-1} \sum_{j=1}^n x_{j:n} \quad (7)$$

$$b_r = n^{-1} \sum_{j=r+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-r)}{(n-1)(n-2)\dots(n-r)} x_{j:n} \quad r = 1, 2, \dots, n \quad (8)$$

kde $x_{j:n}$ sú vzostupným spôsobom usporiadané hodnoty $q_{i1}, \dots, q_{in}$, teda

$$x_{1:n} < x_{2:n} < \dots < x_{n:n}.$$

Štatistiky

$$t = l_2 / l_1 \quad (9)$$

$$t_3 = l_3 / l_2 \quad (10)$$

$$t_4 = l_4 / l_2 \quad (11)$$

sú empirickými hodnotami koeficienta L -variácie, L -šikmosti, L -špicatosti. L -momenty majú oproti tradičným momentom niekoľko výhod. Predovšetkým sú menej ovplyvnené extrémnymi hodnotami a poskytujú menej vychýlené odhady, majú väčšiu diskrimačnú schopnosť identifikovať rozdelenie, z ktorého pochádzajú empirické dáta (Hosking a Wallis 1997).

Identifikovanie fyzickogeografických regionálnych typov pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy

Vychádzajúc z princípov regionálnej taxonómie (cf. Fischer 1987, Bezák 1993) bol regionálnotaxonomický problém pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy sformulovaný ako identifikovanie homogénnych (formálnych), hierarchických, resp. nehierarchických vzájomne sa neprekrývajúcich regionálnych typov. Termín homogénny (formálny) vyjadruje, že povodia sú zoskupované do tried na základe podobnosti ich atribútov, nie na základe väzieb (vzťahov) medzi nimi. Rozdiel medzi hierarchickými a nehierarchickými regionálnymi triedami vyjadruje či vyčlenené triedy sú alebo nie sú zoradené do hierarchického systému. Výsledkom hierarchickej regionálnej taxonómie je hierarchicky usporiadaný rad regionálnych tried, zatiaľ čo výsledkom nehierarchickej regionálnej taxonómie je len počet regionálnych tried, ktorý je považovaný za optimálny z hľadiska určitého kritéria. V prípade neprekrývajúcich sa regionálnych tried je každé povodie zaradené len do jednej z regionálnych tried, na rozdiel od prekrývajúcich sa tried, kedy aspoň jedno povodie môže byť zaradené do viacerých regionálnych tried. Nakoniec termín regionálny typ vyjadruje, že regionálna trieda nie je, na rozdiel od regiónu, v geografickom priestore súvislá.

Regionálne triedy sa vyčleňovali na základe fyzickogeografických charakteristík povodí, významným spôsobom ovplyvňujúcich priestorovú variabilitu hodnôt koeficienta L -variácie. V súvislosti s L -momentami ročných maximálnych priemerných denných prietokov Hosking a Wallis (1997) zdôrazňujú, že je racionálne sústrediť sa len na koeficient L -variácie, pretože variabilita jeho hodnôt má omnoho väčší efekt na variabilitu konečných odhadov kvantilov s veľmi malou pravdepodobnosťou výskytu (veľkou periódou N rokov) než variabilita hodnôt koeficienta L -šikmosti alebo L -špicatosti. Zoskupovanie povodí do fyzickogeografických regionálnych tried sa uskutočnilo na základe numerických metód (cf. Anderberg 1972, Gordon 1981) a to:

- a) metódou hierarchickej zhlukovej analýzy, pričom sa aplikovali algoritmy priemernej vzdialenosti a skupinového priemeru,
- b) metódou nehierarchickej zhlukovej analýzy – metóda K -priemerov,
- c) aplikáciou logických princípov (cf. Armand 1974, Grigg 1965) – metóda logického zoskupovania.

V súvislosti s aplikáciou logických princípov sa dodržalo pravidlo o použití len jednej diferenciačnej fyzickogeografickej charakteristiky na každej hierarchickej úrovni zoskupovania, pričom ich diferenciačné hodnoty boli zvolené tak, aby vymedzené fyzickogeografické triedy, vzhľadom na hodnoty koeficienta L -variácie, vytvárali podobne skupiny povodí. Podkladom na stanovenie diferenciačných hodnôt bol graf závislosti medzi fyzickogeografickou charakteristikou a koeficientom L -variácie.

Testovanie hydrologických dôsledkov vyčlenených fyzickogeografických regionálnych typov a výber optimálnej klasifikačnej schémy

Regionálne triedy pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy ročných maximálnych prietokov sú identifikované na základe fyzickogeografických charakteristík povodí, ale regionálny status vyčlenených tried (cf. Bezák 1993), t. j. urči-

tý stupeň podobnosti (homogenity) v rámci triedy a výrazná miera rozdielnosti (heterogenity) medzi triedami, sa hodnotí vzhľadom na hydrologické atribúty. To je jedno zo špecifik regionálnotaxonomického procesu pre hydrologické účely. Spravidla sa totiž regionálny charakter vyčlenených tried hodnotí vzhľadom na atribúty, na základe ktorých sa vyčlenili areálové triedy. V súvislosti s hodnotením hydrologických dôsledkov vyčlenených fyzickogeografických regionálnych tried, čiže miery ich vnútornej hydrologickej homogenity a vzájomnej hydrologickej heterogenity, sa v hydrológii preferuje požiadavka na vnútornú hydrologickú homogenitu fyzickogeografických regionálnych tried. Splnenie tejto požiadavky nie je postačujúce na stanovenie optimálneho počtu regionálnych tried, do ktorých treba rozdeliť študované územie. Fyzickogeografické regionálne triedy spĺňajúce podmienku hydrologickej homogenity, ale nespĺňajúce podmienku vzájomnej hydrologickej heterogenity nie je totiž opodstatnené vyčleňovať z hľadiska hydrologického ako samostatné regionálne triedy, a treba ich spojiť do jednej triedy.

Dôraz pri hodnotení hydrologických dôsledkov fyzickogeografických regionálnych tried vyčlenených metódou hierarchickej zhlukovej analýzy, nehierarchickej zhlukovej analýzy a logickým delením bol preto položený na splnenie požiadavky výraznej rozdielnosti medzi fyzickogeografickými regionálnymi triedami, pri zachovaní určitého stupňa homogenity v rámci tried vzhľadom na hodnoty odhadu koeficienta L -variácie.

Testovanie hydrologickej heterogenity medzi fyzickogeografickými regionálnymi triedami. Testovanie je založené na procedúrach rozpracovaných v analýze rozptylu (cf. Neter et al. 1985). Systém fyzickogeografických regionálnych tried je z hľadiska hydrologického považovaný za heterogénny vtedy, ak je vzhľadom na regionálne hodnoty τ^R koeficienta L -variácie zamietnutá nulová hypotéza:

$$I. H_0 : \tau_1^R = \tau_2^R = \dots = \tau_k^R$$

t. j. fyzickogeografické regionálne triedy majú rovnaké regionálne hodnoty koeficienta L -variácie. Odhadom hodnôt τ^R sú empirické hodnoty t^R , ktoré sú určené ako

$$t_k^R = \sum_{i=1}^{n_k} t_i / n_k \quad (12)$$

kde t_i je empirická hodnota koeficienta L -variácie i -teho povodia patriaceho do regionálnej triedy k , n_k je celkový počet povodí v regionálnej triede k .

Testovacím kritériom je hodnota F -testu. Nulová hypotéza je zamietnutá vtedy, ak empirická hodnota F testu je väčšia ako teoretická hodnota príslušného kvantilu F rozdelenia.

Ak je zamietnutá nulová hypotéza o rovnosti regionálnych hodnôt τ^R , je opodstatnené prísúpiť k testovaniu druhej nulovej hypotézy:

$$II. H_0 : \tau_k^R = \tau_l^R = 0, \quad k \neq l$$

t. j. že rozdiely medzi regionálnymi hodnotami τ_k^R a τ_l^R sú nulové.

Významnosť rozdielov medzi regionálnymi hodnotami τ^R sme testovali metódou párového porovnania (Neter et al. 1985), pričom l -tý a k -tý fyzickogeografický regionálny typ sú navzájom heterogénne z hľadiska regionálnych hodnôt τ^R vtedy, ak pri ich párovom porovnaní je na zvolenej hladine významnosti zamietnutá nulová hypotéza II. Testovacím kritériom nulových hypotéz v tomto prípade je konfidenčný interval na hladine významnosti $\alpha = 0,05$, a síce

$$\hat{D} \pm t(1 - \alpha/2; n_T - k) s(\hat{D}) \quad (13)$$

kde $\hat{D}$

je empirický bodový odhad rozdielov medzi príslušnými regionálnymi hodnotami

$$\tau_k^R - \tau_l^R$$

pričom

$$\hat{D} = t_k^R - t_l^R$$

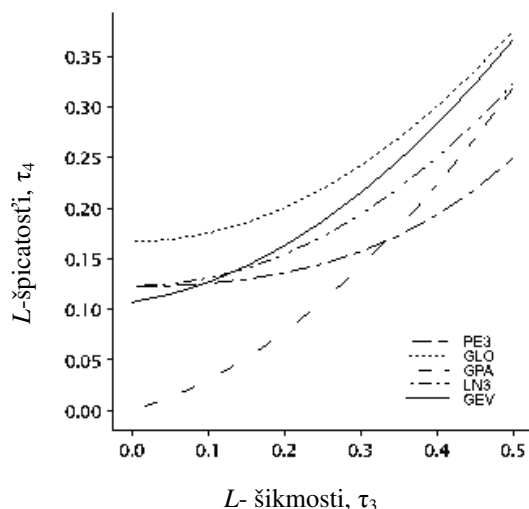
$$s^2(\hat{D}) = MSE \left(\frac{1}{n_k} + \frac{1}{n_l} \right)$$

kde MSE je priemerná suma štvorcov odchýlok, $t(1 - \alpha/2; n_T - k)$ je $1 - \alpha/2$ kvantil t rozdelenia s $n_T - k$ stupňami voľnosti, pričom n_T je celkový počet povodí, k je počet vyčlenených fyzickogeografických regionálnych tried, n_k a n_l je počet povodí v regionálnom type k , resp. l . Nulová hypotéza je zamietnutá vtedy, ak nula nie je súčasťou konfidenčného intervalu.

Testovanie hydrologickej homogenity v rámci fyzickogeografických regionálnych tried. Pri testovaní hydrologickej homogenity fyzickogeografických regionálnych typov sa vychádzalo z predpokladu, že v prípade hydrologicky homogénnej regionálnej triedy majú hodnoty koeficienta L -variácie normálne rozdelenie. Normalita rozdelenia hodnôt koeficienta L -variácie v rámci regionálnych typov sa testovala procedúrou Q - Q diagram (Michael 1983), ktorá je založená na grafickom porovnaní kvantilov empirických hodnôt koeficienta L -variácie s kvantilmi normálneho rozdelenia.

Stanovenie regionálnych distribučných funkcií a odhad N -ročných maximálnych prietokov

Rozdelenie pravdepodobností ročných maximálnych prietokov má spravidla niektorú z nasledujúcich trojparametrických distribučných funkcií: generalizovaná logistická funkcia (GLO), generalizovaná funkcia extrémnych hodnôt (GEV), generalizovaná Paretova funkcia (GPA), logaritmicko-normálna funkcia (LN3) a Pearsonova funkcia typu III (PE3). Efektívnym nástrojom na výber regionálnej distribučnej funkcie je graf (diagram) L -momentových pomerov (cf. Hosking a Wallis 1997). Na osi y sú hodnoty koeficienta L -špicatiosti (τ_4) a na osi x sú hodnoty koeficienta L -šikmosti (τ_3). Grafy L -momentových pomerov pre vyššie uvedené trojparametrické rozdelenia majú formu kriviek (obr. 1).



Obr. 1. Grafy hodnôt τ_4 a τ_3 pre vybrané trojparametrické rozdelenia

Ich tvar sa podľa Hoskinga a Wallisa (1997) dá aproximovať polynommickou funkciou

$$\tau_4 = \sum_{k=0}^8 A_k \tau_3^k \quad (14)$$

Hodnoty koeficientov A_k sa menia v závislosti od typu distribučnej funkcie. Samotný výber distribučnej funkcie pre vyčlenené fyzickogeografické regionálne typy sa opiera o vizuálne posúdenie blízkosti bodu vyjadreného odhadmi regionálnych hodnôt L -momentových pomerov k jednotlivým teoretickým grafom týchto pomerov pre vybrané distribučné funkcie. Regionálne hodnoty odhadov L -momentových pomerov sa určili ako aritmetický priemer lokálnych empirických hodnôt t_3 a t_4 povodí patriacich do regionálnej triedy. K distribučnej funkcii reprezentujúcej regionálnu triedu sa stanovila kvantilová funkcia $q(F)$ a podľa (1) sa určili hodnoty N -ročných maximálnych prietokov.

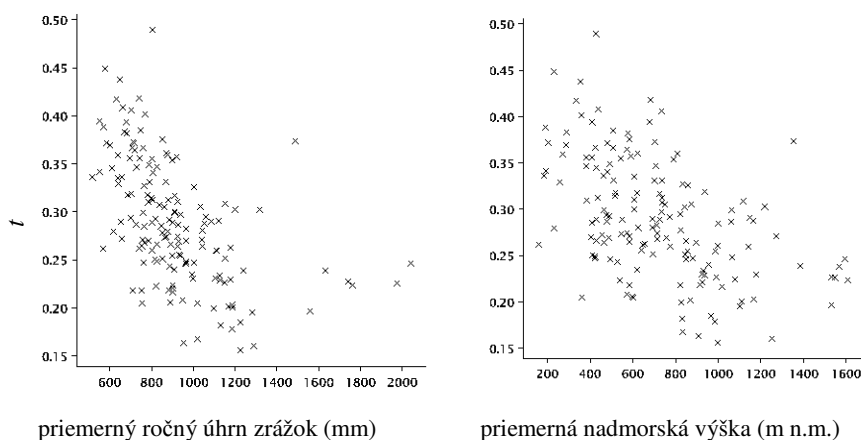
DOSIAHNUTÉ VÝSLEDKY

Identifikovanie fyzickogeografických regionálnych tried. Analýza priestorovej variability hodnôt t koeficienta L -variácie v závislosti od fyzickogeografických charakteristík povodí ukázala, že významný vplyv na priestorovú variabilitu hodnôt t má priemerný ročný úhrn zrážok a priemerná nadmorská výška povodia (obr. 2)

So zvyšovaním hodnôt priemerného ročného úhrnu zrážok, resp. priemernej nadmorskej výšky povodia sa znižujú hodnoty t . To je v zhode s poznatkami, na ktorý poukázal už Wiltshire (1986a), že

„driest basins will tend to experience a range of soil moisture conditions which in turn results in a range of percentage runoff and hence a range of flood magnitudes. Basins in high rainfall region will tend to generate uni-

formly large floods with correspondingly little variation in the annual maximum series“.



Obr. 2. Závislosť medzi odhadom t koeficienta L -variácie a priemerným ročným úhrnom zrážok (a) a priemernou nadmorskou výškou povodia (b)

Vyčlenenie fyzickogeografických regionálnych typov metódami hierarchickej a nehierarchickej zhlukovej analýzy, resp. aplikáciou logických princípov sa preto uskutočnilo na množine hodnôt priemerného ročného úhrnu zrážok a priemernej nadmorskej výšky povodia. V súvislosti s logickou fyzickogeografickou regionálno-typizačnou schémou sú diferenciačné hodnoty priemerného ročného úhrnu zrážok a priemernej nadmorskej výšky povodia uvedené v tab. 1.

Tab. 1. Diferenciačné hodnoty priemerného ročného úhrnu zrážok (Z) a priemernej nadmorskej výšky povodia (PNVP)

Fyzickogeografický regionálny typ	Z (mm)	PNVP (m.n.m.)
I	≤ 950	≤ 350
II	≤ 950	351-700
III	≤ 950	> 700
IV	> 950	> 700

Hydrologické dôsledky, t. j. odhady regionálnych hodnôt koeficienta L -variácie t^R pre fyzickogeografické regionálne typy, vyčlenené rozdielnymi metódami, sú uvedené v tab. 2.

Pri párovom porovnávaní rozdielov medzi regionálnymi hodnotami t^R na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ sa ukázalo, že spomedzi aplikovaných regionálnotypizačných metód je logická regionálnotypizačná schéma najlepšia (tab. 3). V jej prípade všetky rozdiely medzi regionálnymi hodnotami t^R boli štatisticky významné. Konfidenčný interval (13) v tejto schéme, na rozdiel od ostatných klasifikačných schém, ani v jednom prípade neobsahoval hodnotu nula. Číže vyčlenené fyzickogeografické regionálne typy sú z hľadiska regionálnych hod-

nôt τ^R koeficienta L -variácie navzájom heterogénne. Pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy ročných maximálnych priemerných denných prietokov sa teda ukazuje ako optimálne rozčlenenie základného súboru malých povodí, resp. územia Slovenska do štyroch fyzickogeografických regionálnych typov (obr. 4).

Tab. 2. Regionálne hodnoty t^R a počet povodí vo fyzickogeografických regionálnych typoch vyčlenených rôznymi metódami

Metóda regionálnej typizácie	Regionálne typy (t^R /počet povodí)			
	I	II	III	IV
HC – metóda priemernej vzdialenosti	0,3304/68	0,2624/69	0,2503/12	0,2464/7
HC – metóda skupinového priemeru	0,3609/13	0,3118/74	0,2561/50	0,2489/19
NHC – K -priemerov	0,3354/51	0,2937/54	0,2412/44	0,2464/7
LZ – PNVP	0,3525/11	0,3108/87	0,2505/52	0,2252/6
LZ – Z	0,3539/24	0,3003/82	0,2450/35	0,2252/6
LZ – Z + PNVP	0,3579/12	0,3167/60	0,2903/34	0,2426/50

Poznámka: HC – hierarchická zhluková analýza, NHC – nehierarchická zhluková analýza, LZ – logické zoskupovanie, Z – priemerný ročný úhrn zrážok, PNVP – priemerná nadmorská výška povodia

Tab. 3. Výsledky testovania heterogenity regionálnych typov z hľadiska τ^R

Metóda regionálnej typizácie	F-test	Nevýznamné rozdiely medzi regionálnymi typmi
HC – priemernej vzdialenosti	22,65	II-III, II-IV, III-IV
HC – skupinového priemeru	21,68	III-IV
NHC – K -priemerov	27,68	III-IV
LZ – PNVP	21,18	III-IV
LZ – Z	28,33	III-IV
LZ – Z + PNVP	25,19	-

Výsledky testovania homogenity identifikovaných fyzickogeografických regionálnych typov na základe Q - Q diagramu ukazujú (obr. 3), že vyčlenené štyri fyzickogeografické regionálne typy spĺňajú aj podmienku vnútornej homogenity z hľadiska lokálnych hodnôt koeficienta L -variácie.

Výber distribučných funkcií. Diagramy L -momentových pomerov (obr. 5) naznačujú, že jednotlivé fyzickogeografické regionálne typy reprezentujú nasledovné regionálne distribučné funkcie: regionálny typ I – Pearsonova funkcia typu 3 (PE3), regionálny typ II – generalizovaná funkcia extrémnych hodnôt (GEV), regionálny typ III – generalizovaná funkcia extrémnych hodnôt (GEV), resp. lognormálna funkcia (LN3), regionálny typ IV – generalizovaná funkcia extrémnych hodnôt (GEV), resp. lognormálna funkcia (LN3).

Odhad N -ročných maximálnych prietokov. Pre skupinu 34 povodí patriacich do fyzickogeografického regionálneho typu III sa uskutočnil odhad N -ročných kulminačných prietokov a získané odhady sa porovnali s odhadmi podľa metódy SHMÚ (Sochorec et al. 1970), vychádzajúcej z oblastných Dubových em-

pirických vzorcov. Distribučná funkcia generalizovaných extrémnych hodnôt (GEV) má tvar

$$F(q) = e^{-e^{-y}} \quad (15)$$

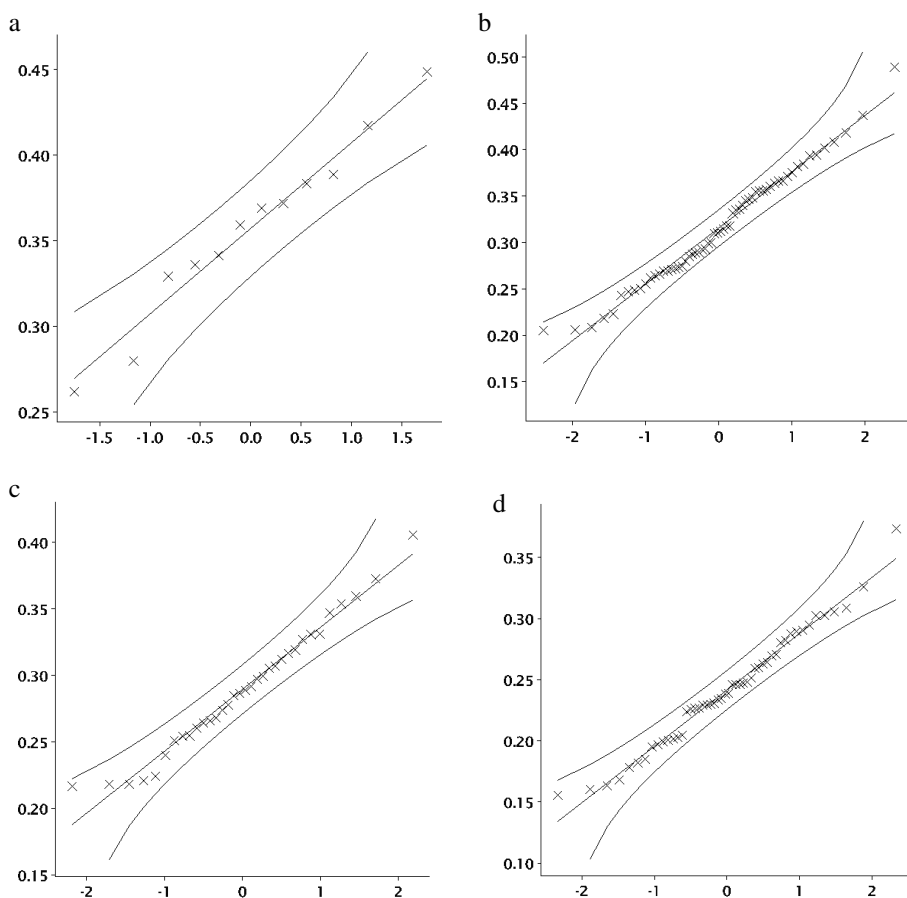
kde

$$y = -k^{-1} \log\{1 - k(q - \xi)/\alpha\}, \quad k < 0 \quad (16)$$

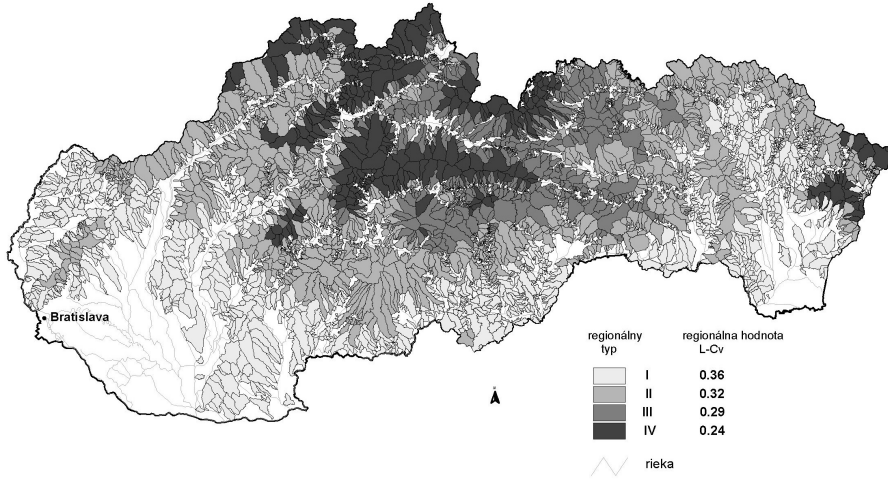
Pričom ξ , α a k sú parametre.

Inverzná funkcia $q(F)$ k distribučnej funkcii F , teda kvantilová funkcia má tvar

$$q(F) = \xi + \alpha\{1 - (-\log F)^k\}/k, \quad k < 0 \quad (17)$$



Obr. 3. Q - Q diagram: a) fyzickogeografický regionálny typ I, b) fyzickogeografický regionálny typ II, c) fyzickogeografický regionálny typ III, d) fyzickogeografický regionálny typ IV



Obr. 4. Fyzickogeografické regionálne typy pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy

Odhad parametrov funkcie ζ , α a k sa uskutočnil na základe empirických regionálnych hodnôt L -momentov a L -momentových pomerov a ich hodnoty sú uvedené v tab. 4.

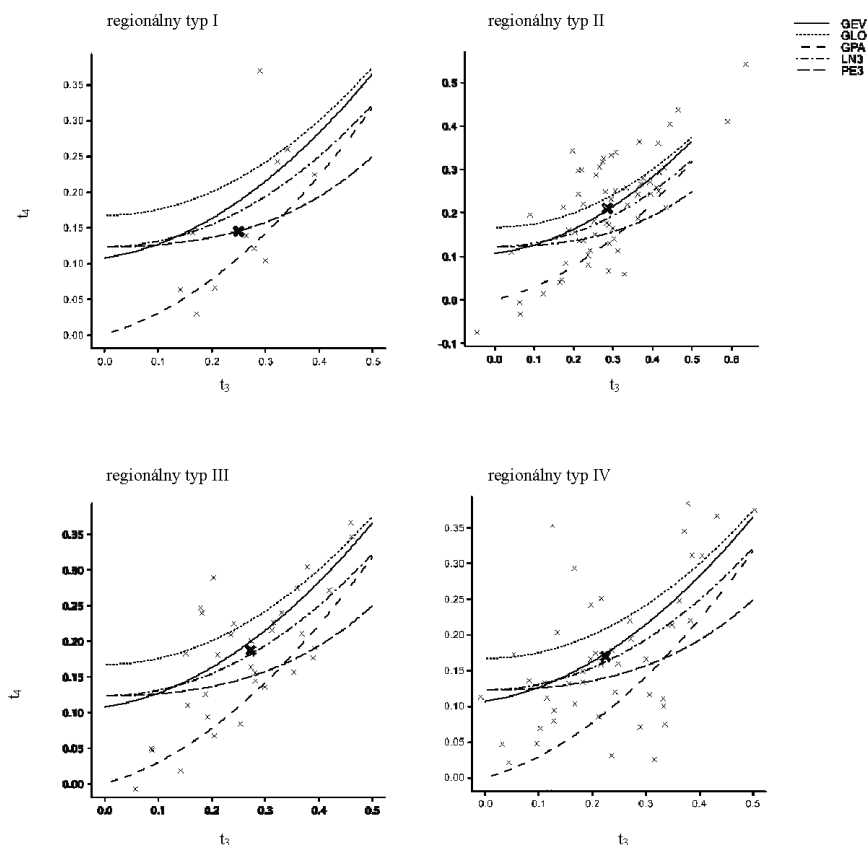
Tab. 4. Regionálne hodnoty odhadov L -momentov, L -momentových pomerov a parametrov distribučnej funkcie GEV

L -momenty	$l_2 = 0,2844$	$t = 0,2895$	$t_3 = 0,2721$	$t_4 = 0,1873$
Parametre	$c = -0,0197$	$k = -0,1537$	$\alpha = 0,36$	$\zeta = 0,7677$

Hodnoty kvantilov $q(F)$ určených na základe regionálnej distribučnej funkcie sú uvedené v tab. 5. Ich vynásobením hodnotami aritmetických priemerov kulminačných prietokov dostaneme hodnoty (odhadov) N -ročných kulminačných prietokov v $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ v jednotlivých povodiach (tab. 6). V poslednom stĺpci tab. 6. sú uvedené hodnoty Q_{100} podľa metodiky SHMÚ. Vzájomné porovnanie odhadov prietokov Q_{100} metódou indexovej povodne a prietokov Q_{100} podľa SHMÚ naznačuje, že Q_{100} odhadnuté metódou indexovej povodne sú v priemere 2-3 krát nižšie ako prietoky odhadnuté aplikáciou oblastných vzorcov.

Tab. 5. Hodnoty N -ročných kvantilov $q(F)$ pre povodia fyzickogeografického regionálneho typu III

N rokov [$N = 1/(1-F)$]	2	5	10	20	50	100	1000
$q(F)$	0,8524	1,341	1,731	2,146	2,765	3,296	5,565



Obr. 5. Diagramy L -momentových pomerov pre jednotlivé fyzikogeografické regionálne typy. $\times$ je priesečník lokálnych hodnôt, $\mathbf{x}$ je priesečník regionálnych hodnôt

DISKUSIA

V súvislosti s aplikáciou Dubových empirických oblastných vzorcov je dôležité zdôrazniť skutočnosť, že termín maximálny špecifický odtok sa viaže na vrcholový alebo kulminálny prietok, ktorý sa dosiahne vtedy, ak trvanie dažďa sa rovná kritickej dobe trvania, čo je čas, za ktorý zrážková voda z najvzdialenejšieho bodu povodia dosiahne vodomerný profil (Dub 1957, pp. 320, 331-332). V zmysle vyjadrenia priebehu odtoku metódou izochron (metóda *time-area*) pri takto definovanom maximálnom prietoku sa celá plocha povodia aktívne podieľa na jeho tvorbe a takýto prietok v podstate vyjadruje pravdepodobný maximálne možný prietok (PMF – *probable maximum flood*). V súvislosti s riešením praktických hydrologických úloh sa však tento maximálny špecifický prietok začal neopodstatnene interpretovať ako storočný prietok Q_{100} . Práve táto skutočnosť je dnes zdrojom mnohých polemík a spôsobuje výrazné nadhodnocovanie Q_{100} v porovnaní s metódami, ktoré vychádzajú z frekvenčnej analýzy. Pri odhade PMF regionálnou frekvenčnou analýzou doba opakovania ich výskytu je 1 000 rokov a viac.

Tab. 6. Odhady Q_{100} metódou indexovej povodne (MIP) a podľa metódy SHMÚ

Stanica	Plocha povodia	$\bar{Q}_i$	$Q_{100} - \text{MIP}$	$Q_{100} - \text{SHMÚ}$
Brezovica – Slavkovský potok	85,80	10,2240	33,698	183
Červený Kláštor – Lipník	80,68	26,6236	87,751	118
Chvojnica – Chvojnica	17,60	2,6209	8,638	×
Čierny Balog – Čierny Hron	66,30	9,0915	29,966	82
Dobšina – Dobšínský potok	36,09	4,3241	14,252	20
Drnava – Čremošná	52,95	2,9886	9,850	34
Gemerská Poloma – Súľovský potok	58,10	5,6665	18,677	38
Háj – Blatný potok	17,49	1,2067	3,977	×
Hýľov – Ida	37,01	3,6744	12,111	55
Hniezdne – Kamienka	34,77	10,5548	34,789	×
Horný Tisovník – Tisovník	34,79	7,7883	25,670	55
Hranovnica – Hornád	114,40	10,9264	36,013	88
Hriňová nad VN – Slatina	52,44	5,9053	19,464	60
Hrochoť – Hučava	41,55	9,1389	30,122	56
Hronček – Kamenistý potok	48,36	5,5423	18,267	56
Iľanovo – Iľanovianka	14,86	1,8263	6,019	×
Kežmarok – Ľubica	117,64	14,1120	46,513	150
Kokava nad Rimavicou – Rimavica	101,27	13,5362	44,615	60
Kokošovce – Delňa	27,13	8,5742	28,261	68
Kráľová Lehota – Hybica	44,76	6,7805	22,349	×
Ľubietová – Hutná	39,20	9,5275	31,403	×
Michalová – Rohozná	54,94	9,0000	29,664	82
Nížné Repáše – Torysa	21,11	3,8568	12,712	×
Poluvsie – Medzihorský potok	9,26	1,8346	6,047	×
Poprad – Velický potok	58,40	10,5900	34,905	97
Poprad, Matejovce – Slavkovský potok	43,55	4,3771	14,427	84
Prosiek – Prosiečanka	11,93	2,2984	7,576	×
Ráztočné – Klenovecká Rimava	67,42	7,0421	23,211	48
Revúca – Zdychava	58,47	9,5066	31,334	38
Telgárt – Hron	28,53	6,2347	20,550	36
Tisovec – Rimava	71,68	8,7886	28,967	50
Východná – Biely Váh	99,33	22,7681	75,044	160
Vlachy – Kľačianka	26,95	2,5352	8,356	×
Zlatno – Havraník	17,93	4,7739	15,735	20

× – pre profil nebol uvedený údaj

Kľúčovým problémom v súvislosti s vyčleňovaním fyzickogeografických regionálnych tried pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy je stanovenie ich optimálneho počtu. V prípade často aplikovanej hierarchickej zhlukovej analýzy je konečný počet tried často výsledkom uplatnenia pravidla nevyčleňovať triedy s príliš malým, resp. veľkým počtom jednotiek. Napr. Kohnová a Szolgay (2002) pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy maximálnych prietokov Slovenska vyčlenili v rámci analyzovaného súboru povodí 10 fyzickogeografických regionálnych typov, ktoré z hľadiska hodnôt koeficienta L -variácie vykazali prijateľnú úroveň vnútornej homogenity, ale neboli testované z hľadiska ich vzájomnej heterogenity. Pri aplikácii nehierarchických algoritmov zhlukovania je požadované apriórne stanovenie počtu tried bez určitých predbežných poznatkov pomerne zložitá. V príspevku prezentovaná jednoduchá grafická analýza závislosti medzi koeficientom L -variácie a fyzickogeografickými charakteristikami (priemerná nadmorská výška povodia, resp. priemerný ročný úhrn zrážok povodia) podmienujúcimi priestorovú variabilitu hodnôt koeficienta L -variácie naznačuje vyčlenenie štyroch fyzickogeografických regionálnych tried vzhľadom na hodnoty koeficienta L -variácie. Z tohto poznatku sa vychádzalo pri stanovení konečného, resp. apriórneho počtu regionálnych tried v súvislosti s aplikáciou metód hierarchickej a nehierarchickej zhlukovej analýzy. Implementácia poznatkov o diferenciačných hodnotách priemerného ročného úhrnu zrážok a priemernej nadmorskej výšky povodia, vymedzujúcich skupiny povodí s odlišnými rozpätím hodnôt odhadov koeficienta L -variácie (obr.2), viedla v porovnaní s ostatnými klasifikačnými schémami k optimálnejšiemu vyčleneniu fyzickogeografických regionálnych tried pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy maximálnych prietokov.

Fyzickogeografické regionálne triedy spĺňajúce podmienku hydrologickej homogenity, ale nespĺňajúce podmienku vzájomnej hydrologickej heterogenity nie je opodstatnené vyčleňovať ako samostatné regionálne triedy a treba ich spojiť do jednej triedy. Splnenie podmienky hydrologickej homogenity vyčlenených fyzickogeografických regionálnych tried preto nie je postačujúce pre stanovenie optimálneho počtu tried, na ktoré je potrebné rozdeliť študované územie. Navyše na jej margo Hosking a Wallis (1997) poznamenávajú, že striktná požiadavka na vnútornú hydrologickú homogenitu nie je opodstatnená. Výsledky simulácií odhadu N -ročných maximálnych prietokov regionálnymi distribučnými funkciami totiž ukázali, že aj v relatívne heterogénnych regionálnych triedach bola presnosť odhadu N -ročných maximálnych prietokov oproti homogénnym triedam menšia o 20-40 %, čo je však ešte stále presnejšie ako odhady lokálnymi distribučnými funkciami. Tieto výsledky naznačujú, že dôraz pri testovaní hydrologických konzekvencií treba presunúť z testovania homogenity na testovanie splnenia podmienky hydrologickej heterogenity medzi fyzickogeografickými regionálnymi typmi, pri zachovaní určitého stupňa ich vnútornej hydrologickej podobnosti.

ZÁVER

Príspevok je zameraný na odhad N -ročných maximálnych prietokov pre malé povodia Slovenska metódou indexovej povodne, ktorá patrí medzi najpoužívanejšie metódy regionálnej frekvenčnej analýzy maximálnych prietokov.

V súvislosti s vyčleňovaním fyzickogeografických regionálnych typov pre účely regionálnej frekvenčnej analýzy sa zdôraznila skutočnosť, že homogenita vyčlenených fyzickogeografických regionálnych typov z hľadiska hydrologických konzekvencií nie je postačujúcou podmienkou na stanovenie optimálneho počtu fyzickogeografických regionálnych typov. Nevyhnutné je aj splnenie podmienky hydrologickej heterogenity medzi fyzickogeografickými regionálnymi typmi. Hydrologicky homogénne fyzickogeografické regionálne typy, pokiaľ nie sú zároveň vzájomne výrazné hydrologicky odlišné, nie je opodstatnené vyčleňovať ako samostatné regionálne typy.

Fyzickogeografické regionálne typy sa identifikovali vo vybranom súbore 156 malých povodí a hydrologické konzekvencie sa skúmali pomocou sumárnych štatistík ročných maximálnych priemerných denných prietokov – odhadov koeficientov L -variácie, L -šikmosti a L -špicatosti. Spomedzi fyzickogeografických klasifikačných schém, vytvorených rozdielnymi metódami, testovanie rozdielov medzi regionálnymi hodnotami koeficientami L -variácie metódou párového porovnania ukázalo, že optimálne je rozčleniť základný súbor malých povodí Slovenska do štyroch fyzickogeografických regionálnych typov, vyčlenených aplikáciou logických princípov. Logická fyzickogeografická regionálnotypizačná schéma, na rozdiel od ostatných prístupov, umožňuje implementovať do regionálnotypizačného procesu apriórne poznatky, získané analýzou závislosti medzi priestorovou variabilitou koeficienta L -variácie a fyzickogeografickými charakteristikami povodí.

Pri porovnávaní odhadov prietokov Q_{100} metódou indexovej povodne s odhadmi vychádzajúcimi z aplikácie Dubovho oblastného vzorca sa poukázalo na to, že interpretácia maximálnych prietokov odhadnutých podľa Dubovho oblastného vzorca ako storočných prietokov nie je opodstatnená. Z konštrukcie empirického oblastného vzorca totiž vyplýva, že maximálne prietoky majú charakter pravdepodobných maximálne možných povodní (*probable maximum flood*), ktorých pravdepodobnosť výskytu na základe frekvenčnej analýzy zodpovedá Q_{1000} a viac.

Príspevok bol riešený v rámci projektu 3085/25, ktorý je finančne podporovaný grantovou agentúrou VEGA. Svoju vďaku vyjadrujem aj Slovenskému hydrometeorologickému ústavu (SHMÚ) za poskytnutie hydrologických údajov.

LITERATÚRA

- ACREMAN, M. C., SINCLAIR, C. D. (1986). Classification of drainage basins according to their physical characteristics; an application for flood frequency analysis in Scotland. *Journal of Hydrology*, 84, 365-380.
- ANDERBERG, M. R. (1972). *Cluster analysis for applications*. New Mexico (NTIS).
- ARMAND, D. L. (1975) *Nauka o landšafte*. Moskva (Mysl').
- BEZÁK, A. (1993) *Problémy a metódy regionálnej taxonómie*. Geographia Slovaca, 3. Bratislava (Geografický ústav SAV).
- BLÁŠKOVIČOVÁ, Ľ. (1998). Problémy pri stanovovaní hodnôt N -ročných prietokov. *Práce a štúdie SHMÚ*, 59, 59-66.
- BURN, D. H. (1990a). An appraisal of the "region of influence" approach to flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 35, 149-165.
- BURN, D. H. (1990b). Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach. *Water Resources Research*, 26, 2257-2265.

- BURN, D. H., GOEL, N. K. (2000). The formation of groups for regional flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 45, 97-112.
- CAVADAIS, G. S. (1990). The canonical correlation approach to regional flood estimation. In Beran, M. A., Brilly, M., Becker, A., Bonacci, O. eds. *Regionalization in hydrology*. IAHS Publication, 191. Wallingford (IAHS Press), pp. 171-178.
- CUNNANE, C. (1988). Methods and merits of regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 100, 269-290.
- CHOWDHURY J. U., STEDINGER J. R., LU LI-HSIUNG (1991). Goodness-of-fit test for regional generalized extreme value flood distributions. *Water Resources Research*, 27, 1765-1776.
- DUB, O. (1954). *Všeobecná hydrológia Slovenska*. Bratislava (Vydavateľstvo SAV).
- DUB, O. (1957). *Hydrológia, hydrografia, hydrometria*. Bratislava (SVTL).
- DALRYMPLE, T. (1960). Flood frequency methods. *U.S. Geological Survey, Water Supply Paper*, 1543A, 11-51.
- FEH (1999). *Flood estimation handbook*. Wallingford (Institute of Hydrology).
- FISCHER, M. M. (1987). Some fundamental problems in homogeneous and functional taxonomy. *Bremer Beiträge zur Geographie und Raumplanung*, 11, 267-282.
- GORDON, A. D. (1981). *Classification*. London (Chapman and Hall).
- GREIS, N. P., WOOD, E. F. (1981). Regional flood frequency estimation and network design. *Water Resources Research*, 17, 1167-1177.
- GREHYS (1996). Presentation and review of some methods for regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 186, 63-84.
- GRIGG, D. (1965). The logic of regional systems. *Annals of the Association of American Geographers*, 55, 465-491.
- HALL, M. J., MINNS, A. V. (1999). The classification of hydrologically homogeneous regions. *Hydrological Sciences Journal*, 45, 693-704.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R., WOOD, E. F. (1985). An appraisal of the regional flood frequency procedure in the UK. *Hydrological Sciences Journal*, 30, 85-109.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. (1993). Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29, 271-281.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. (1997). *Regional frequency analysis*. Cambridge (Cambridge University Press).
- JINGYJ, Z., HALL, M. J. (2004). Regional flood frequency analysis for the Gan-Ming river basin in China. *Journal of Hydrology*, 296, 98-117.
- KOHNNOVÁ, S., SZOLGAY, J. (1995). K používaniu Dubovho vzorca pre výpočet maximálneho storočného špecifického odtoku na malých povodiach Slovenska. *Journal of Hydrology and Hydromechanics*, 43, 3-27.
- KOHNNOVÁ, S., SZOLGAY, J. (2000). Regional estimation of design flood discharges for river restoration in mountainous basins of northern Slovakia. In Marsalek et al., eds. *Flood Issues in Contemporary Water Management*. In Dordrecht (Kluwer Academic Publisher), pp. 41-47.
- KOHNNOVÁ, S., SZOLGAY, J. (2002). Practical applicability of regional methods for design flood computation in Slovakia. In Spreafico, M., Weingartner, R., eds. *International Conference on Flood Estimation, Proceedings*. CHR Report II-17. Bern (International Commission for the Hydrology of the Rhine basin), pp. 529-539.
- KOHNNOVÁ, S., SZOLGAY, J. (2003). Regional estimation of the index flood and the standard deviation of the summer floods in the Tatry mountains. *Journal of Hydrology and Hydromechanics*, 51, 241-255.
- LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C., WALLIS, J. R. (1979). Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles. *Water Resources Research*, 15, 1055-1064.
- LETTENMAIER, D. P., WALLIS, J. R., WOOD, E. R. (1987). Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation. *Water Resources Research*, 23, 313-323.

- MICHAEL, J. R. (1983). The stabilized probability plot. *Biometrika*, 70, 11-17.
- MOSLEY, M. P. (1981) Delimitation of New Zealand hydrologic regions. *Journal of Hydrology*, 49, 173-192.
- NETER, J., WASSERMAN, W., KUTNER, R. M. (1985). *Applied linear statistical models*. Illinois (Home Wood).
- OUARDA, T. B. M. J., GIRARD, C., CAVADIAS, G. S., BOBÉE, B. (2001) Regional flood frequency estimation with canonical correlation analysis. *Journal of Hydrology*, 254, 157-173.
- RAO, A. R., HAMED, K. H. (2000). *Flood frequency analysis*. Boca Raton (CRC Press).
- SEALTHUN, N. R., OBERLIN, G. (1993). Synopsis of alternative methods. In Gustard, A., ed. *Flow regimes from international experimental and network data (FRIEND)*. Hydrological studies, 1. Wallingford (Institute of Hydrology), pp. 139-143.
- SOCHOREC, R., ANGELINI H., KONICAR, J. A SOLNÁŘ, O. (1970). Charakteristické hydrologické údaje. In *Hydrologické poměry Československé socialistické republiky*, 3. Praha (Hydrometeorologický ústav).
- SOLÍN, L. (2002). Regional flood frequency analysis: identification of physical regional types. In Spreafico, M., Weingartner, R., eds. *International Conference on Flood Estimation, Proceedings*. CHR Report II-17. Bern (International Commission for the Hydrology of the Rhine basin), pp. 687-696.
- VISSMAN, J. R. W., KNAPP, J. W., LEWIS, G. L., HARBAUGH, T. E. (1977). *Introduction to hydrology*. New York (Harper and Row).
- WILTSHIRE, S. E. (1985). Grouping basins for regional flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 30, 151-159.
- WILTSHIRE, S. E. (1986a). Identification of homogeneous regions for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 84, 287-302.
- WILTSHIRE, S. E. (1986b) Regional frequency analysis II: multivariate classification of drainage basins in Britain. *Hydrological Sciences Journal*, 31, 335-346.
- ZRINJI, Z., BURN, D. H. (1994) Flood frequency analysis for ungauged sites using a region of influence approach. *Journal of Hydrology*, 153, 1-21.

Lubomír Solín

FLOODS: SIZE ESTIMATES FOR SMALL BASINS OF SLOVAKIA BY THE METHOD OF REGIONAL FREQUENCY ANALYSIS

The paper deals with the issue of T -year discharge for small basins of Slovakia by the method of regional frequency analysis introduced in hydrological literature by Dalrymple (1960). Application of this method is based on solution of three key problems: (1) identification of physical regional types, (2) choice of regional distribution function $q(F)$ and estimate of its parameters, (3) estimate of the mean annual maximum runoff (index-flood) for ungauged basins.

In identification of physical regional types for the purpose of the flood index, the following fact was emphasized: homogeneity of identified physical regional types according to the established hydrological consequences is not a sufficient condition for setting an optimal number of physical regional types. Actually, it is not reasonable to delimit hydrologically homogeneous physical regional types as independent regional types, if they do not distinctly differ *inter se*. Hydrological heterogeneity between physical regional types was tested by the method of pair comparison.

Physical regional types were identified in a selected set of 156 small basins and hydrological consequences were expressed by summarized statistics of $L-C_v$, $L-C_s$, and

L-Ck maximum discharges identified by the method of linear moments. The test of hydrological consequences of physical classification schemes created by hierarchic and non-hierarchic cluster analysis and application of logical principles (Tab. 2) by the method of pair comparison showed, that the optimum solution is to divide the territory of Slovakia, that is the basic set of small basins, into four physical regional types identified by application of logical principles (Tab. 3). Logical physical regional-typifying scheme, in contrast to other approaches, makes it possible to fully implement the knowledge obtained by the dependence analysis between *L-Cv* variability and physical characteristics into the regional-typifying process (Fig. 2). The choice of regional distribution functions was carried out by the *L*-moment diagram method (Fig. 5).

Estimate of immediate *T*-year discharges was made for the group of 34 basins classified into the hydrogeographical regional type III and the obtained estimates were compared to the estimates of the SHMÚ made using the regional Dub formula. The regional distribution function of generalized extreme values (GEV) represents hydrogeographical regional type III. Its parameters (Tab. 4) were estimated by applying empirical regional values of the *L*-moment and *L*-moment ratios (cf. Hosking and Wallis 1997). Tab. 5 brings values of dimensionless quantils $q(F)$ identified by means of regional distribution function while the corresponding values of immediate Q_{100} discharges are given in Tab. 6. Values of immediate maximum annual discharges Q_{100} estimated by the method of flood index for the set of 34 basins within the selected regional type are 2-3 times lower than the estimates obtained by the application of the Dub regional formula. Comparison of the Q_{100} discharge estimate obtained by the index-flood method with estimates of SHMÚ, which applied the Dub regional formula also showed that interpretation of maximum discharges estimated by the Dub formula as 100-years discharges is not justified. It is because the construction of empirical regional formula suggests that the nature of maximum discharges is that of probable maximum possible floods (PMF) where the probability of occurrence based on frequency analysis corresponds to Q_{1000} and more.

Translated by H. Contrerasová