

ODHAD KULMINAČNÝCH PRIETOKOV Z PRIEMERNÝCH
DENNÝCH PRIETOKOV

Hana Hlaváčiková, Michaela Bírová, Eva Kopáčíková

Kulminačné prietoky nemusia byť vždy k dispozícii, hoci tieto sú potrebné pre riešenie viacerých vodohospodárskych úloh. Dostupnejšími údajmi môžu byť priemerné denné prietoky. V tejto práci boli získané a analyzované vzťahy medzi kulminačnými prietokmi a priemernými dennými prietokmi pre 26 slovenských vodomerných staníc podľa dvoch metód. Prvou metódou bola metóda jednoduchšej lineárnej regresie (LR), druhou metódou bola tzv. metóda sklonu (Chen) vychádzajúca z analýzy troch za sebou idúcich priemerných denných prietokov a zohľadňujúca tvar hydrogramu. Výsledky ukázali, že metóda LR je porovnateľná s metódou Chena a poskytuje odhad kulminačného prietoku s relatívnou chybou v rozsahu 1,8 – 19,8 % (najmenšia chyba pre veľké povodia). Pre vodomerné stanice boli odvodené hodnoty konverzného faktora LR (pomer kulminačného a maximálneho denného prietoku). Tieto sa pohybovali v hodnotách 1 pre veľké povodia, a v hodnotách 1,3 až 1,6 pre menšie povodia, pre ktoré je typická vyššia variabilita prietokov.

KĽÚČOVÉ SLOVÁ: hydrogram, lineárna regresia, vodomerné stanice, plocha povodia

ESTIMATION OF INSTANTANEOUS PEAK FLOWS FROM MEAN DAILY FLOWS. Instantaneous peak flows are needed for several water management tasks. However, they are not always available. More disponible are often mean daily flows. In this work, relationship between instantaneous peak flows and mean daily flows for 26 Slovak water gauging stations was estimated according to two methods. The first method was the simple linear-regression method (LR method), the second one was the so-called slope-based method (Chen method) which is based on an analysis of three consecutive mean daily flows and takes into account the hydrograph shape. Results showed that the LR method is for given water gauging stations comparable to the Chen method. The LR method provides an instantaneous peak flow estimation with a mean relative error in the range of 1.8–19.8% (the smallest error is for large basins). Moreover, for all water gauging stations, the LR conversion factors (instantaneous peak over maximum mean daily flow ratio) were derived. Resulting values varied between 1 for large watersheds, up to 1.3 to 1.6 for smaller watersheds, for which higher flow variability is typical.

KEY WORDS: hydrograph, linear-regression, water gauging stations, basin area

Úvod

Potreba odhadu kulminačných prietokov (Q_{IPF}) z priemerných denných prietokov (Q_{MDF}) môže mať viacero dôvodov. Väčšinou je hlavnou príčinou nedostupnosť kulminačných prietokov, k dispozícii sú len priemerné denné prietoky. Napriek tomu kulminačné prietoky sú potrebné pre viaceré vodohospodárske úlohy, pre odvodnenie návrhových parametrov pre vodné stavby a frekvenčné analýzy.

Podľa Chena a kol., (2017) existujú tri základné metódy odhadu Q_{IPF} z Q_{MDF} : i/ metóda konverzného faktora zís-

kaného na základe vzťahu medzi maximálnym priemerným denným prietokom ($Q_{MDF, max}$) a korešpondujúcim kulminačným prietokom Q_{IPF} (tzv. „peak ratio“ vyjadrený ako pomer $Q_{IPF} / Q_{MDF, max}$) pomocou lineárnej regresie, prípadne viacnásobnej lineárnej regresie, ak sú v analýze zahrnuté aj ďalšie charakteristiky povodia (ako napr. plocha povodia, sklon toku, ročný úhrn zrážok a podobne) (Ellis a Gray, 1966; Taguas a kol., 2008), ii/ metódy vychádzajúce zo sekvencie troch po sebe idúcich údajov Q_{MDF} , pričom stredná hodnota je $Q_{MDF, max}$ (Sangal, 1983; Fill a Steiner, 2003; Chen a kol., 2017) a iii/ metódy získané na základe hydrologického modelo-

vania, disagregácie prietokov a „machine-learning“ prístupu (použitím black box modelov neurónových sietí) (Ding a kol., 2016; Jimeno-Sáez a kol., 2017).

Posledná metodika je veľmi sľubná a perspektívna metóda, ktorá vyžaduje viac vstupných údajov a potrebu modelového prostredia. Metóda lineárnej regresie je jednoduchá metóda, ktorá vychádza len z jedného Q_{MDF} , ktorý korešponduje s Q_{IPF} , na rozdiel od metód analýzy sekvencie Q_{MDF} (Sangal, 1983; Fill a Steiner, 2003; Chen a kol., 2017), ktoré uvažujú s tromi hodnotami Q_{MDF} pre jednu prietokovú udalosť. Jednoduché lineárno-regresné vzťahy $Q_{IPF} / Q_{MDF, max}$ nemusia pre niektoré povodia vyhovovať kvôli odlišným príčinám spôsobujúcim rozdielne druhy povodní (konvektívne zrážky, topenie snehu, ľadochod a pod.).

Metóda sklonu podľa Chena a kol. (2017) patrí do skupiny metód analýzy sekvencie Q_{MDF} a nadväzuje na metódy Sangala (1983) a Filla a Steinera (2003). Sangalova (1983) metóda s konštantnými koeficientami a s predpokladom trojuholníkového tvaru hydrogramu má podľa Chena a kol. (2017) tendenciu nadhodnocovať Q_{IPF} , preto Fill a Steiner (2003) zaviedli do výpočtu premenné koeficienty (váhu jednotlivých Q_{MDF}), a tým špecifikovali nelineárny vzťah medzi Q_{IPF} a Q_{MDF} . Chen a kol., (2017) odviedli vzťah tzv. „metódy sklonu“, pričom tiež uvažujú s dynamickým tvarom hydrogramu bez použitia regresných empirických koeficientov. Ich vzťah navrhli a otestovali na 144 povodiach v štáte Iowa (USA) s veľkosťou od 7 až do 220 000 km². Spolu to bolo asi 3800 povodňových (prietokových) udalostí. Podľa autorov je sklonová metóda porovnateľná s metódou Filla a Steinera (2003) a dáva lepšie výsledky pre povodia s plochou väčšou ako 500 km² v porovnaní s menšími povodiami.

Cieľom tejto práce bolo získať a overiť vzťahy pre výpočet Q_{IPF} na základe Q_{MDF} podľa metodiky lineárnej regresie a podľa metódy sklonu (podľa Chen a kol., 2017) pre 26 vybraných slovenských vodomerných staníc.

Cieľom bolo tiež porovnať obidve metodiky a odporučiť

(resp. neodporučiť) ich použitie pre vybrané vodomerné stanice.

Materiál a metódy

Odvodenie Q_{IPF} použitím obidvoch metodík bolo robené z celých radov pozorovaní historických údajov. Týmto sa využila dostupnosť pomerne dlhých radov pozorovaní pre odvodenie vzájomných vzťahov medzi Q_{MDF} a Q_{IPF} pre každú vodomernú stanicu zvlášť.

K dispozícii boli merané kulminačné prietoky a priemerné denné prietoky, ktoré sa vyhodnotili pre jednotlivé hydrologické roky pre 26 slovenských vodomerných staníc (obr. 1).

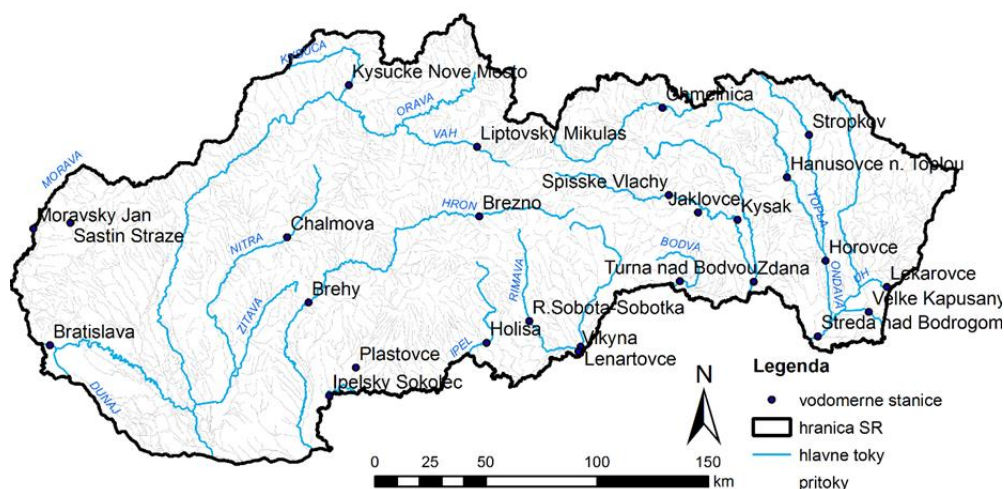
Obidve metodiky odvodenia kulminačných prietokov na základe priemerných denných prietokov vychádzajú z predpokladu, že kulminačný prietok sa vyskytol v ten istý deň ako maximálny denný prietok, t.j. išlo o tú istú hydrologickú udalosť s rovnakými príčinnými vzťahmi. V práci sa uvažovalo s toleranciou jeden deň z dôvodu, že kulminácia sa mohla vyskytnúť pred polnocou alebo po polnoci dňa s maximálnym denným prietokom. Ďalším predpokladom bolo, že hodnoty maximálnych prietokov sú štatisticky nezávislé. Preto z procesu spracovania údajov boli vylúčené kulminácie, ktoré mohli byť vzájomne ovplyvnené, napr. pri prechode hydrologických rokov.

Metóda lineárnej regresie

Kulminačné prietoky získané metódou lineárnej regresie boli získané na základe odvodenia konverzného faktora a podľa vzťahu:

$$Q_{IPF} = a * Q_{MDF, max} \quad (1)$$

kde Q_{IPF} je meraný kulminačný prietok a $Q_{MDF, max}$ je maximálny priemerný denný prietok v analyzovanom hydrologickom roku.



Obr. 1. Lokalizácia vodomerných staníc v rámci územia Slovenska.

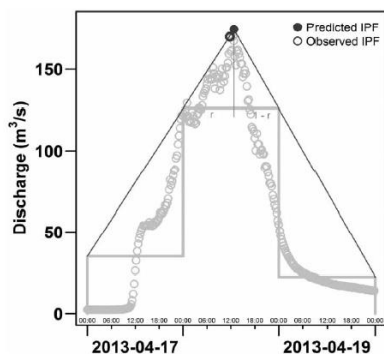
Fig. 1. Water gauging locations in the Slovak territory.

Metóda Chena

Metóda Chena založená na sekvencii troch za sebou idúcich Q_{MDF} , autormi nazvaná ako „sklonová metóda“, vychádza zo vzťahu, ktorý odvodili Chen a kol. (2017):

$$Q_{IPF} = Q_{MDF,max} + \frac{(Q_{MDF,max} - Q_{MDF,pre}) * (Q_{MDF,max} - Q_{MDF,suc})}{2 * Q_{MDF,max} - Q_{MDF,pre} - Q_{MDF,suc}} \quad (2)$$

kde $Q_{MDF,pre}$ je priemerný denný prietok predchádzajúci dňu s maximálnym denným prietokom $Q_{MDF,max}$, $Q_{MDF,suc}$ je priemerný denný prietok nasledujúceho dňa po výskyte maximálneho denného prietoku.



Obr. 2 Ilustračný obrázok sklonovej metódy (prevzaté z Chen a kol., 2017).

Fig. 2. Illustrative example of the slope-based method (from Chen a kol., 2017).

Podľa obr. 2 je Q_{IPF} priesečníkom dvoch priamok:

$$Q_{MDF,pre} + k_r(1 + r) = Q_{MDF,suc} + k_f(1 + 1 - r) \quad (3)$$

kde k_r a k_f sú sklony rastúcej a klesajúcej vetvy trojuholníka:

$$k_r = \frac{Q_{MDF,max} - Q_{MDF,pre}}{dt} \quad (4)$$

$$k_f = \frac{Q_{MDF,max} - Q_{MDF,suc}}{dt} \quad (5)$$

Pri $dt = 1$ deň a substitúciou rovníc (4) a (5) do rovnice (3) je možné r vypočítať nasledovne:

$$r = \frac{Q_{MDF,max} - Q_{MDF,suc}}{2 * Q_{MDF,max} - Q_{MDF,suc} - Q_{MDF,pre}} \quad (6)$$

Výpočet chyby odhadu Q_{ipf}

Vypočítané Q_{IPF} metodikou lineárnej regresie a metodikou podľa Chena a kol. (2017) boli porovnané s meranými Q_{IPF} daného historického radu a boli vyjadrené chyby jednotlivých metód ako priemerná relatívna odchýlka (MRE, %) a stredná kvadratická chyba (RMSE, $m^3 \cdot s^{-1}$) podľa nasledovných vzťahov:

$$MRE = 100 * \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{Q_{IPF,obs} - Q_{IPF,est}}{Q_{IPF,obs}} \right| \quad (7)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Q_{IPF,obs} - Q_{IPF,est})^2} \quad (8)$$

kde $Q_{IPF,obs}$ a $Q_{IPF,est}$ sú kulminačné prietoky merané a odvodené a n je počet meraní.

Výsledky a diskusia

Odhad Q_{IPF} z Q_{MDF} metódou jednoduchej lineárnej regresie prekvapivo ukázal porovnateľné výsledky s výsledkami metódy podľa Chena a kol. (2017). Údaje o vodomerných staniciach, ako aj priemerné relatívne chyby odhadu MRE pre obidve metódy sú uvedené v tab. 1, a tiež na obr. 3. Na obr. 3 sú zobrazené okrem MRE aj stredné kvadratické chyby odhadu (RMSE). Vodomerné stanice sú v tabuľke 1 zoradené podľa výsledkov MRE lineárnej regresie vzostupne.

Na menších povodiach je pomer Q_{IPF} a $Q_{MDF,max}$ väčší (okolo 1,3 až 1,4) v porovnaní s veľkými povodiami, kde je tento pomer blízky jednej. Vyšší pomer Q_{IPF} a $Q_{MDF,max}$ vyjadruje rýchlejší nárast aj pokles prietokov počas prietokovej udalosti (tzv. flashiness), čo dokumentovali aj Taguas a kol. (2008) a Chen a kol. (2017) pre menšie povodia. Ukážka vzťahov lineárnej regresie pre niekoľko vodomerných staníc je na obr. 4. Na obr. 5 je zobrazený vzťah medzi veľkosťou povodia a konverzným faktorom lineárnej regresie. S nárastom plochy povodia klesá hodnota konverzného faktora α , ktorý sa blíži k 1.

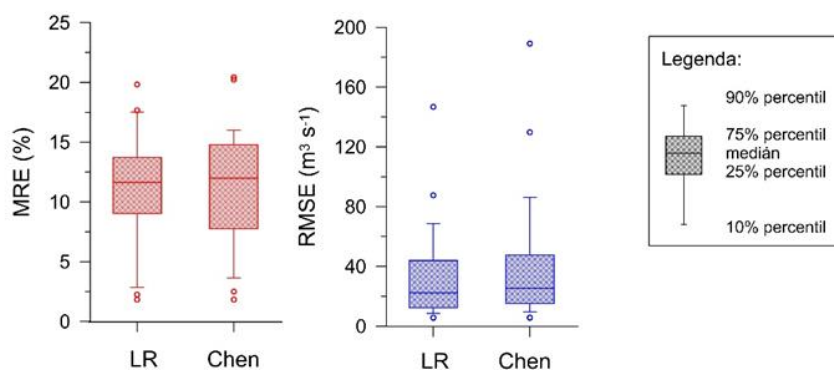
Podľa Taguasa a kol. (2008) ak sa koeficient determinácie R^2 , ktorý vyjadruje tesnosť vzťahu lineárnej regresie (podľa rov. 1), pohybuje v rozsahu 0,75 – 1, je možné lineárnu regresiu považovať za dobrý lineárny fit, v intervale 0,55 – 0,75 ako akceptovateľný lineárny fit, ak je menší ako 0,55 ide o neakceptovateľný lineárny fit. Pre vodomerné stanice Brezno a Stropkov bol identifikovaný o niečo nižší, ale stále akceptovateľný fit lineárnej regresie (R^2 je 0,728 a 0,626). Pre ostatné stanice zodpovedali výsledky lineárnej regresie dobrému fitu, čo predstavuje 92 % analyzovaných vodomerných staníc (z celkového počtu 26 staníc). Najlepší lineárny fit bol nájdený podľa predpokladu pre stanice s najväčšou plochou povodia: Bratislava (Dunaj), Streda nad Bodrogom (Bodrog), Veľké Kapušany (Latorica), Moravský Sv. Ján (Morava) a Ždaňa (Hornád) s plochou povodia 4230 km^2 a viac. Ipeľský Sokolec (Ipeľ) s porovnateľnou plochou povodia ako Ždaňa má o niečo nižší koeficient determinácie.

Hodnoty priemernej relatívnej chyby MRE sa pohybovali v rozsahu od 1,83 do 19,83 % pre LR a od 2,49 do 20,23 % pre metódu Chen. Metóda Chen dávala porovnateľné alebo o niečo horšie výsledky v porovnaní s metódou LR. Pre osem staníc dávala metóda Chen lepší výsledok ako metóda LR (tab. 1). Na základe našich analýz ale nebol identifikovaný vzťah medzi veľkosťou povodia a veľkosťou priemernej relatívnej chyby MRE metódy Chen.

Tabuľka 1. Údaje o vodomerných staniciach, počet spracovaných hydrologických rokov pre odvodenie Q_{IPF} z $Q_{MDF, max}$, ako aj výsledky lineárnej regresie (koeficient determinácie R^2 a konverzný faktor a , získaný zo vzťahu podľa rov. (1)) pre 26 vodomerných staníc spolu s výsledkami priemernej relatívnej chyby odhadu MRE pre lineárnu regresiu (LR). MRE je uvedená aj pre metódu podľa Chena a kol. (2017) (Chen). Šedou farbou sú vyznačené MRE (Chen), ktoré sú pre tú istú vodomernú stanicu lepšie ako MRE (LR)

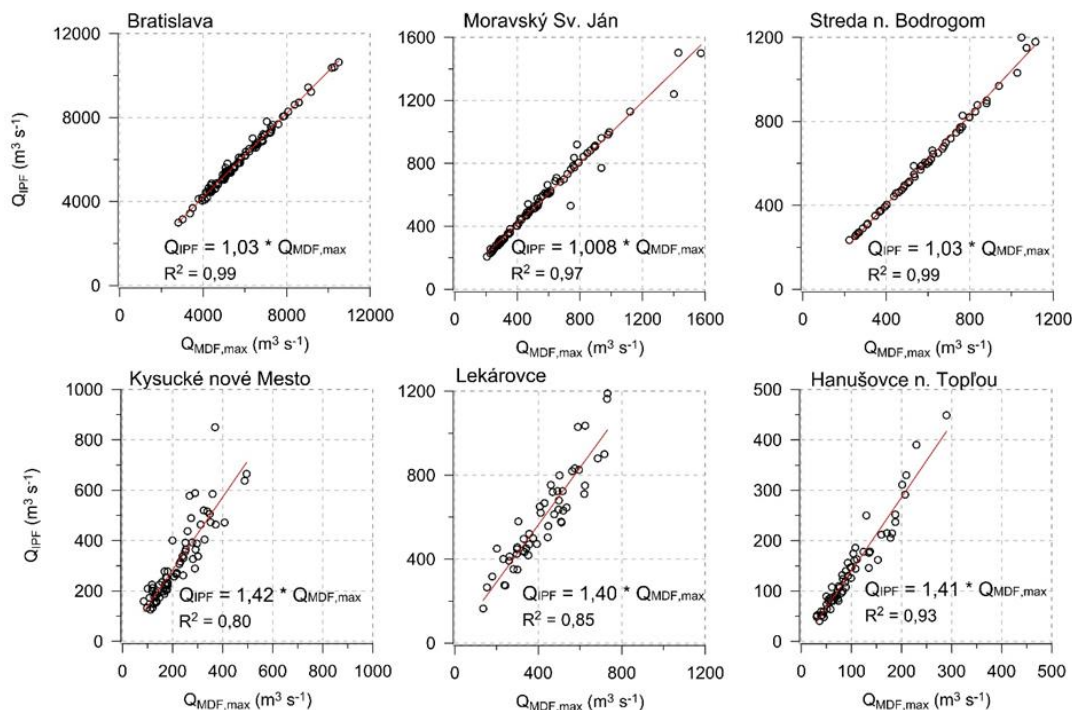
Table 1. Information about water gauging stations, number of processed hydrological years for derivation of Q_{IPF} from $Q_{MDF, max}$, as well as linear-regression results (R^2 coefficient of determination and conversion factor a , obtained from equation (1)) for 26 water gauging stations together with the mean relative error MRE for linear-regression (LR). MRE is shown also for the method of Chen et al. (2017) (Chen). The MRE (Chen), which is better than the MRE (LR) for the same water gauging station, is marked in gray

P. č.	Číslo stanice	Názov stanice	Tok	Povodie	Plocha povodia [km ²]	Q_{100} [m ³ .s ⁻¹]	počet spracovaných rokov	R^2	konverzný faktor a	LR MRE [%]	Chen MRE [%]
1	5140	Bratislava	Dunaj	Dunaj	131331	11000	101	0,987	1,0322	1,83	2,49
2	9670	Streda nad Bodrogom	Bodrog	Bodrog	11474	1400	66	0,991	1,031	2,24	1,82
3	9410	Veľké Kapušany	Latorica	Bodrog	2915	736	67	0,992	1,0481	2,85	3,64
4	5040	Moravský Svätý Ján	Morava	Morava	24129	1600	89	0,974	1,0089	3,52	3,74
5	8930	Ždaňa	Hornád	Hornád	4232	1000	60	0,986	1,1181	5,14	6,09
6	7290	Brehy	Hron	Hron	3821	1100	87	0,934	1,1407	6,74	7,64
7	9650	Horovce	Ondava	Bodrog	2886	830	48 (od r. 1970)	0,943	1,1376	9,02	9,95
8	7820	Lenártovce	Slaná	Slaná	1830	400	86	0,96	1,1202	9,77	10,34
9	8690	Kysak	Hornád	Hornád	2346	730	76	0,9332	1,1593	9,80	9,62
10	8560	Jaklovce	Hnilec	Hornád	606	220	67	0,947	1,169	10,06	10,53
11	5030	Šaštín-Stráže	Myjava	Morava	645	145	49	0,91	1,2187	11,12	12,68
12	5550	Liptovský Mikuláš	Váh	Váh	1107	500	70	0,778	1,2729	11,13	9,86
13	7640	Ipeľský Sokolec	Ipeľ	Ipeľ	4838	670	86	0,9148	1,174	11,43	7,76
14	7900	Vlkyňa	Rimava	Slaná	1377	190	45	0,915	1,2347	11,85	14,15
15	9500	Hanušovce nad Topľou	Topľa	Bodrog	1050	500	87	0,929	1,4137	12,37	15,99
16	9320	Lekárovce	Uh	Bodrog	1989	1600	67	0,848	1,4012	12,69	15,08
17	7440	Holiša	Ipeľ	Ipeľ	686	180	87	0,912	1,2538	13,00	14,45
18	9020	Turňa nad Bodvou	Bodva	Bodva	663	115	52	0,95	1,1251	13,24	12,06
19	6570	Chalmová	Nitra	Nitra	601	175	72	0,843	1,3321	13,42	14,78
20	8320	Chmeľnica	Poprad	Poprad	1262	820	87	0,861	1,4386	13,72	14,00
21	6200	Kysucké N. Mesto	Kysuca	Váh	955	900	87	0,796	1,4217	14,72	15,76
22	7015	Brezno	Hron	Hron	582	230	87	0,728	1,3137	15,01	14,78
23	7580	Plášťovce	Krupinica	Ipeľ	303	140	87	0,861	1,3885	15,21	15,00
24	7865+7864	Rimavská Sobota	Rimava	Slaná	562	165	87	0,788	1,3543	17,52	20,44
25	8430	Špišské Vlachy	Hornád	Hornád	775	400	56	0,899	1,4256	17,66	11,91
26	9600	Stropkov	Ondava	Bodrog	578	600	51	0,626	1,6887	19,83	20,23



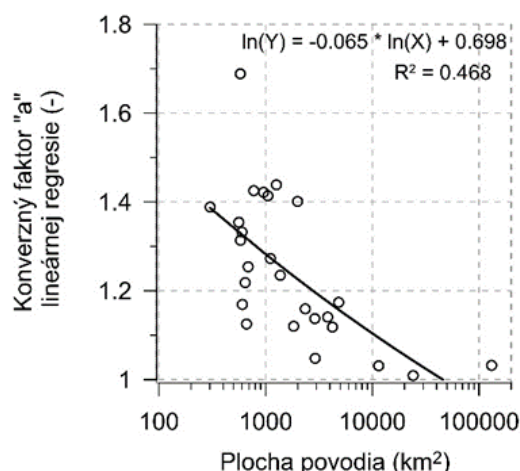
Obr. 3. Priemerná relatívna odchýlka (MRE) a stredná kvadratická chyba (RMSE) pre kulminačné prietoky pozorované ($Q_{IPF, obs}$) a odhadnuté ($Q_{IPF, est}$) metódou lineárnej regresie (LR) a metódou podľa Chena a kol. (2017) (Chen). Spracované pre 26 vodomerých staníc. Krúžky vyjadrujú hodnoty mimo rozsahu 10. až 90. percentilu.

Fig. 3. The mean relative error (MRE) and the root-mean square error (RMSE) for observed instantaneous peak flows ($Q_{IPF, obs}$) and estimated ones ($Q_{IPF, est}$) by the linear regression (LR) method and by the method of Chen et al. (2017) (Chen). Processed for 26 water gauging stations. The rings mark values outside the 10th to 90th percentile range.



Obr. 4. Ukážka lineárno-regresných vzťahov medzi maximálnym priemerným denným prietokom ($Q_{MDF, max}$) a kulminačným prietokom (Q_{IPF}) pre tri stanice s najnižším konverzným faktorom a ($\sim 1,0$) a najvyšším koeficientom determinácie R^2 , a pre tri stanice s vyšším konverzným faktorom ($\sim 1,4$).

Fig. 4. An example of linear-regression relationships between maximum mean daily flows ($Q_{MDF, max}$) and instantaneous peak flows (Q_{IPF}) for three stations with the lowest conversion with higher conversion factor ($\sim 1,4$).



Obr. 5. Vzťah medzi veľkosťou povodia a konverzným faktorom a lineárnej regresie.

Fig. 5. Relationship between basin area and conversion factor a of linear-regression.

Záver

Analýzy a porovnania metód odhadu kulminačných prietokov z priemerných denných prietokov priniesli niekoľko záverov:

- Odhad Q_{IPF} metódou lineárnej regresie (LR) a metódou sekvencie troch za sebou idúcich Q_{MDF} (Chen a kol., 2017) (Chen) je porovnateľný: priemerná relatívna odchýlka je 10,96% (LR) a 11,34% (Chen), priemerná stredná kvadratická chyba je 33,48 $m^3 \cdot s^{-1}$ (LR) a 40,65 $m^3 \cdot s^{-1}$ (Chen).
- Pre 26 slovenských vodomerných staníc boli odvodené lineárno-regresné vzťahy pre určenie Q_{IPF} z $Q_{MDF, max}$.
- Koeficient determinácie lineárnej regresie bol v rozsahu 0,75 – 1,00 vyhodnotený ako dobrý lineárny fit pre 92 % analyzovaných vodomerných staníc.
- Pre dve stanice (Brezno (Hron) a Stropkov (Ondava)) bol koeficient determinácie 0,728 a 0,626, čo zodpovedá akceptovateľnému lineárnemu fitu.
- Vysoký koeficient determinácie bol zistený pre stanice: Bratislava, Moravský Sv. Ján, Streda nad Bodrogom, Ždaňa.
- Koeficient determinácie je menší pre menšie povodia, ale nie pre všetky (napr. pre stanice Šaštín, Turňa, Jaklovce, hoci ide o menšie povodia s plochou do 1000 km^2 , bol koeficient na úrovni staníc s plochou povodia vyššou ako 2000 km^2).
- Q_{IPF} sa vyskytuje v ten istý deň ako $Q_{MDF, max}$ v priemere v 67 % údajov spracovaných hydrologických rokov, výskyt s toleranciou do jedného dňa je v 81 % prípadov.

Na záver je možné konštatovať, že pre odvolenie Q_{IPF} z Q_{MDF} je možné použiť obidve testované metódy, ktoré

pre vybrané slovenské vodomerné stanice dávajú porovnateľné výsledky.

Podakovanie

Za poskytnutie a prípravu historických dát, potrebných pre analýzy, ďakujeme kolegom z úseku Hydrologická služba SHMÚ.

Literatúra

- Chen, B., Krajewski, W. F., Liu, F., Fang, W., Xu, Z. (2017): Estimating instantaneous peak flow from mean daily flow. *Hydrology Research*, 48.6, 1474–1488.
- Ding, J., Wallner, M., Muller, H., Haberlandt, U. (2016): Estimation of instantaneous peak flows from maximum mean daily flows using the HBV hydrological model. *Hydrological Processes*, 30(1), 1431–1448.
- Ellis, W., Gray, M. (1966): Interrelationships between the peak instantaneous and average daily discharges of small prairie streams. *Canadian Agricultural Engineering*, 1–39.
- Fill, H. D., Steiner, A. A. (2003): Estimating instantaneous peak flow from mean daily flow data. *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE 8 (6), 365–369.
- Jimeno-Sáez et al. (2017): Estimation of Instantaneous Peak Flow Using Machine-Learning Models and Empirical Formula in Peninsular Spain. *Water*, 9, 347, doi: 10.3390/w9050347.
- Sangal, B. P. (1983): Practical method of estimating peak flow. *Journal of Hydraulic Engineering*, 109, 549–563.
- Taguas, E. V., Ayuso, J. L., Pena, A., Yuan, Y., Sanchez, M. C., Giraldez, J. V., Pérez, R. (2008): Testing the relationship between instantaneous peak flow and mean daily flow in a Mediterranean Area Southeast Spain. *Catena*, 75, 129–137.

ESTIMATION OF INSTANTANEOUS PEAK FLOWS FROM MEAN DAILY FLOWS

For water gauging stations, flow data are sometimes only available in form of mean daily flows, instantaneous peak flows can be unknown. However, for many purposes such as derivation of design parameters for water structures or running frequency analysis, they are essential.

Two methods of the instantaneous peak flow estimation were used in this work: 1/ the method of conversion factor based on a relationship between maximum mean daily flow ($Q_{MDF, max}$) and the corresponding instantaneous peak flow Q_{IPF} (so called peak ratio $Q_{IPF} / Q_{MDF, max}$) by linear-regression and, 2/ the method called „the slope method“ derived by Chen et al. (2017) based on a sequence of three consecutive Q_{MDF} data, with the middle value being $Q_{MDF, max}$, taking into account the hydrograph shape. Simple linear-regression relationship $Q_{IPF} / Q_{MDF, max}$ may not be suitable for some river basins as different flood triggering mechanisms produce different form of floods (e.g. convective rainfalls, snow melting, ice-jam, etc.).

Estimation of Q_{IPF} using both methodologies was carried out on a dataset of historical observations. The data of measured instantaneous peaks and calculated mean daily flows for individual hydrological years for 26 Slovak water gauging stations were used.

Both methods for deriving instantaneous peak flows from mean daily flows are based on the assumption that peak flow occurred on the same day as the maximum daily

flow rate, i.e. it was the same hydrological event with the same causal relationship. One day tolerance was considered in this work because of cases where culmination occurred around midnight. Another assumption was that the instantaneous peak flows were statistically independent. Therefore, the instantaneous peak flows which could be mutually influenced, e.g. during transition of hydrological years, were excluded from analysis.

The results showed that Q_{IPF} estimation from $Q_{MDF, max}$ by simple linear-regression method is comparable with the method of Chen et al. (2017). The mean relative error (MRE) and the root mean square error (RMSE) were 10.96% and 33.48 m³.s⁻¹ for the LR method, 11.34% and 40.65 m³.s⁻¹ for the Chen method, respectively.

The linear-regression coefficient of determination was in the range of 0.75–1.00 considered as a good linear fit. It was reached at 92% of water gauging stations. The largest coefficient of determination was found for stations: Bratislava, Moravský Sv. Ján, Streda nad Bodrogom and Ždaňa with large basin areas. Furthermore, it was found that Q_{IPF} occurred on the same day as $Q_{MDF, max}$ on average in 67% of processed data, occurrence with tolerance within one day was in 81% of cases.

Finally, it can be stated, that both methods for Q_{IPF} estimation can be used for chosen Slovak water gauging stations with comparable results.

Ing. Hana Hlaváčiková, PhD.
Mgr. Michaela Bírová
Ing. Eva Kopáčiková
Slovenský hydrometeorologický ústav
Jeséniova 17
833 15 Bratislava 37
E-mail: hana.hlavacikova@shmu.sk

**ANALÝZA ZMIEN PRIEMERNÝCH MESAČNÝCH PRIETOKOV
NA SLOVENSKU V POSLEDNÝCH DESAŤROČIACH**

Mária Ďurigová, Kamila Hlavčová, Magdaléna Komorníková,
Jana Kalická, Dominika Ballová, Tomáš Bacigál

Analýza hydrometeorologických časových radov predstavuje dôležitú súčasť posudzovania zmien hydrologických procesov. Pochopenie zmien časových radov prináša lepšie pochopenie príčin týchto zmien. Časové rady údajov je možné podrobiť veľkému množstvu analýz, jednými z nich je aplikácia štatistických metód. Tento článok sa zaoberá analýzou vnútornej štruktúry a zmien priemerných mesačných, ročných a sezónnych prietokov vo vybraných vodomerných staniciach na Slovensku pomocou základnej popisnej štatistiky, trendovej analýzy, analýzy periodickej zložky, AR-ARCH modelu a viacrozmernej analýzy. Uvedené metódy boli aplikované na piatich väčších povodiach v rámci Slovenska a siedmich menších povodiach nachádzajúcich sa v severnej časti povodia Váhu. Výsledky poukazujú na najväčšie zmeny (v trendovej a periodickej zložke) na toku Hron. Z menších povodí, najmä toky Kysuca a Bystrica vykazujú štatisticky významne klesajúce trendy.

KLÚČOVÉ SLOVÁ: štatistické metódy, priemerné mesačné prietoky, trendová analýza, AR-ARCH model

THE CHANGE ANALYSIS OF THE MEAN MONTHLY DISCHARGES IN SLOVAKIA IN RECENT DECADES. An analysis of a hydrometeorological time data series is an important part in assessing changes in hydrological processes. Understanding changes in time series results in a better understanding of the causes of these changes. A time data series can be evaluated by a large number of analyses. One of them is the application of statistical methods. The article deals with a basic analysis of the mean monthly, annual, and seasonal discharges in selected stage-discharge gauging stations in Slovakia using statistical methods. The time data series were subjected to basic descriptive statistic, trend and periodicity analyses, and AR-ARCH model. These methods were applied to five larger basins in Slovakia and seven smaller basins located in the northern part of the Váh River basin. The results show greatest changes (in trend and periodic analysis) in the Hron River. From the smaller river basins, especially Kysuca and Bystrica River, there are statistically significant decreasing trends.

KEY WORDS: the statistical methods mean monthly discharges, trend analysis, AR-ARCH model

Úvod

Nepravidelne časovo a priestorovo rozdelené množstvo vody v krajine, negatívne ovplyvnenie hydrologického systému zmenou klímy a antropogénnou činnosťou spôsobuje čoraz väčšiu neistotu v hospodárení s vodou. Objem vody vstupujúci do povodia závisí od rôznych meteorologických a klimatických činiteľov a proces formovania odtoku v povodí závisí od geologickej stavby, pôdných vlastností, morfológie povodia, vegetácie a spôsobu využitia krajiny (Bronstert a kol., 2002). Vzhľadom na zmenu klímy je potrebné neustále prehodnocovať všetky

hydrologické a meteorologické prvky a ich zmeny. Pre potreby identifikovania zmien v hydrologickom režime sa využíva množstvo metód. Jednou z možností analýzy hydrometeorologických dát je aplikovanie štatistických metód.

U nás sa analýze zmien režimu prietokov venovali napríklad Škoda a kol. (2008), zaoberajúci sa minimálnymi prietokmi a početnosťou výskytu minimálnych mesačných prietokov v jednotlivých dekádach na Slovensku. Použitá trendová analýza bola aplikovaná na rady ročných minimálnych prietokov a rady minimálnych 7-dňových prietokov. Výsledky analýzy ukazujú rôznorodý

vývoj týchto charakteristík na Slovensku. Halmová a Pekárová (2013) analyzovali minimálne a maximálne denné prietoky v stanici Belá – Podbanské. Skúmali obdobie 1929 – 2011, ktoré rozdelili do viacerých kratších časových úsekov. Pomocou neparametrického Mann-Kendall testu testovali jednotlivé kratšie obdobia a aj celé sledované obdobie. Výsledky analýz naznačujú potrebu analyzovania čo najdlhších časových radov. Pramuk a kol. (2013) sa zaoberali výskytom povodní na Dunaji s dlhým radom pozorovania od 1876 do 2010. Pomocou frekvenčnej analýzy identifikovali zvyšovanie početnosti povodní a zároveň, že ich trvanie sa skraca. Výskyt januárových povodní sa znižuje a menšie povodne sa začali vyskytovať v období od septembra do decembra. Pramuk a kol. (2016) a Pekárová a kol. (2017) sa venovali analýze dlhodobých zmien povodňových prietokov na Slovensku. Vybrané vodomerné stanice a ich denné prietoky s dobou pozorovania rozdelené na dve obdobia (1931 – 1972 a 1973 – 2014) boli hodnotené s cieľom analýzy zmien hydrologického režimu a taktiež boli hodnotené vplyvy zrážok a teploty vzduchu na odtok z územia SR. Autori identifikovali mierne klesajúce trendy prietokov, zvyšovanie výparu a taktiež významné zníženie koeficientu odtoku. Hydrologickým suchom v rámci 77-mich staníc po celom Slovensku sa venovali Danáčová a kol. (2015). Zamerali sa na spôsoby hodnotenia málo vodných období, ktoré demonštrovali na roku 2012 patriaci medzi najsuchšie roky za posledné dekády. Autori zhodnotili, že pre lepší monitoring hydrologického sucha je potrebné dostatočné množstvo operatívnych údajov z meraní povrchových vôd a dostatočná databáza historických meraní.

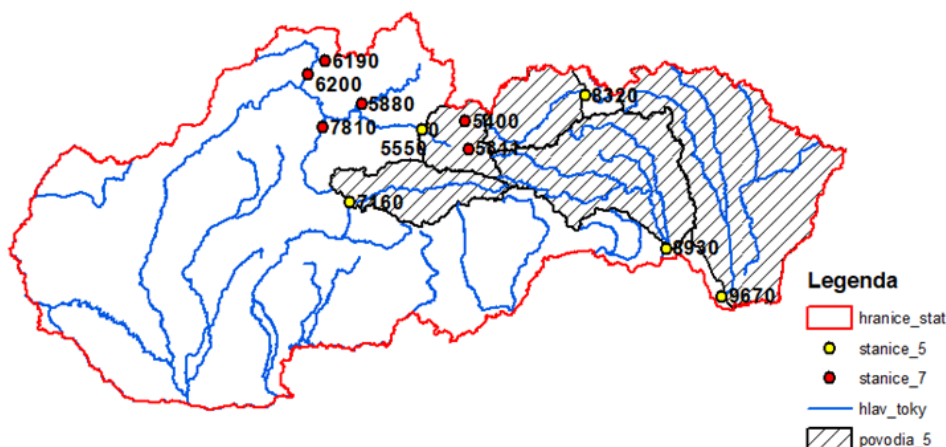
Výsledky zahraničných prác od Bronsterta a kol. (2002), Schönwiesera a Rappa (1997) v Nemecku poukazujú na stúpajúci trend prietokov na rieke Rýn, spôsobený zvýšením množstva zimných zrážok. Petrow a Merz (2009) sa venovali frekvencii záplav v Nemecku, kde tiež detegovali ich rastúci trend. Bawden a kol. (2014) sa zaoberali analýzou trendov a variability hydrologického režimu

v povodí kanadskej rieky Athabasca a okolitých povodií. V štúdiu bolo použitých až dvadsať hydrologických premenných. Analýza pomocou neparametrického Mann-Kendall testu ukázala klesajúce trendy v prietokoch najmä v letnom období. Skúmaním rieky Lena na východnej Sibíri a jej hydrologickej reakcie na zmenu klímy sa zaoberali Gautier a kol. (2018). Skúmali povodňový vývoj rieky Lena, ktorá sa nachádza v najchladnejšej oblasti severnej pologule. Zistili, že jarné povodňové prietoky sa zvýšili, taktiež frekvencia vrcholových prietokov sa zvýšila a začiatok povodne je menej predvídateľný. Letné povodne sú častejšie a intenzívnejšie.

V tomto článku bola použitá základná popisná štatistika, trendová analýza, analýza periodickej zložky a AR-ARCH model. Jednotlivé metódy boli aplikované na piatich väčších povodiach nachádzajúcich sa na území Slovenska a na siedmich menších povodiach nachádzajúcich sa v severnej časti povodia Váhu. Skúmané boli priemerné mesačné, ročné a sezónne prietoky na vybraných vodomerných staniciach na Slovensku. Na základe aplikovaných metód bola vybratá jedna vodomerná stanica, na ktorej bola použitá viacrozmerná analýza.

Údaje

Na analýzu zmien bolo vybratých päť vodomerných staníc v rámci Slovenska, označené žltými bodmi a vyznačeným povodím a sedem vodomerných staníc zo severnej časti povodia Váhu označené červenými bodmi (obr. 1, tab. 1). Vybrané vodomerné stanice sa nachádzajú v strednej a východnej časti Slovenska, ktoré mali dlhé rady pozorovaní. Analyzované obdobie je od roku 1963 do 2016, teda 54 rokov. Časové rady údajov priemerných mesačných prietokov boli poskytnuté Slovenským hydrometeorologickým ústavom. Rieka Bodrog po vodomernú stanicu Streda nad Bodrogom má maximálne prietoky najmä v mesiacoch marec a apríl, minimálny prietok v auguste a septembri. Ročné úhrny zrážok sa pohybujú od 550 mm v južnej časti povodia až do 1000 mm



Obr. 1. Mapa použitých vodomerných staníc s vyznačením piatich povodií na území SR.
Fig. 1. The map of the gauging stations with marked areas of five catchments of Slovakia.

Tabuľka 1. Zoznam vodomerných staníc s prislúchajúcimi plochami povodí
Table 1. The river basin list and its catchment area

Tok	Vodomerná stanica	Číslo stanice	Plocha povodia [km ²]
Bodrog	Streda nad Bodrogom	9670	11 474,25
Hron	Banská Bystrica	7160	1 766,48
Hornád	Ždaňa	8930	4 232,20
Váh	Liptovský Mikuláš	5550	1 171,12
Poprad	Chmeľnica	8320	1 262,41
Povodie Váhu			
Váh	Liptovský Mikuláš	5550	1 117,12
Kysuca	Kysucké Nové Mesto	6200	955,09
Bystrica	Zborov n. Bystricou	6190	218,07
Turiec	Martin	6130	827
Orava	Dierová	5880	1 966,75
Belá	Podbanské	5400	93,49
Čierny Váh	Čierny Váh	5311	243,06

v severnej a v severovýchodnej časti povodia. Rieka Hron po vodomernú stanicu Banská Bystrica má maximálne prietoky najmä v jarných mesiacoch od marca do apríla a minimálne prietoky sa najčastejšie objavujú v mesiaci september. Ročný úhrn zrážok sa pohybuje od 800 mm do 1200 mm.

Rieka Hornád po vodomernú stanicu Ždaňa má maximálne prietoky najmä v marci, apríli a máji. Minimálne prietoky sa objavujú najčastejšie v septembri. Ročný úhrn zrážok je od 700 do 900 mm (MŽP, 2011).

Povodie rieky Poprad po vodomernú stanicu Chmeľnica je charakteristické maximálnymi prietokmi v máji a júni, minimálne prietoky sa vyskytujú najmä v mesiacoch január a február. Ročný úhrn zrážok na povodie je okolo 880 mm.

Rieka Váh po vodomernú stanicu v Liptovskom Mikuláši je charakteristická maximálnymi prietokmi najmä v mesiaci apríl a minimálnymi prietokmi v januári a februári. Ročný úhrn zrážok je okolo 1100 mm (Fendeková a kol., 2017). V tomto povodí sa taktiež nachádza vodomerná stanica Podbanské na toku Belá a vodomerná stanica Čierny Váh na toku Čierny Váh, ktoré boli použité v analýze siedmich povodí v rámci povodia Váhu.

Nasledujúce opísané toky boli tiež použité v analýze siedmich povodí a nachádzajú sa v povodí Váhu.

Toky Turiec s vodomernou stanicou v Martine a tok Orava s vodomernou stanicou Dierová majú maximálne prietoky najmä v apríli a v období od júna do augusta. Minimálne prietoky sa vyskytujú od augusta do októbra a v januári.

Tok Kysuca po vodomernú stanicu v Kysuckom Novom Meste má maximálne prietoky najmä v apríli a minimálne prietoky sa vyskytujú v septembri, prípadne v januári. Priemerný úhrn zrážok na povodie je okolo 1060 mm za rok (Fendeková a kol., 2017). V povodí Kysuce sa nachádza tok Bystrica s vodomernou stanicou Zborov n. Bystricou.

Metodika

Súbor štatistických metód bol použitý na analýzu priemerných mesačných, ročných a sezónnych prietokov vo vybraných vodomerných staniaciach. Priemerné mesačné prietoky letnej sezóny boli zadefinované od mája do októbra a priemerné mesačné prietoky zimnej sezóny boli zadefinované ako obdobie od novembra po apríl. Časové rady údajov boli podrobené opisnej štatistike, ktorá obsahuje identifikáciu maximálneho a minimálneho prietoku, medián, parameter normálneho rozdelenia a rozptyl, ďalej bola aplikovaná trendová analýza, analýza periodickej zložky a model reziduálnej zložky. Výsledky analýz boli použité na výber jednej vodomernej stanice, ktorá bola použitá vo viacrozmernej analýze. Výpočty boli uskutočnené v programe Mathematica a výsledky boli vyhodnotené s hodnotou pravdepodobnosti $P = 0,05$.

Dekompozícia časových radov

Časové rady môžu byť rozložené na 4 základné zložky: **Trend** T_t ; popisuje dlhodobý vývoj v priemernom správaní sa časového radu. Vzniká ako dôsledok síl, ktoré systematicky pôsobia v rovnakom smere. Vyjadruje teda dlhodobý nárast (resp. pokles). Trend v časových radoch je možné popísať napr. pomocou trendových funkcií. Toto vyjadrenie sa používa, ak vývoj časového radu zodpovedá určitej funkcii času, napr. lineárnej, kvadratickej a pod.

Sezónna zložka S_t ; opisuje periodické zmeny v časovom rade, ktorých perióda L sa rovná určitej štandardnej jednotke času alebo jej konštantnému násobku. Sezónna zložka je charakterizovaná aj ako korelačná závislosť medzi i -tým a $(i+k)$ -tým prvkom časového radu, kde k je posunutie. Periódu L teda určujeme z korelogramu. Je to hodnota, v ktorej (a jej násobkoch) korelogram nadobúda lokálne maximum. Sezónnu zložku môžeme popísať napr.

harmonickou funkciou.

Cyklická zložka C_t : je periodická zložka, ktorej perióda nezodpovedá kalendárnym jednotkám. Je to nepravidelná fluktuácia okolo trendu, v ktorej sa strieda fáza rastu s fázou poklesu. Vyjadrujeme ju ako súčet sínusov a kosínusov s rôznymi frekvenciami a amplitúdami. Frekvencia ω sa udáva v radiánoch za jednotku času. Dĺžka periódy, teda čas, za ktorý sa uskutoční jeden cyklus je $L = \frac{2\pi}{\omega}$.

Významné frekvencie určujeme pomocou spektrálnej analýzy, napríklad z grafu výberovej spektrálnej hustoty (periodogramu) a pomocou Fisherovho testu periodicity (pozri Cipra, 1986).

Reziduálna zložka e_t : ostane v časovom rade po odstránení systematických zložiek. Je tvorená fluktuáciami v priebehu časového radu, ktoré nemajú rozpoznateľný systematický charakter.

Dekompozícia časového radu môže byť:

- aditívna – hodnoty časového radu sa dajú určiť ako súčet jednotlivých zložiek:

$$X_t = T_t + S_t + C_t + e_t \quad (1)$$

- multiplikatívna – hodnoty časového radu sa dajú určiť ako súčin hodnôt jednotlivých zložiek:

$$X_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot e_t \quad (2)$$

Trend, sezónna a cyklická zložka sú deterministické (systematické) zložky. Časové rady spravidla obsahujú reziduálnu zložku. Okrem nej môžu, ale nemusia obsahovať aj jednu, dve alebo všetky tri systematické zložky (Box a Jenkins, 1976; Cipra, 1986).

Model reziduálnej zložky AR-ARCH

Lineárne stacionárne procesy môžeme modelovať triedou lineárnych modelov známych ako ARMA (p, q) modely. Aparát, ktorý sa pritom používa je známy ako *Box – Jenkinsova metodológia* (Box a Jenkins, 1976). Táto metodológia berie za základný prvok analýzy reziduálnu zložku, tvorenú korelovanými alebo závislými náhodnými veličinami.

Základným predpoklad týchto modelov je:

1. Hodnota náhodnej premennej X_t v čase t závisí len na predchádzajúcich náhodných premenných (deterministická časť) a na náhodných fluktuáciách (stochastická časť).
2. Závislosť X_t na predchádzajúcich p náhodných premenných $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}$ je lineárna.

Autoregresný proces rádu p AR(p) je popísaný rovnicou

$$X_t = \varphi + \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + u_t \quad (3)$$

kde $\varphi_p \neq 0$ a u_t je proces bieleho šumu s nulovou strednou hodnotou a rozptylom σ_u^2 .

ARCH modely

Časové rady, ktorých dlhodobý nepodmiernený rozptyl je konštantný, ale sú obdobia, kedy je relatívne vysoký, sa nazývajú **podmiene ne heteroskedastické**. Jedným z modelov, v ktorom podmiernený rozptyl v čase t závisí na minulých pozorovaniach nelineárne, je model časového radu s *autoregresnou podmiernenou heteroskedasticitou*, model ARCH.

Nech u_t je časový rad s rozptylom $D[u_t] = \sigma^2$, ktorý môžeme vyjadriť v tvare

$$u_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (4)$$

pričom pre funkciu h_t platí

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2 \quad (5)$$

kde $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, m$ a $\{v_t\}$ je biely šum nezávislý na h_{t-k} , pre ktorý platí $E[v_t] = 0$ a $D[v_t] = 1$. Potom u_t je časový rad s **autoregresnou podmiernenou heteroskedasticitou rádu m** (*AutoRegressive Conditionally Heteroskedastic*) a jeho model označujeme ARCH(m).

Nech časový rad x_t je generovaný procesom X_t v tvare

$$X_t = E[X_t | \Omega_{t-1}] + u_t \quad (6)$$

kde Ω_{t-1} je informačná množina obsahujúca všetky relevantné informácie až do času $t - 1$. Predikovateľná časť $E[X_t | \Omega_{t-1}]$ je modelovaná lineárnymi AR (p) modelmi a u_t je nepredikovateľná časť modelovaná ARCH(m) modelmi. Potom model časového radu x_t nazývame AR-ARCH (Box a Jenkins, 1976; Cipra, 1986; Engle, 1982).

Viacrozmerná analýza

Štatisticky významné korelácie medzi zrážkami a prietokmi ($\alpha = 0,05$) umožňujú aplikovanie viacrozmernej regresnej analýzy. Priemerné mesačné prietoky sme modelovali pomocou dvoch nezávislých premenných – mesačných úhrnov zrážok prislúchajúce k povodiu za daný mesiac a priemerných mesačných prietokov za mesiac predošlý. Po odstránení trendu sme analyzovali periodickú a reziduálnu zložku a preložili sme výsledný model, ako aj vypočítali niektoré významné štatistické ukazovatele. Keďže do regresnej funkcie vstupuje aj priemerný mesačný prietok s oneskorením jeden mesiac, viacrozmerná analýza bola v tomto prípade vykonaná pre obdobie 1964 – 2016 (na obr. 2 je 3D vizualizácia mesačných prietokov v závislosti od mesačných zrážok a mesačných prietokov s oneskorením jeden mesiac).

Výsledky

Výsledky použitých analýz boli rozdelené do dvoch častí. V prvej časti sú opísané výsledky piatich vybraných vodomerých staníc a viacrozmerná analýza vybranej vo-

domernej stanice, a v druhej časti sú výsledky siedmich vybraných vodomerných staníc nachádzajúcich sa v severnej časti povodia Váhu.

Analyza piatich vybraných vodomerných staníc na Slovensku

Výsledky obsahujú globálnu analýzu priemerných mesačných prietokov, ktorá je zložená z výsledkov opisnej štatistiky, analýzy trendov, periodickej zložky a modelu reziduálnej zložky pre priemerné mesačné a ročné prietoky. Nasleduje analýza priemerných mesačných prietokov po mesiacoch a po sezónach, ktorá pozostáva z trendovej analýzy priemerných mesačných prietokov po mesiacoch a trendovej analýzy priemerných mesačných prietokov v letnej sezóne, ktorá je zadefinovaná od mája do októbra a priemerných mesačných prietokov v zimnej sezóne, ktorá je zadefinovaná od novembra po apríl.

Globálna analýza priemerných mesačných prietokov

V rámci opisnej štatistiky boli použité priemerné mesačné prietoky z celého sledovaného obdobia od 1963 do 2016. V tab. 2 sa nachádzajú identifikované minimálne (*Min*) a maximálne (*Max*) priemerné mesačné prietoky, mediány - stredné hodnoty (*Med*), parametre normálneho rozdelenia (μ) a rozptyly (σ). Najväčšie hodnoty charakteristík opisnej štatistiky boli identifikované pre riekú Bodrog, ktorý má aj najväčšiu plochu povodia k príslušnej vodomernej stanici, teda mal aj najväčší rozptyl hodnôt priemerných mesačných prietokov.

Nasledujúce štatistické metódy boli aplikované na priemerné mesačné prietoky za celé sledované obdobie a taktiež na priemerné ročné prietoky. Časové rady boli dekomponované a podrobené testovaniu so štatistickou

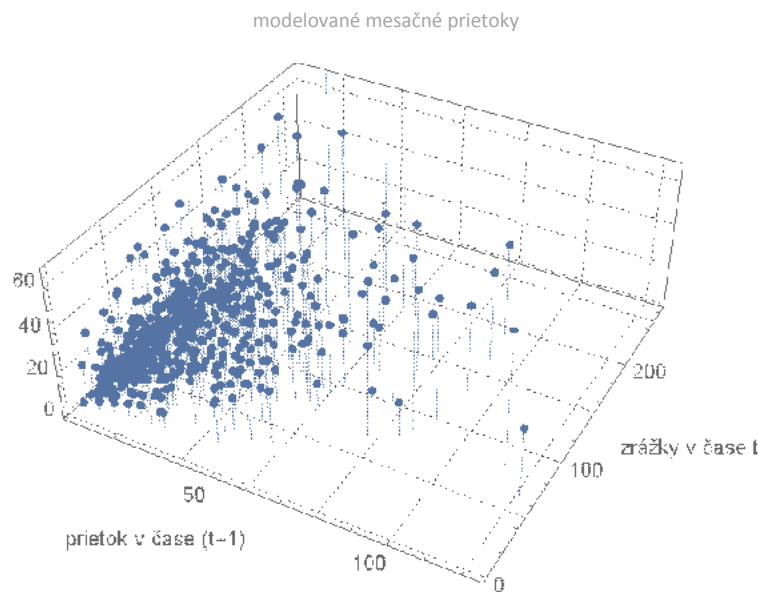
významnosťou na hladine $P = 0,05$.

Analyza trendov priemerných mesačných prietokov preukázala štatisticky významný klesajúci trend na toku Hron. Ostatné vodomerné stanice na tokoch Bodrog, Hornád, Váh a Poprad nemali identifikovaný trend (tab. 3 stĺpec *Trend v mes.*). Analýza trendov aplikovaná na priemerné ročné prietoky potvrdila štatisticky významný klesajúci trend na rieke Hron. Na ostatných tokoch nebol identifikovaný štatisticky významný trend (tab. 3 stĺpec *Trend v rokoch*).

Periodická zložka priemerných mesačných prietokov preukázala štatisticky významnú periódu každých necelých 5 rokov (58,9 mesiacov) na Hrone, Hornáde a Poprade. Dvojročná perióda bola identifikovaná na toku Hron (tab. 3 stĺpec *Periódka [mesiac]*). Všetky toky okrem toho obsahovali sezónnu zložku vo forme 12-mesačnej, 6-mesačnej a 4-mesačnej periódy (okrem Popradu).

Periodická zložka v priemerných ročných prietokoch bola identifikovaná na tokoch Hornád a Poprad a to 4,91 roka, teda opäť necelých 5 rokov. Toky Bodrog, Hron a Váh nemali identifikované štatisticky významné periódy v priemerných ročných prietokoch (tab. 3 stĺpec *Periódka [rok]*).

Model reziduálnej zložky priemerných mesačných prietokov bol namodelovaný po tom, čo časový rad bol rozložený na trendovú, sezónnu, cyklickú zložku a reziduá. Pre toky Bodrog, Hron, Hornád a Poprad podľa modelu reziduálnej zložky je vhodný iba model AR1, teda predstavujú autoregresný proces prvého rádu. Pre Váh je vhodný AR-ARCH model, ktorý obsahuje biely šum vypovedajúci o väčšej rozkolísanosti priemerných mesačných prietokov (tab. 3 stĺpec AR-ARCH model). Model reziduálnej zložky nebol aplikovaný na priemerné ročné prietoky.



Obr. 2. 3D vizualizácia mesačných prietokov v závislosti od mesačných úhrnov zrážok.

Fig. 2. 3D visualisation of the mean monthly discharges according to monthly total precipitation.

Analýza priemerných mesačných prietokov po mesiacoch a sezónach

Analýza priemerných mesačných prietokov po mesiacoch a sezónach obsahuje identifikáciu štatisticky významných trendov s $P = 0,05$. Priemerné sezónne prietoky boli zadefinované od mája po október pre letné obdobie a od novembra po apríl pre zimné obdobie. Zhrnuté výsledky trendovej analýzy sa nachádzajú v tab. 4. Tok Bodrog nevykazuje štatisticky významné trendy v analýze priemerných mesačných prietokoch po mesiacoch ani po sezónach.

Na toku Hron boli štatisticky významné klesajúce trendy identifikované v mesiacoch apríl, máj, jún a október. V zimnom a letnom období boli taktiež zistené štatisticky významné klesajúce trendy (obr. 3).

Tok Hornád preukazuje štatisticky významný klesajúci trend v mesiaci apríl. V priemerných sezónnych prietokoch nebol identifikovaný štatisticky významný trend.

Na toku Váh bol štatisticky významný klesajúci trend identifikovaný v júni. V priemerných sezónnych prietokoch nebol identifikovaný štatisticky významný trend. Tok Poprad nepreukázal štatisticky významné trendy v ani jednom mesiaci, ani v sezónach.

Zhrnuté výsledky trendovej analýzy v tab. 4 sú usporiadané na trendy v jednotlivých mesiacoch (Január – December) a na trendy v priemerných zimných a letných prietokoch (Zima a Leto).

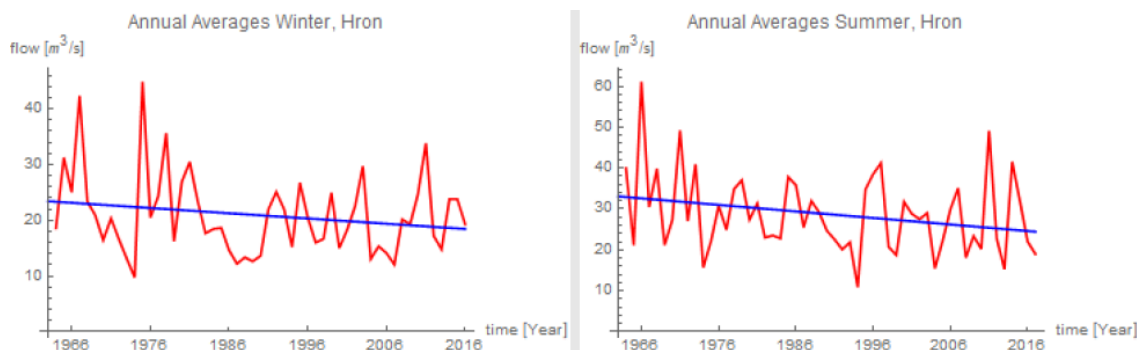
Vo výsledkoch trendovej analýzy je možné pozorovať zoskupenie klesajúcich trendov, ktoré sa objavujú v apríli, máji, júni, teda na začiatku obdobia priemerných

Tabuľka 2. Popisná štatistika
Table 2. The descriptive statistic

Tok	Min [m ³ .s ⁻¹]	Max [m ³ .s ⁻¹]	Med [m ³ .s ⁻¹]	μ	σ
Bodrog	12,74	602,74	80,05	110,65	88,58
Hron	6,31	122,94	19,05	24,85	17,57
Hornád	5,67	202,32	21,27	29,46	24,47
Váh	4,98	87,11	16,22	20,01	12,76
Poprad	2,82	71,07	12,37	14,99	10,13

Tabuľka 3. Trendová a periodická zložka pre priemerné mesačné a ročné prietoky a AR-ARCH model pre priemerné mesačné prietoky
Table 3. The trend and periodicity analysis of the mean monthly and annual discharges and AR-ARCH model of the mean monthly discharges

Tok	Trend v mes.	Trend v rokoch	Periód [mesiac]	Periód [rok]	AR-ARCH model
Bodrog	konšt.	konšt.	-	-	$y_t = 0,36y_{t-1} + \varepsilon_t$
Hron	28,13-0,01t	28,08-0,12t	58,9; 24	-	$y_t = 0,40y_{t-1} + \varepsilon_t$
Hornád	konšt.	konšt.	58,9	4,91	$y_t = 0,38y_{t-1} + \varepsilon_t$
Váh	konšt.	konšt.	-	-	$y_t = 0,35y_{t-1} + 33,00 + 0,54\varepsilon_{t-1}^2 + v_t$
Poprad	konšt.	konšt.	58,9	4,91	$y_t = 0,29y_{t-1} + \varepsilon_t$



Obr. 3. Klesajúci trend na toku Hron pre letné a zimné obdobie.

Fig. 3. The declining trend for Hron River at annual averages winter and summer.

letných prietokov. Zároveň najvýznamnejšiu zmenu v priemerných mesačných prietokoch po mesiacoch a po sezónach možno identifikovať na toku Hron.

Viacrozmerná analýza rieky Hron

Po identifikovaní najvýznamnejších zmien, najmä v analýze trendov a periodicity, bol vybraný Hron, ktorý bol podrobený viacrozmernej analýze. Viacrozmerná analýza využíva mesačné úhrny zrážok k prislúchajúcemu povodiu, ktoré boli vypočítané pomocou IDW (inverse distance weighting) metódy (Valent a Výleta, 2015).

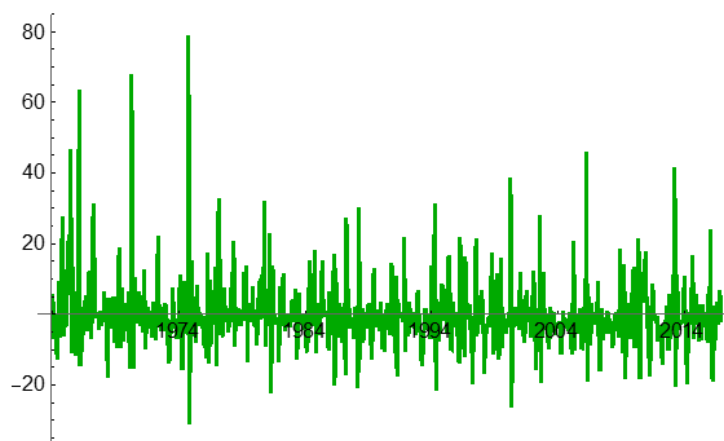
Výberová korelácia medzi zrážkami a prietokmi je rovná 0,41. Testom korelačného koeficienta sa na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ zamietla hypotéza ($P\text{-hodnota} < \alpha$), že korelačný koeficient je nulový. Navyše model reziduálnej zložky prietokov pre Hron spĺňa AR(1) model, preto trendovú zložku priemerných mesačných prietokov toku Hron modelujeme dvomi nezávislými premennými – mesačnými úhrnmi zrážok (premenná z) za uvedený

mesiac a priemernými mesačnými prietokmi (premenná x) s oneskorením jeden mesiac. Trendová zložka je v tvare:

$$T_t = 3,34 + 0,48x_{t-1} + 0,14z_t \quad (7)$$

Po odstránení trendovej zložky sa určili, pomocou periodogramu a Fisherovho testu periodicity, tri významné frekvencie 4, 6 a 12 mesiacov s dĺžkami periód $L_1 = \frac{\pi}{6}$, $L_2 = \frac{\pi}{3}$, $L_3 = \frac{\pi}{2}$. Periodická zložka sa domodelovala zmesou sínusov a kosínusov s uvedenými frekvenciami. Štatistickými testami sa určili štatisticky významné členy a vynechali dva členy (konštantný a člen $\cos\left(\frac{\pi t}{6}\right)$). Nový model sezónnej Zložky vykazoval štatisticky lepšie vlastnosti a je v tvare

$$S_t = -5,77\cos\left(\frac{\pi t}{3}\right) + 3,46\cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + 8,35\sin\left(\frac{\pi t}{6}\right) - 5,6\sin\left(\frac{\pi t}{3}\right) - 2,15\sin\left(\frac{\pi t}{2}\right) \quad (8)$$



Obr. 4. Výsledné reziduá po trendovej, sezónnej a cyklickej zložke.
Fig. 4. The residual after trend, seasonal and cyclic components.

Tabuľka 4. Trendová analýza piatich tokov
Table 4. The trend analysis of five rivers

	Bodrog	Hron	Hornád	Váh	Poprad
Január	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
Február	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
Marec	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
Apríl	konšt.	61,86-0,41t	63,56-0,44t	konšt.	konšt.
Máj	konšt.	46,30-0,27t	konšt.	konšt.	konšt.
Jún	konšt.	33,91-0,20t	konšt.	32,80-0,16t	konšt.
Júl	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
August	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
September	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
Október	konšt.	26,33-0,26t	konšt.	konšt.	konšt.
November	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
December	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
Zima	konšt.	23,42-0,09t	konšt.	konšt.	konšt.
Leto	konšt.	33,09-0,16t	konšt.	konšt.	konšt.

Test nulovosti autokorelačnej funkcie ukázal, že rezíduá e_t po odstránení trendu a sezónnej zložky sú tvorené korelovanými náhodnými veličinami, ktoré spĺňajú model MA(1), čiže model kľzavých priemerov rádu 1 v tvare

$$e_t = z_t - 0,17z_{t-1} \quad (9)$$

kde z_t je biely šum. Rezíduá po aplikovaní MA(1) procesu už nevykazovali žiadne korelácie. Priemerné mesačné prietok teda spĺňajú model

$$x_t = T_t + S_t + e_t \quad (10)$$

kde jednotlivé zložky modelu sú dané predošlými vzťahmi. Na obr. 5 sú hodnoty priemerných mesačných prietokov (modrá farba) a modelované hodnoty priemerných mesačných prietokov pre prvých a posledných 10 rokov modelovaného radu (žltá farba).

Analýza siedmich vybraných vodomerných staníc v povodí Váhu

V nasledujúcej analýze siedmich vybraných vodomerných staníc je opäť uvedená stanica Váh – Liptovský Mikuláš z predchádzajúcej analýzy piatich vodomerných staníc kvôli lepšiemu porovnaniu výsledkov. Jed-

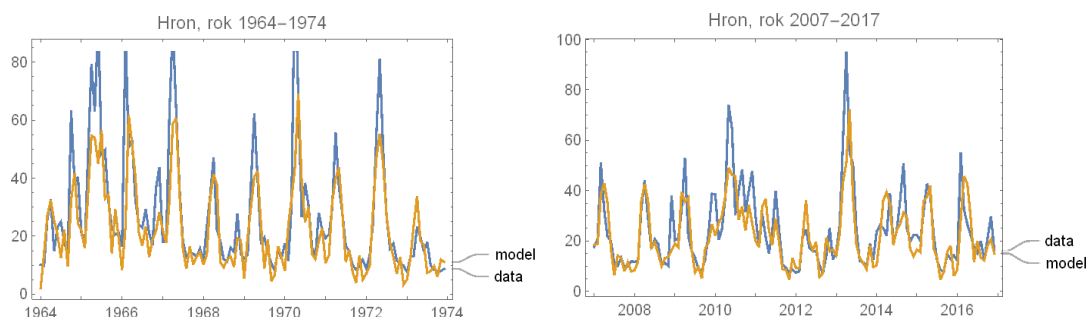
notlivé metódy sú aplikované v takom poradí a rozsahu, ako vo vyššie uvedenej analýze piatich vodomerných staníc.

Globálna analýza priemerných mesačných prietokov

Popisná štatistika siedmich vodomerných staníc v povodí Váhu obdobne preukázala najväčšie hodnoty pri najväčšom povodí, v tomto prípade to bol tok Orava (tab. 5). Ten má aj najväčší rozptyl priemerných mesačných prietokov.

Analýza trendov priemerných mesačných prietokov za celé sledované obdobie preukázala štatisticky významné klesajúce trendy na tokoch Kysuca, Bystrica a Čierny Váh. Na tokoch Váh, Turiec, Orava a Belá neboli identifikované štatisticky významné trendy (tab. 6 stĺpec *Trend v mes.*). Analýza trendov priemer-ných ročných prietokov preukázala taktiež štatisticky významné klesajúce trendy na Kysuci, Bystrici a Čiernom Váhu. Na ostatných tokoch – Váh, Turiec, Orava, Belá neboli identifikované štatisticky významné trendy (tab. 6 stĺpec *Trend v rokoch*).

Periodická zložka priemerných mesačných prietokov bola detegovaná na toku Orava so štatisticky významnou periódou každých necelých 5 rokov (58,9 mesiacov) a na toku Čierny Váh s periódou 14,7 mesiacov (tab. 6 stĺpec *Periódna [mesiac]*). Všetky toky okrem toho obsa-



Obr. 5. Modelované hodnoty priemerných mesačných prietokov pre prvých 10 rokov (naľavo) a posledných 10 rokov (napravo) skúmaného obdobia.

Fig. 5. The modelled values of the mean monthly discharges for the first 10 years (leftside) and last 10 years (rightside) of the period.

Tabuľka 5. Popisná štatistika
Table 5. The descriptive statistic

Tok	Min [m³.s⁻¹]	Max [m³.s⁻¹]	Med [m³.s⁻¹]	μ	σ
Váh	4,98	87,11	16,22	20,01	12,76
Kysuca	1,52	85,55	12,34	16,28	12,99
Bystrica	0,36	23,05	3,18	4,18	3,23
Turiec	2,44	43,93	7,89	9,84	6,15
Orava	7,87	142,30	29,42	32,69	18,94
Belá	0,51	20,24	2,42	3,49	2,97
Čierny Váh	0,60	19,77	2,73	3,46	2,39

hovali sezónnu zložku vo forme 12-mesačnej, 6-mesačnej (okrem Oravy) a 4-mesačnej periódy (okrem Oravy, Belej a Čierneho Váhu).

V priemerných ročných prietokoch nebola identifikovaná žiadna štatisticky významná perióda (tab. 6 stĺpec *Periódá [rok]*).

Model reziduálnej zložky priemerných mesačných prietokov bol namodelovaný po tom, čo časový rad bol rozložený na trendovú, sezónnu, cyklickú zložku a reziduá. Pre toky Bystrica a Turiec podľa modelu reziduálnej zložky je vhodný iba model AR1, teda predstavujú autoregresný proces prvého rádu. Toky Váh, Kysuca, Orava, Belá a Čierny Váh možno namodelovať podľa AR-ARCH modelu. Tok Belá s najrozsiahlejšou zložkou bieleho šumu predstavuje tok so značne rozkolísanými priemernými mesačnými prietokmi (tab. 6 stĺpec *AR-ARCH model*). Model reziduálnej zložky nebol aplikovaný na priemerné ročné prietoky.

Analýza priemerných mesačných prietokov po mesiacoch a sezónach

Štatisticky významný klesajúci trend na Váhu bol zistený iba v júni.

Tok Kysuca v mesiacoch jún, august, december a v letnom období má štatisticky významný klesajúci trend.

Tok Bystrica v apríli, júni, júli, auguste, decembri, v zimnom a letnom období má štatisticky významné

klesajúce trendy (obr. 6). Turiec nevykazuje žiadne štatisticky významné trendy.

Štatisticky významné klesajúce trendy na toku Orava boli identifikované v mesiacoch január, február, december a v zimnom období. Štatisticky významné rastúce trendy boli zistené v apríli a máji.

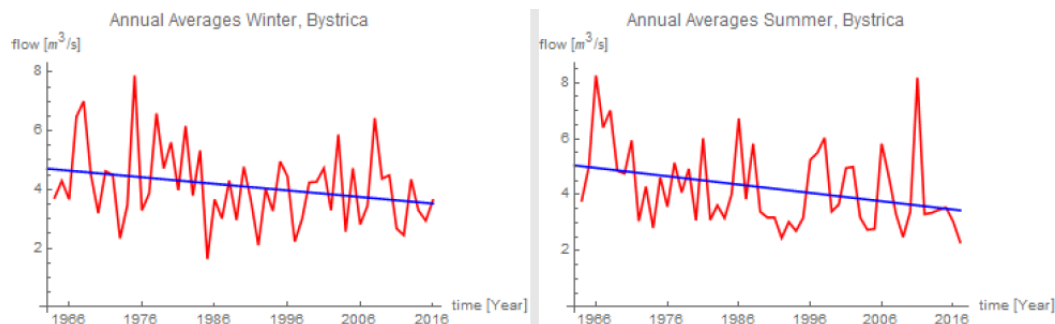
Tok Belá má štatisticky významný rastúci trend v novembri. V ostatných mesiacoch a sezónnych prietokoch nebol identifikovaný štatisticky významný trend. Štatisticky významné klesajúce trendy na Čiernom Váhu boli zistené v máji, októbri a v zimnom období. Výsledky trendovej analýzy siedmich tokov sú zhrnuté v tab. 7. Najviac štatisticky významných trendov možno pozorovať na toku Bystrica (7 trendov) a potom na toku Orava (6 trendov). Naopak tok Turiec jediný nepreukazuje žiadne štatisticky významné trendy.

Záver

Prvá časť – analýza piatich povodí obsahujúca analýzu trendov priemerných mesačných prietokov za celé sledované obdobie preukázala klesajúci trend iba na rieke Hron, čo potvrdila aj analýza trendov priemerných ročných prietokov. Štatisticky významná perióda piatich rokov bola identifikovaná na tokoch Hron, Hornád a Poprad. Dvojročná perióda bola identifikovaná iba pre tok Hron. Pre priemerné mesačné prietoky na toku Váh bol vhodný AR-ARCH model.

Tabuľka 6. AR-ARCH modely
Table 6. The AR-ARCH models

Tok	Trend v mes.	Trend v rokoch	Periódá (mesiac)	Periódá (rok)	AR-ARCH model
Váh	konšt.	konšt.	-	-	$y_t = 0,35y_{t-1} + 33 + 0,54\varepsilon_{t-1}^2 + v_t$
Kysuca	$17,77 - 0,004t$	$17,69 - 0,05t$	-	-	$y_t = 0,16y_{t-1} - 0,06y_{t-2} + \varepsilon_t$
Bystrica	$4,86 - 0,002t$	$4,85 - 0,02t$	-	-	$y_t = 0,19y_{t-1} + \varepsilon_t$
Turiec	konšt.	konšt.	-	-	$y_t = 0,37y_{t-1} + \varepsilon_t$
Orava	konšt.	konšt.	58,9	-	$y_t = 0,39y_{t-1} - 0,07y_{t-2} + \varepsilon_t$
Belá	konšt.	konšt.	-	-	$y_t = 0,22y_{t-1} - 0,12y_{t-2} + 0,03y_{t-3} + 0,09y_{t-4} - 0,07y_{t-5} + \varepsilon_t$
Č. Váh	$3,79 - 0,001t$	$3,79 - 0,01t$	14,7	-	$y_t = 0,37y_{t-1} - 0,06y_{t-2} + \varepsilon_t$



Obr. 6. Klesajúce trendy pre tok Bystrica pre zimné a letné obdobie.

Fig. 6. The decreasing trends for Bystrica River at annual averages winter and summer.

Analýza priemerných mesačných prietokov po mesiacoch a sezónach identifikovala zoskupenie klesajúcich trendov v apríli (pre Hron a Hornád), v máji (pre Hron) a v júni (pre Hron a Váh), teda na začiatku obdobia priemerných letných prietokov. Najvýznamnejšiu zmenu v priemerných mesačných prietokoch po mesiacoch a po sezónach možno identifikovať na toku Hron.

Viacrozmerná analýza toku Hron s použitím mesačných úhrnov zrážok spriemerovaných na povodie bola použitá na namodelovanie prvej a poslednej dekády sledovaného obdobia v rámci priemerných mesačných prietokov.

Druhá časť – analýza siedmich povodí preukázala v trendovej analýze priemerných mesačných prietokov za celé sledované obdobie klesajúce trendy na tokoch Kysuca, Bystrica a Čierny Váh. Analýza trendov priemerných ročných prietokov preukázala také isté výsledky. PerIODICKÁ zložka s dobou trvania necelých piatich rokov bola identifikovaná len v priemerných mesačných prietokoch na toku Orava a na toku Čierny Váh bola zistená periodicitá v trvaní 14,7 mesiacov. Pre priemerné mesačné prietoky Váhu, Kysuce, Oravy, Belej a Čierneho Váhu možno namodelovať AR-ARCH model. Tok Belá s najrozsiahlejšou zložkou bieleho šumu predstavuje tok so značne rozkolísanými priemernými mesačnými prietokmi.

Analýza priemerných mesačných prietokov po mesiacoch a sezónach preukázala najviac klesajúcich trendov na toku Kysuca, Bystrica a Orava, v ktorej sa ojedinele vyskytli aj štatisticky významné rastúce trendy (apríl a máj). Tok Bystrica na nachádza v povodí Kysuce a tok Orava sa nachádza v ich blízkosti.

Metódy vyplývajúce zo štatistickej metodiky použité v tomto článku predstavujú jednu z možností základného analyzovania časových radov. Základná analýza prietokov bola obohatená o aplikáciu AR-ARCH modelu a taktiež o viacrozmernú analýzu vybraného toku, ktorý preukázal najvýraznejšie zmeny. Použitá metodika predstavuje počiatočnú fázu v oblasti identifikácie zmien na vybraných tokoch. Budúce kroky budú viesť k aplikácii

d'alších metód, ako napr. metóda kopúl a taktiež k použitiu ďalších hydrometeorologických prvkov, ako sú napríklad atmosférické zrážky.

Pod'akovanie

Uvedená práca vznikla vďaka finančnej pomoci grantovej agentúry VEGA 1/0891/17 a APVV-14-0013.

Literatúra

- Bawden, A., Linton, H., Burn, D., Prowse, T. (2014): A spatiotemporal analysis of hydrological trends and variability in the Athabasca River region, Canada. In *Journal of Hydrology* 509. 333 – 342.
- Box, G.E.P., Jenkins, G. (1976): *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day, Oakland, California.
- Bronstert, A., Niehoff, D., Bürger, L. (2002): Effects of climate and land – use change on storm runoff generation: Present knowledge and modelling capabilities. In: *Hydrological Processes*, 16 (2), 509 – 529, DOI: 10.1002/hyp.326.
- Cipra, T. (1986): *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. Praha: SNTL.
- Danáčová, Z., Blaškovičová, L., Lovásová, E., Poárová, J., Šimor, V., Škoda, P. (2015): Hydrologické extrémy: modelovanie a predpovedanie. In *ACTA HYDROLOGICA SLOVACA*, ročník 16, Tematické číslo, 13 – 22.
- Engle, R. F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of U.K. Inflation.
- Fendeková, M., Poárová, J., Slivová, V. (2017): Hydrologické sucho na Slovensku a prognóza jeho vývoja. Univerzita Komenského v Bratislave, Prírodovedecká fakulta. ISBN 978-80223-4398-5.
- Gautier, E., Dépret, T., Costard, F., Vermoux, C.,

Tabuľka 7. Trendová analýza siedmich tokov
Table 7. The trend analysis of seven rivers

	Váh	Kysuca	Bystrica	Turiec	Orava	Belá	Čierny Váh
Január	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	47,44-0,33t	konšt.	konšt.
Február	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	54,28-0,42t	konšt.	konšt.
Marec	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
Apríl	konšt.	konšt.	9,71-0,07t	konšt.	31,60+0,30t	konšt.	konšt.
Máj	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	26,38+0,34t	konšt.	7,97-0,05t
Jún	32,80-0,16t	17,21-0,12t	4,99-0,04t	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
Júl	konšt.	konšt.	5,23-0,04t	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
August	konšt.	14,38-0,11t	3,77-0,03	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
September	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.
Október	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	4,04-0,04t
November	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.	1,80+0,01t	konšt.
December	konšt.	19,03-0,13t	4,79-0,04t	konšt.	38,14-0,27t	konšt.	konšt.
Zima	konšt.	konšt.	4,71-0,02t	konšt.	38,13-0,21t	konšt.	2,79-0,01t
Leto	konšt.	18,00-0,08t	5,05-0,03t	konšt.	konšt.	konšt.	konšt.

- Federov, A., Grancher, D., Konstantinov, P., Brunstein, D. (2018): Going with the flow: Hydrologic response of middle Lena River (Siberia) to the climate variability and change. In *Journal of Hydrology* 557, 475 – 488.
- Halmová, D., Pekárová, P. (2013): Trendová analýza mesačných a extrémnych prietokov v stanici Belá-Podbanské. In *Acta Hydrologica Slovaca*, ročník 14, č. 1, 193 – 203.
- MŽP (2011): Implementácia smernice Európskeho parlamentu a Rady 2007/60/ES z 23. októbra 2007 o hodnotení a manažmente povodňových rizík. Predbežné hodnotenie povodňového rizika v čiastkovom povodí Bodrogu. Ministerstvo životného prostredia Slovenskej republiky, December 2011, 38–42.
- Pekárová, P., Miklánek, P., Pekár, J., Pramuk, B. (2017): Identifikácia zmien režimu denných prietokov slovenských riek II. časť: Porovnanie dvoch období. In *Acta Hydrologica Slovaca*, ročník 18, č. 2, 183 – 192.
- Petrow, T., Merz, B. (2009): Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951–2002. In *Journal of Hydrology* 371, 2009, 129–141.
- Pramuk, B., Pekárová, P., Halmová, D. (2013): Identifikácia zmien povodňových prietokov Dunaja v stanici Bratislava v období 1876 – 1943 a 1944 – 2010. In *Acta Hydrologica Slovaca*, ročník 14, č. 2, 2013, 327 – 336.
- Pramuk, B., Pekárová, P., Škoda, P., Halmová, D., Bačová Mitková, V. (2016): Identifikácia zmien režimu denných prietokov slovenských riek. In *Acta Hydr. Slov.*, ročník 17, č. 1, 2016, 65 – 77.
- Schönwiese CD. - RAPP J. (1997): *Climate Trend Atlas of Europe - Based on Observations 1891–1990*. Kluwer Academic Publishers; Dordrecht: 224.
- Škoda, P., Majerčáková, O., Demeterová, B., Danáčová, Z. (2008): Zhodnotenie vývoja minimálnych prietokov na území Slovenska, Národný Klimatický program Slovenskej republiky, NKP 12/08, Dôsledky klimatickej zmeny a adaptačné opatrenia, 49 – 60.
- Valent, P., Výleta, P. (2015): Calculating Areal Rainfall Using A More Efficient Idw Interpolation Algorithm. In *International Journal of Engineering Research & Science (IJOER)*. Vol.– 1, Issue–7, October– 2015, 9–17.

THE CHANGE ANALYSIS OF THE MEAN MONTHLY DISCHARGES IN SLOVAKIA IN RECENT DECADES

An analysis of a hydrometeorological time data series is an important part of hydrology. Understanding changes in time series results in a better understanding of the causes of these changes. A time data series can be evaluated by a large number of analyses. One of them is the application of statistical methods.

The article deals with a basic analysis of the mean monthly discharges in selected stage-discharge gauging stations in Slovakia using statistical methods.

The time data series, in this case, the mean monthly, annual, and seasonal discharges, were subjected to basic descriptive statistic, trend and periodicity analyses, application of the AR-ARCH model and multivariate analysis.

These methods were applied to five stage-discharge gauging stations in central and eastern Slovakia and seven stage-discharge gauging stations located in the northern part of the Váh River basin in Slovakia.

The analysis of the mean monthly discharges by months and the mean seasonal discharges is based on a trend analysis of the mean monthly discharges by months and

a trend analysis of the mean summer discharges (from May to October) and the mean winter discharges (from November to April).

In most of the cases, if a significant trend was identified, it was a declining trend with a p -value=0.05. A statistically significant period of five years was identified in the Hron River, Hornád, and Poprad Rivers. A two-year period was identified in the Hron River. The most significant changes were identified in the Hron River, where the most significant declining trends were observed, as well as the five-year and two-year statistically significant periods using the periodicity analysis. A multivariate analysis was used for the Hron River.

The analysis of seven rivers in the Váh catchment showed the trends that decreased the most in the Kysuca, Bystrica, and Orava Rivers, where statistically significant upward trends (April and May) have also rarely occurred. The periodicity analysis was identified only at the mean monthly discharges in the Orava River, i.e., almost five years, and in the Čierny Váh River, 14.7 months.

Ing. Mária Ďurigová
prof. Ing. Kamila Hlavčová, PhD.
Katedra vodného hospodárstva krajiny, Stavebná fakulta,
Slovenská technická univerzita v Bratislave,
Radlinského 11
810 05 Bratislava 1
Tel.: +421 944 067 099,
+421 2 5927 4620
E-mail: maria.durigova@stuba.sk,
kamila.hlavcova@stuba.sk

prof. RNDr. Magdaléna Komorníková, PhD,
Doc. RNDr. Jana Kalická, PhD.
Mgr. Dominika Ballová
doc. Ing. Tomáš Bacigál, PhD.
Katedra matematiky a deskriptívnej geometrie, Stavebná fakulta,
Slovenská technická univerzita v Bratislave,
Radlinského 11
810 05 Bratislava 1
E-mail: komornikova@math.sk,
jana.kalicka@stuba.sk,
ballova@math.sk,
tomas.bacigal@stuba.sk

**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 logaritmicko-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; Stănescu, 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,
- Logaritmicko-normálne rozdelenie LN3,
- Logaritmicko-Pearsonovo rozdelenie III. typu LP3,

pričom sa nevylučuje použitie iného typu rozdelenia.

V profiloch mimo vodomerných staníc s plochou povodia nad 20 km² 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 logaritmicko-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 (Babee, 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

τ – parameter lokácie;
 α – parameter sklonu;
 β – 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.

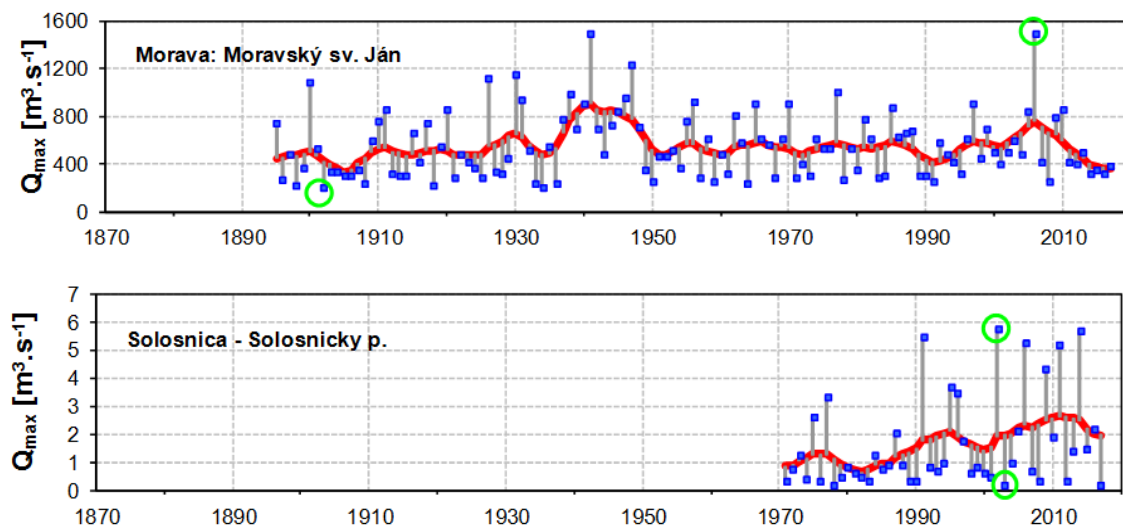
Ďalej sme 100-ročné špecifické odtoky odhadli podľa regionálneho vzťahu v zmysle metodiky z OTN ŽP 3112–1:03, ktorý sa používa pre povodia s plochou nad 20 km²:

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

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 ²]	sklon povodia [°]
5010	Lopašov	Chvojníca	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	Solosnica	Solosnický 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 km² 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

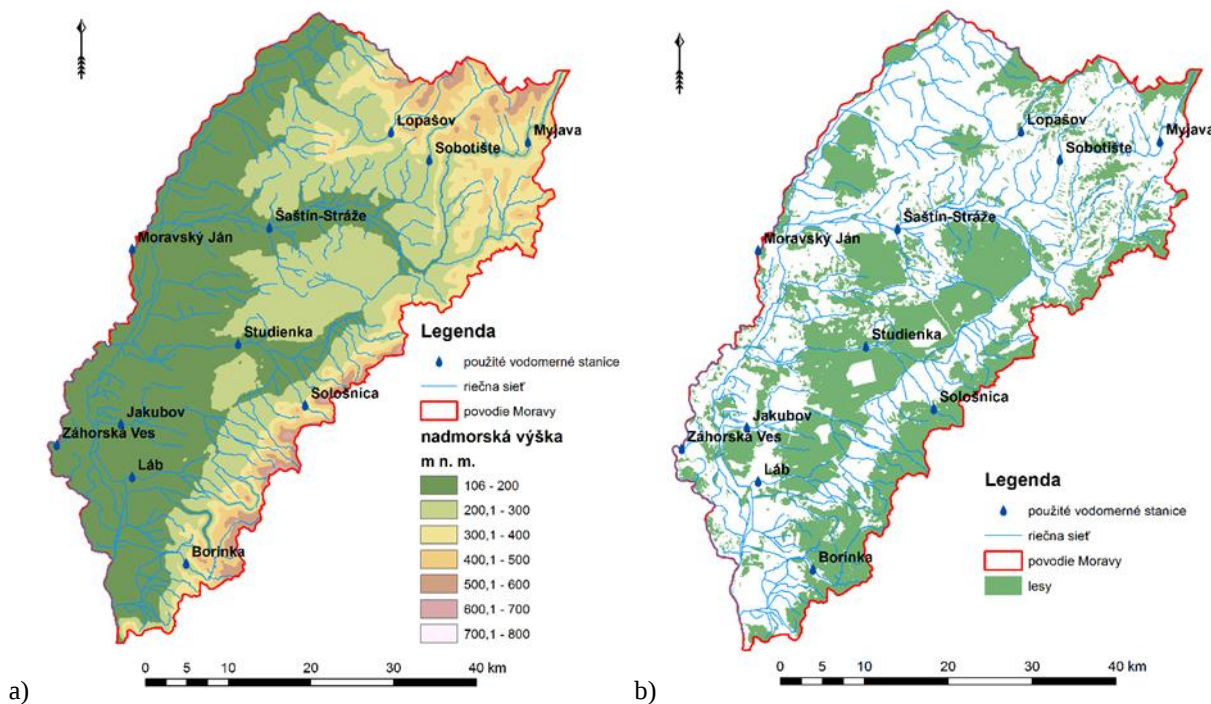
Dunaja (obr. 2a).

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 ilovcami, zlepenkami a pieskovecami. 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 černozy. Menšie zastúpenie majú hnedozeme, čiernice, pararendziny a organozeme.

Územie čiastkového povodia Moravy pokrývajú lesy na ploche 863,82 km², 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 kulminálnych 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 kulminálnych prietokov.

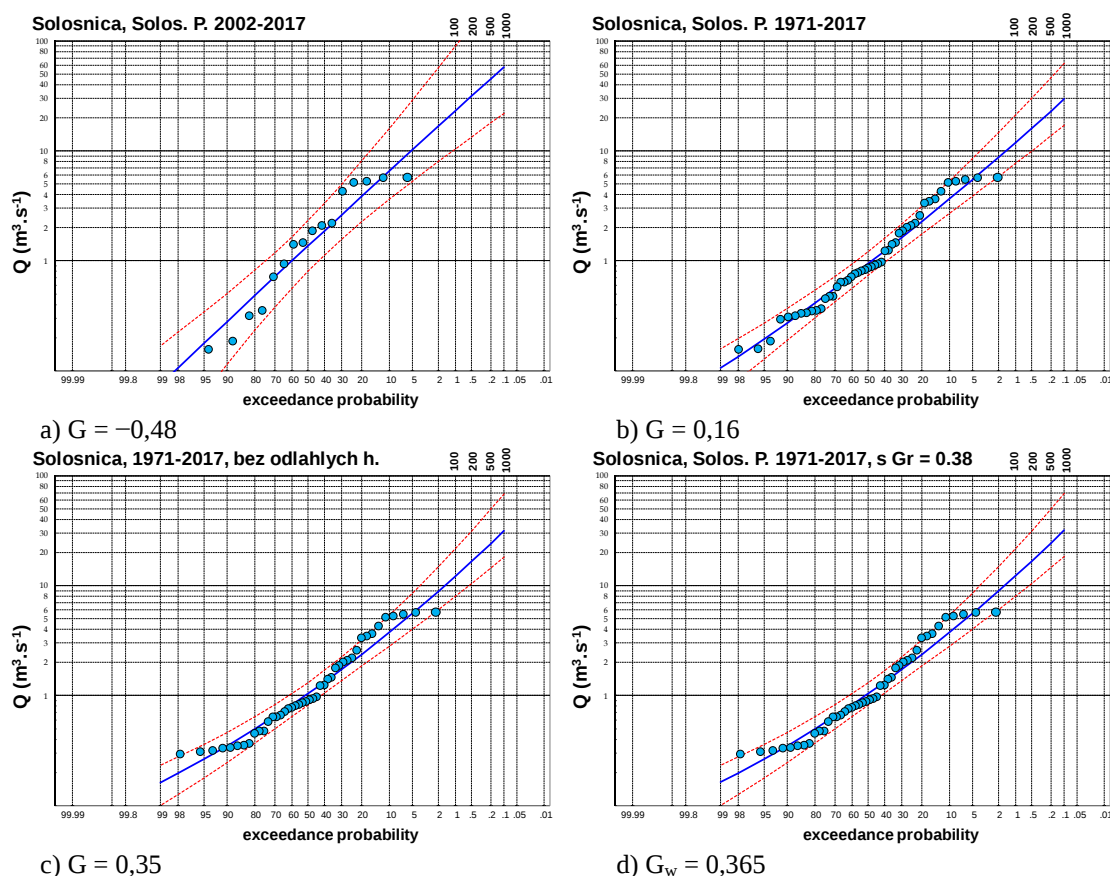
V treťom kroku sme vylúčili z radov pozorovaní dolné odľahlé hodnoty (outliers), nakoľko nás zaujíma čo najpresnejší odhad horných extrémov (obr. 3c). Koeficienty šikmosti z týchto radov sú v tab. 3 označené G . Regionálny koeficient šikmosti $G_r = 0,38$ sme určili ako aritmetický priemer koeficientov 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 staniach, 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
	Regionálny koeficient G_r			0,38
5040	Moravský Svätý Ján	Morava	0,88	0,19
5085	Záhorská Ves	Morava	0,68	0,36
	Regionálny koeficient G_r			0,27



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 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 G_r 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 pretrváva 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	Chvojnica	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	Stupávka	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	Chvojnica	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	Stupávka	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 m³.s⁻¹ 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

**METÓDA PEAK OVER THRESHOLD A JEJ NEISTOTY
PRI URČOVANÍ N-ROČNÝCH MAXIMÁLNYCH PRIETOKOV:
PRÍPADOVÁ ŠTÚDIA NA RIEKE TOPLA**

Veronika Bačová Mitková

Príspevok sa zaoberá porovnaním dvoch najčastejšie používaných prístupov pri odhade N -ročných maximálnych prietokov. Ako prvý bol na odhad N -ročných maximálnych prietokov použitý štatistický prístup za použitia radu maximálnych ročných prietokov (AM) s teoretickými rozdeleniami pravdepodobnosti, ktoré patria v našej hydrologickej praxi k najviac používaným (Log-Pearson III, Gamma a Log-normálne). Ako alternatíva k tomuto prístupu odhadu N -ročných maximálnych prietokov bola na porovnanie použitá metóda vrcholov nad prahovou hodnotou (POT). Vstupné údaje pre odhad tvoril súbor denných prietokov a súbor maximálnych (kulminačných) ročných prietokov Q_{max} na rieke Topľa za obdobie 1931 – 2015. Analyzovali sme vplyv voľby výšky prahovej hodnoty, využitie maximálnych priemerných denných prietokov ako i využitie zvolených typov teoretických rozdelení pravdepodobnosti na presnosť odhadu N -ročných maximálnych prietokov metódou POT. Výsledky ukázali, že pri odhade N -ročných maximálnych prietokov metódou POT sa pri zvolených prahových hladinách nepreukázali významné rozdiely, ale pri tokoch s pomerne rýchlym a veľkým nárastom prietokov počas povodní by bolo potrebné mať k dispozícii kulminačné prietoky všetkých vln zahrnutých do analýzy.

KEÚČOVÉ SLOVÁ: rieka Topľa, maximálny priemerný denný prietok, vrcholový prietok, metóda vrcholov nad prahovou hodnotou (POT), N -ročný prietok

THE PEAK OVER THRESHOLD METHOD AND ITS UNCERTAINTY IN DETERMINING OF T -YEAR MAXIMUM DISCHARGES: CASE STUDY AT THE TOPLA RIVER. The paper deals with the comparison of the two most commonly used methods in estimating of the T -year maximum discharges. As input data a set of daily discharges and peak discharges on the Topľa River for the period of 1931–2015 was used. The method of maximum annual discharges (AM) with the most used theoretical probability distributions (Log-Pearson III, Gamma and Log-normal), was used for estimating of T -year maximum discharges. As an alternative to this method, the Peak Over Threshold Method (POT) was used. We analysed the effect of the threshold level selection and using of maximum daily discharges on the accuracy of T -year maximum discharges estimation. We also analysed suitability of selected types of theoretical probability distributions for the accuracy of the T -year maximum discharges estimated using the POT method.

KEY WORDS: Topľa River, maximum mean daily discharge, peak discharge, Peak Over Threshold method, T -year discharge

Úvod

Povodne sa vyskytujú v Európe veľmi často, napriek tomu je znateľný nedostatok spolupráce na medzinárodnej a regionálnej úrovni, čo vedie v každej krajine smerom k individuálnym výskumným programom a rozvoju národných usmernení pre odhad frekvencie povodní (Kjeldsen a kol., 2014). Medzi jednu z najväčších výziev pre hydroológov patrí spoľahlivý odhad návrhových hodnôt

maximálnych prietokov. Tieto odhady sú rozhodujúce pre návrh a prevádzku protipovodňových konštrukcií a opatrení, ako aj mapovanie povodňových rizík, alebo zlepšenie výstražných metód v rámci regiónu. Z tohto dôvodu je nutné poznať povodňové prietoky, ktoré sa v budúcnosti v toku môžu vyskytnúť. Pri analýzach extrémnych javov sa, vzhľadom na neistoty vo vedomostiach o fyzikálnych procesoch vzniku týchto javov, využívajú metódy matematickej štatistiky a počty pravde-

podobnosti. Nedostatkami pri analýzach metód výpočtu Q_N je častokrát hlavne absencia dostatočne dlhých pozorovaní, nakoľko sa pri odhadoch dosiahnutia možných prietokov vychádza z minulosti. Dnes sa takmer všeobecne určuje význam maximálnych prietokov (objemov, vodných stav) pravdepodobnosťou, s akou možno očakávať ich výskyt, prekročenie alebo ich dobou opakovania. Vo svetovej hydrológii boli v sedemdesiatych a osemdesiatych rokoch snahy zamerané najmä na odvodenie efektívnejších štatistických procedúr. Boli odvodené nové rozdelenia pravdepodobnosti a metódy odhadu ich parametrov. Získanie hodnôt ročných maxim je z hľadiska údajov výhodnejšie a menej náročné. Tieto hodnoty nám však nepodávajú dostačujúce informácie o režime povodní. Pri zostavení súborov z ročných maxim dochádza k vynechaniu mnohých významných povodní a tie sú nahradzované menej významnými (Chow a kol., 1988). Z tohto hľadiska sú výhodnejšie hodnoty dát zadefinovaných nad určitou prahovou hodnotou (POT), pretože zahŕňujú viac udalostí a od veľkosti prahovej hodnoty závisí, či a akou mierou sa prejaví sezónnosť na štatistické rozdelenie časových intervalov medzi jednotlivými udalosťami. Priemerná doba opakovania pri metóde POT predstavuje teda interval medzi maximálnymi prietokmi, ktoré prekročujú určitú zvolenú prahovú hodnotu. Zatiaľ čo priemerná doba opakovania ročných maxim predstavuje, interval medzi rokmi s aspoň jednou hodnotou prietoku (Langbein 1949). V prípade, že povodie (tok) má pomerne vyrovnaný hydrogram a hodnoty danej veličiny (prietok, vodný stav) sú nad prahovou hodnotou dlhší čas (čím nemožno určiť POT hodnotu), je výhodnejšie použiť na štatistickú analýzu extrémov ročné maximum (Bayliss, 1999; Rao a Hamed, 2000). Neistotou určovania N -ročných maximálnych prietokov sa zaoberali u nás napr. Szolgay a kol. (2003), Bačová a kol. (2016), alebo Pekárová a kol. (2019), kde okrem iných vplyvov uvažovali pri analýze aj s vplyvom rozsahu analyzovaného obdobia na presnosť určenia N -ročných prietokov. Odvodením vhodného rozdelenia pravdepodobnosti hydrologických radov na viacerých povodiach aj za použitia metódy POT sa zaoberali napr. Kjeldsen (2000), Bača a Bačová Mitková (2007), Mitková a Onderka (2010), Bhunya a kol. (2012). Begueria (2005) a Silava a kol. (2014), skúmali vplyv výberu prahových hodnôt pri metóde POT na výsledky odhadu extrémov pri frekvenčnej analýze povodní v Portugalsku. Li a kol. (2016) a Guru a Jha (2015), porovnávali AM metódu a použitie generalizované Pareto rozdelenie v POT metóde, kde výsledky ukázali lepšie odhady ako AM metóda. Porovnaním metódy POT a metódy maximálnych ročných prietokov pri frekvenčnej analýze povodní na rieke Sáva v Slovinsku sa zaoberali napr. Bezak a kol. (2013). Porovnanie s metódou AM ukázalo, že metóda POT poskytuje lepšie výsledky ako metóda ročných maxim. Leščec a Dolnaj (2019) sa zaoberali regionálnou frekvenčnou analýzou povodní regiónu panónskej panvy, kde časové rady objemov a trvania povodne boli odvodené pomocou metódy POT.

Cieľom tohto príspevku je porovnať dva najčastejšie po-

užívané prístupy pri odhade N -ročných maximálnych prietokov: rad ročných maxim (AM) a metóda vrcholov nad prahovou hodnotou (POT). Vstupné údaje pre odhad návrhových maximálnych prietokov tvoril súbor priemerných denných prietokov a súbor maximálnych (kulminačných) ročných prietokov Q_{max} na rieke Topľa v stanici Hanušovce nad Topľou za obdobie 1931 – 2015. Pri použití AM budú využité a porovnané teoretické rozdelenia pravdepodobnosti, ktoré patria i v našej hydrologickej praxi k najviac používaným (Log-Pearson III, Gamma a Log-normálne). Pri POT metóde bude analyzovaný:

- Výber prahovej hodnoty QPOT.
- Odhad N -ročných prietokov metódou POT z priemerných denných maxim vybraných vlín.
- Odhad N -ročných prietokov metódou POT z prepočítaných prietokov na základe regresného vzťahu medzi maximálnymi (kulminačnými) ročnými prietokmi a maximálnymi priemernými dennými prietokmi.

Výsledky jednotlivých zvolených metód pre odhad N -ročných maximálnych prietokov budú v závere porovnané a analyzované.

Metodika

Rad ročných maxim (AM)

Pri odhadoch N -ročných maximálnych prietokov je vo všeobecnosti ako prvá a najpoužívanejšia metóda volená metóda ročných maxim (AM). Jej cieľom je odhad kvantilov Q_N , teda takých ročných maximálnych prietokov, že pravdepodobnosť 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. Hodnota Q_N je teda maximálny prietok s pravdepodobnosťou F , ktorý sa vyskytuje v priemere raz za N rokov. Na hodnotenie N -ročných maximálnych prietokov vo vodomerných staniaciach sa používajú rôzne typy teoretických rozdelení. Vhodné zvolenie typu rozdelenia pravdepodobnosti, by malo pomerne presne reprezentovať neistotu a variabilitu problému. Výber vhodnej distribučnej funkcie, metóda odhadu parametrov rovnako ako výber obdobia, ktoré bude analyzované často závisí na tradícii v krajine, kde sú používané. Na hodnotenie N -ročných maximálnych prietokov v SR sa podľa OTN ŽTP 3112-1:03 používajú nasledovné teoretické typy rozdelení pravdepodobnosti: Gama rozdelenie, Logaritmicke normálne rozdelenie, Log-Pearsonovo rozdelenie III. typu, pričom sa nevylučuje použitie iného typu rozdelenia. Pomerne často sa využíva pri frekvenčnej analýze hydrologických extrémov Log-Pearsonovo rozdelenie III. typu (LP III). Toto rozdelenie pravdepodobnosti patrí do skupiny Pearsonových rozdelení pravdepodobnosti typu III (označované aj trojparametrické Gamma rozdelenie) s logaritmickeou transformáciou údajov (napr. max. prietok):

$$y = \ln x \rightarrow x = e^y \quad (1)$$

Následne bude testovaná vhodnosť LP III rozdelenia pravdepodobnosti a toto rozdelenie bude porovnané s ďalšími odporúčanými rozdeleniami pravdepodobnosti (Gamma a Log-normalne) podľa OTN ŽTP 3112-1:03.

Emprická čiara prekročenia maximálnych ročných povodňových prietokov môže byť vypočítaná podľa vzťahu (2):

$$P = \frac{m}{(n+0,4)} \quad (2)$$

kde

m – číslo poradia člena v zostupne usporiadanom štatistickom rade,

n – počet rokov uvažovaného obdobia.

Vzťah medzi pravdepodobnosťou prekročenia p istej hodnoty v ľubovoľnom roku a jej priemernou dobou opakovania N je (Szolgay, 1994):

$$p = 1 - e^{-\frac{1}{N}} \quad (3)$$

pre $N \geq 10$ sa používa zjednodušený tvar:

$$p = \frac{1}{N} \quad (4)$$

Metóda vrcholov nad prahovou hodnotou (POT)

Metóda POT spočíva vo zvolení maximálnych prietokov nad vopred zvolenú hranicu tak, aby bol počet prvkov štatistického súboru $n > N$, kde N je počet rokov pozorovania. Definovanie prahovej hodnoty Q_{POT} je jednou z hlavných nevýhod tejto metódy pretože ide o viac-menej subjektívny proces. Pri určovaní prahovej hodnoty je však dôležité aby bola dostatočne vysoká, ale tak aby bola zachovaná nezávislosť udalostí (Cunnane, 1979; Bayliss, 1999; Silva a kol., 2012). Langbein (1949) navrhol výšku prahovej hodnoty voliť na úrovni, ktorá sa rovná nanižšej udalosti AM, čo by znamenalo, že by do analýzy bola zahrnutá najmenej jedna udalosť za rok. Madsen a kol. (1993), odporúčali použitie štandardného frekvenčného faktora k a štatistických vlastností súboru údajov (priemer a štandardná odchýlka). Prahová hodnota sa môže vypočítat pomocou nasledujúceho výrazu:

$$x_{pot} = \mu_x + k\sigma_x \quad (5)$$

Táto prahová hodnota pri odporúčanom $k = 3$ je pomerne vysoká a niektoré udalosti pod x_{pot} v suchšom roku sa do analýzy nezapočítajú. Pre prvý výber dát sa ako prahová hodnota taktiež môže zvoliť hodnota okolo Q_a (dlhodobý ročný prietok). Táto hodnota je pomerne nízka a súbor vrcholových prietokov vln môže mať príliš veľký rozptyl, môže teda obsahovať vlny, ktoré nemusia byť vrcholmi významných povodní. Postupným zvyšovaním prahovej hodnoty sa dosiahne požadovaný počet udalostí za dane obdobie (rok), ktoré sú nad touto prahovou hod-

notou. Prahová hodnota sa potom zvyčajne volí tak, aby súbor hodnôt zaradených do štatistického spracovania obsahoval v priemere okolo päť vrcholových hodnôt za rok (Bayliss, 1999).

Pri POT metóde máme dve premenné: počet kulminácií (vrcholov) v každom roku a prietoky nad prahovou hodnotou. Distribučnú funkciu ročných maximálnych prietokov dostaneme kombináciou distribučných funkcií počtu vrcholov v a prietokov nad prahovou hodnotou $Z_v = x - x_{POT}$.

Ako prvá voľba sa predpokladá Poissonovo (7) rozdelenie pravdepodobnosti pre počet vrcholov. Alternatívne ak je rozptyl ročného počtu prekročení výrazne menší (alebo väčší) od priemeru môže mať počet vrcholov Binomické, alebo negatívne binomické rozdelenie pravdepodobnosti (Önöz a Bayazit, 2001)

Pravdepodobnosť výskytu dosiahnutia vrcholu je daná vzťahom:

$$p'_v(t) = \lambda(t, v-1)p_{v-1}(t) - \lambda(t, v)p_v(t)$$

$$p'_0(t) = -\lambda(t, 0)p_0(t) \quad (6)$$

Riešenie rovníc (10) reprezentuje zákon výskytu pravdepodobnosti vrcholov a závisí na tvare funkcie intenzity λ . Táto funkcia môže nadobudnúť rôzne formy (Vukmirovic, 1990):

$$\begin{array}{ll} \lambda(t) & \text{Poisson} \\ \lambda(t) = \lambda(t) \left(1 - \frac{v}{a}\right) & \text{Binomické} \\ \lambda(t) \left(1 + \frac{v}{b}\right) & \text{negatívne Binomické} \end{array} \quad (7)$$

Pre odhad rozdelenia pravdepodobnosti prietokov nad zvolenou prahovou hodnotou sa odporúčajú teoretické rozdelenia s 2 parametrami ako: Weibullovo (8), Exponenciálne (9), Erlangovo generalizované Pareto alebo Gamma (10).

$$\text{Weibull} \quad H(z) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{z}{\beta}\right)^\alpha\right) \quad (8)$$

$$\text{Exponential} \quad H(z) = 1 - \exp\left(-\frac{(z-\alpha)}{\beta}\right) \quad (9)$$

$$\text{Gamma} \quad H(z) = \frac{\Gamma_{z/\beta}(\alpha)}{\Gamma(\alpha)} \quad (10)$$

kde

z – hodnota prietoku nad zvolenou prahovou hodnotou,

α, β – parametre rozdelenia,

$\Gamma(\alpha)$ – gama funkcia (ktorá sa tiež nazýva aj Eulerov integrál druhého druhu).

Distribučnú funkciu ročných maximálnych prietokov dostaneme kombináciou distribučných funkcií počtu vrcholov a prietokov nad prahovou hodnotou Q_{POT} (Todorovič, 1970):

$$F(x) = p_o + \sum_{v=1}^{\infty} [H(x)]^v p_v(t). \quad (11)$$

Ak možno počet vrcholov opísať Poissonovým vzťahom, potom distribučná funkcia má tvar:

$$F(x) = \exp\{-\Lambda[1+H(x)]\} \quad (12)$$

V prípade, že počet vrcholových prietokov v roku má binomické rozdelenie, potom distribučná funkcia má tvar:

$$F(x) = e^{-\Lambda} \left[1 + \left(e^{\Lambda/a} - 1 \right) H(x) \right]^a \quad (13)$$

Pri negatívnom bionickom rozdelení počtu vrcholových prietokov má funkcia tvar:

$$F(x) = e^{-\Lambda} \left[1 - \left(1 - e^{-\Lambda/b} \right) H(x) \right]^{-b} \quad (14)$$

Doba opakovania ročných maximálnych prietokov môžeme určiť podľa vzťahu:

$$N_{AM} = \frac{1}{1-F_x} \quad (15)$$

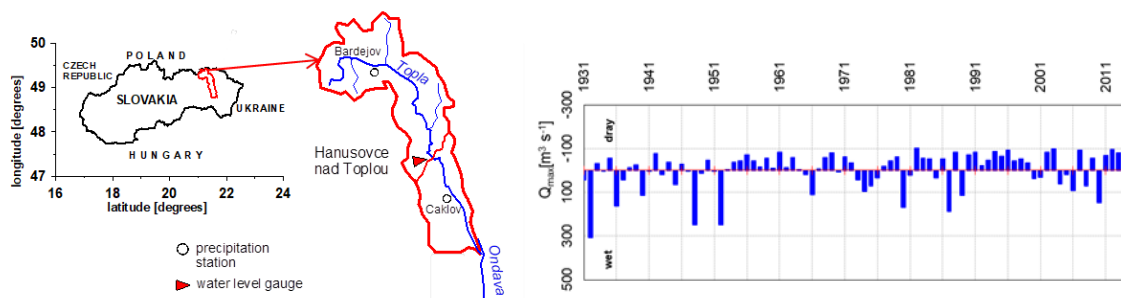
Opis povodia Tople a vstupné údaje

Topľa je vrchovinovo-nížinným typom rieky na východnom Slovensku, odvodňuje povodie veľké 1 506 km², má dĺžku 129,8 km a je najväčším pravostranným prítokom Ondavy (obr. 1a). Dlhodobý priemerný denný prietok 1931 – 2015 dosahuje hodnotu 8,1 m³.s⁻¹ (odtoková výška z povodia 244,2 mm) v Hanušovciach nad Topľou. Maximálny prietok počas analyzovaného obdobia 1931 – 2015 v stanici Hanušovce nad Topľou bol 449 m³.s⁻¹ (6.4.1932). V analyzovanom období sa vyskytli dve suché obdobia 1954 – 1964 a 1990 – 1999, zatiaľ čo vlhké obdobia môžeme označiť skôr ako roky, v ktorých sa vyskytli extrémne povodňové udalosti (napr. 1932, 1948, 1952 alebo 1980), relatívne dlhšie trvajúce vlhké obdobia

bolo 2004 – 2010. Celkovo za obdobie 1931 – 2015 vykazujú maximálne ročné prietoky klesajúci trend. Dlhodobým vývojom hydrologickej bilancie, alebo kvantitatívnymi aj časovými zmenami v podzemnom odtoku v povodí Tople sa zaoberali napr. Pekárová a kol. (2018) alebo Fendeková a kol. (2017) (obr. 1b). Vstupné údaje pre odhad N -ročných maximálnych prietokov tvoril súbor priemerných denných prietokov a súbor maximálnych (kulminačných) ročných prietokov Q_{max} na rieke Topľa v stanici Hanušovce nad Topľou za obdobie 1931 – 2015 (obr. 2a-b). Údaje o prietokoch pre dané obdobie boli poskytnuté Slovenským hydrometeorologickým ústavom v Bratislave. Súbor maximálnych (kulminačných) ročných prietokov bol použitý na odhad N -ročných maximálnych prietokov metódou AM (annual maximum). V analyzovanom období sa vyskytli dve suché obdobia 1954 – 1964 a 1990 – 1999, zatiaľ čo vlhké obdobia môžeme označiť skôr ako roky, v ktorých sa vyskytli extrémne povodňové udalosti (napr. 1932, 1948, 1952 alebo 1980), relatívne dlhšie trvajúce vlhké obdobia bolo 2004 – 2010.

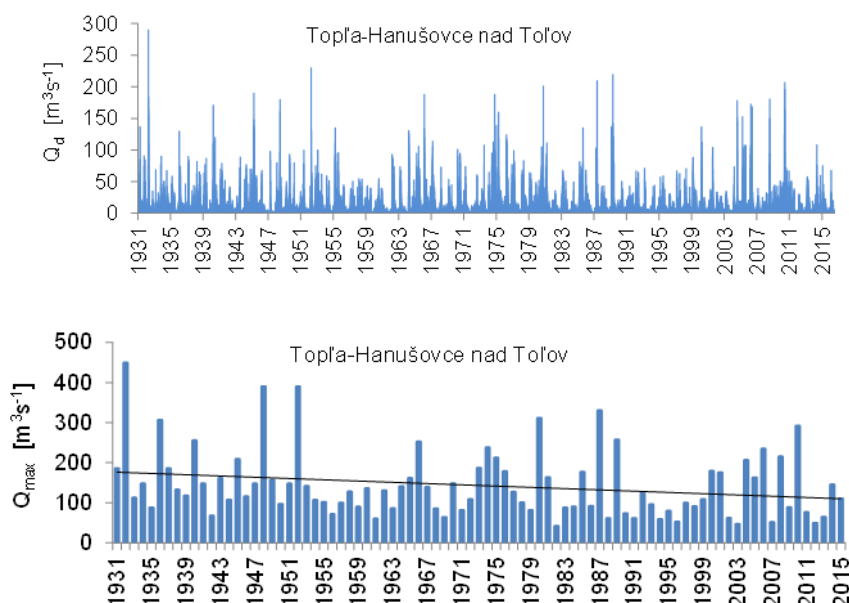
Celkovo za obdobie 1931 – 2015 vykazujú maximálne ročné prietoky klesajúci trend. Dlhodobým vývojom hydrologickej bilancie, alebo kvantitatívnymi aj časovými zmenami v podzemnom odtoku v povodí Tople sa zaoberali napr. Pekárová a kol. (2018) alebo Fendeková a kol. (2017) (obr. 1b).

Vstupné údaje pre odhad N -ročných maximálnych prietokov tvoril súbor priemerných denných prietokov a súbor maximálnych (kulminačných) ročných prietokov Q_{max} na rieke Topľa v stanici Hanušovce nad Topľou za obdobie 1931 – 2015 (obr. 2a-b)). Údaje o prietokoch pre dané obdobie boli poskytnuté Slovenským hydrometeorologickým ústavom v Bratislave. Súbor maximálnych (kulminačných) ročných prietokov bol použitý na odhad N -ročných maximálnych prietokov metódou AM (annual maximum). V analyzovanom období sa vyskytli dve suché obdobia 1954 – 1964 a 1990 – 1999, zatiaľ čo vlhké obdobia môžeme označiť skôr ako roky, v ktorých sa vyskytli extrémne povodňové udalosti (napr. 1932, 1948, 1952 alebo 1980), relatívne dlhšie trvajúce vlhké obdobia bolo 2004 – 2010. Celkovo za obdobie 1931 – 2015 vykazujú maximálne ročné prietoky klesajúci trend.



Obr. 1. a) Lokalizácia a schéma povodia Tople a b) odchýlky od dlhodobého priemerného ročného prietoku 1931–2015.

Fig. 1. a) A scheme of the Topľa River basin and b) deviations from long-term mean annual discharge 1931–2015.



Obr. 2. a) Priemerné denné prietoky Topľa: Hanušovce nad Topľou (1931 – 2015)
 a b) maximálne kulminačné ročné prietoky Topľa: Hanušovce nad Topľou (1931 – 2015).
 Fig. 2. a) Mean daily discharges of the Topľa River: Hanušovce nad Topľou (1931–2015)
 and b) annual maximum discharges of the Topľa River: Hanušovce nad Topľou (1931–2015).

Odhad N -ročných maximálnych prietokov z radu ročných maxim (AM)

Rad ročných maximálnych prietokov Q_{max} (1931 – 2015) bol zostupne usporiadaný a jednotlivým členom radu boli prisúdené pravdepodobnosti prekročenia. Teoretické LP III rozdelenie je trojparametrické rozdelenie s parametrami: stredná hodnota μ , rozptyl (variancia) σ^2 a asymetria γ transformovaných údajov (LGMO – Logarithmic moments). Rovnica kumulatívnej distribučnej funkcie (CDF) a rovnica pravdepodobnostnej distribučnej funkcie (PDF) sú uvedené napr. v Hosking, (1997). Vo svetovej literatúre existuje celý rad vedeckých prác zaoberajúcich sa výberom a testovaním vhodnosti teoretických rozdelení pravdepodobnosti pri odhade maximálnych hodnôt hydrologických charakteristík. Preto sme porovnali LP III rozdelenie s teoretickými rozdeleniami pravdepodobnosti, ktoré patrili (a stále patria) i v našej hydrologickej praxi k najviac používaným a sú odporúčané aj OTN ŽTP 3112-1:03: Gamma rozdelenie a Log-normálne rozdelenie. Na overenie správnosti výberu teoretických rozdelení sme použili neparametrický test dobrej zhody Kolmogorov-Smirnov pre hladinu významnosti $\alpha = 0,05$. Rovnica kumulatívnej distribučnej funkcie CDF a rovnica pravdepodobnostnej distribučnej funkcie PDF pre LP III teoretické rozdelenie pravdepodobnosti sú dané vzťahmi (Hosking, 1997):

ak $\gamma \neq 0$ a nech $\alpha = 4/\gamma^2$ a $\xi = \mu - 2\sigma/\gamma$
 ak $\gamma > 0$ potom

$$F(x) = G(\alpha, \frac{x-\xi}{\beta})/\Gamma(\alpha) \quad (16)$$

$$f(x) = \frac{(x-\xi)^{\alpha-1} e^{-(x-\xi)/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \quad (17)$$

Ak $\gamma < 0$ potom

$$F(x) = 1 - G(\alpha, \frac{\xi-x}{\beta})/\Gamma(\alpha) \quad (18)$$

$$f(x) = \frac{(\xi-x)^{\alpha-1} e^{-(\xi-x)/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \quad (19)$$

kde

μ – parameter lokácie,
 σ – parameter variácie,
 γ – parameter asymetrie,
 Γ – Gamma funkcia.

Ďalším krokom bolo porovnanie zvoleného teoretického rozdelenia LP3 s ďalšími odporúčanými rozdeleniami pravdepodobnosti (Gamma a Log-normalne) podľa OTN ŽTP 3112-1:03. Tabuľka 1 udáva hodnoty odhadnutých N -ročných maximálnych prietokov podľa LP III, Gamma a Log-normalneho teoretických rozdelení pravdepodobnosti. Hodnoty p -value K -S testu dobrej zhody ukázali, že nemôžeme zamietnuť hypotézu pri žiadnom z vybraných teoretických rozdelení pravdepodobnosti, že tieto, dobre vyhovujú pozorovaným údajom na hladine 5 % významnosti (tab. 1). Výsledky ukázali pomerne ma-

lé rozdiely v hodnotách odhadnutých N -ročných maximálnych prietokov pri porovnaní jednotlivých zvolených typov teoretických rozdelení pravdepodobnosti používanými v hydrologických analýzach extrémov v Slovenskej republike. Najnižšie hodnoty odhadnutých N -ročných prietokov dosiahlo Gamma teoretické rozdelenie pravdepodobnosti, najmä pri prietokoch s vysokými hodnotami doby opakovania. Vypočítané prietoky boli znázornené v logaritmicko-pravdepodobnostnej mierke. Na obrázku 3 sú vykreslené pravdepodobnosti prekročenia maximálnych ročných prietokov podľa LP III rozdelenia pravdepodobnosti v stanici Hanušovce nad Topľou.

Odhad N -ročných maximálnych prietokov pomocou metódy POT

Následne bol analyzovaný vplyv rôznych postupov a obmedzení pri odhade N -ročných maximálnych prietokov metódou POT.

Výber prahovej hodnoty Q_{pot}

Pri metóde POT na zabezpečenie nezávislosti prietokových vln boli použité tri automatické podmieňujúce filtre. Následne sme ako prahovú hodnotu pre metódu POT zvolili: a) 0,8 percentil a b) 0,93 percentil dlhodobého priemerného denného prietoku. Na základe vyfiltrovaných prietokov boli vybrané povodňové vlny, ktoré mohli byť zaradené do súboru potrebného k štatistickému spracovaniu. Súbor, pri hladine $Q_{POT,0.8} = 0,8$ percentil $\bar{Q}_d$ (obr. 4a) obsahoval 309 vln ($10 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ v priemere 3,6 vrcholov za rok) a pri hladine $Q_{POT,0.93} = 0,93$ percentil $\bar{Q}_d$ (obr. 4b) obsahoval 237 vln ($20 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ v priemere 2,8 vrcholov za rok) za dané obdobie 1931 – 2015. Pri výpočtoch sa neukázal významný rozdiel v odhadoch N -ročných maximálnych prietokov pri binomickom alebo Poissonovom rozdelení pravdepodobnosti počtu vrcholov. Pri prahovej hodnote $Q_{POT,0.8} = 0,8$ percentil $\bar{Q}_d$ aj pri hladine $Q_{POT,0.93} = 0,93$ percentil $\bar{Q}_d$ v našom prípade ne-

môžeme na hladine významnosti $\alpha = 5 \%$ podľa Chi-Squer testu zamietnuť hypotézu, že počty vrcholov majú binomické rozdelenie pravdepodobnosti (tab. 2).

Odhad N -ročných prietokov metódou POT z priemerných denných maxim vybraných vln

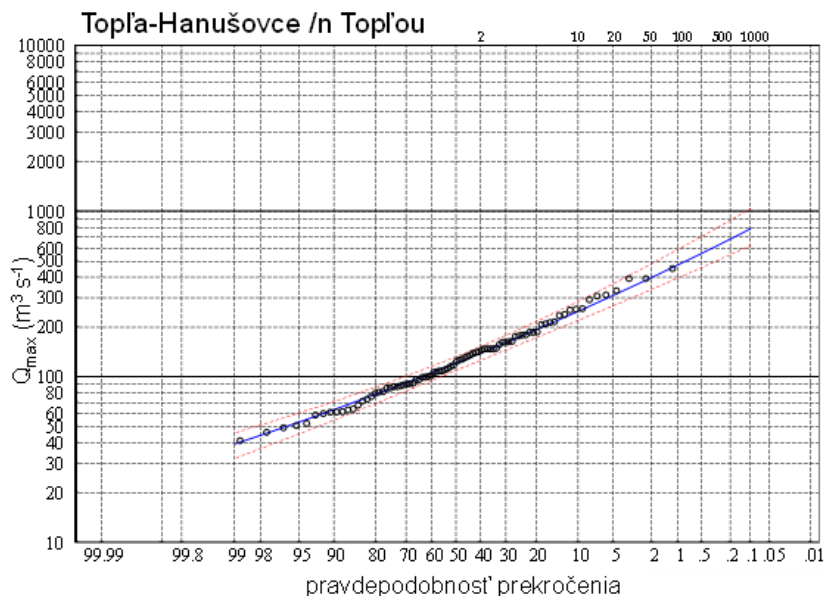
Vzhľadom k tomu, že údaje o kulmináciách (maximálnych) prietokoch boli k dispozícii len pre najvyššie vlny v roku pristúpili sme pri metóde POT k odhadu N -ročných maximálnych prietokov z maximálnych priemerných denných prietokov. Následne bolo zvolených niekoľko teoretických distribučných funkcií pre modelovanie N -ročných maximálnych prietokov nad prahovou hodnotou. Pre porovnanie sme zvolili teoretické Weibullovo, Gamma, Exponenciálne, GumbelMax a Pareto2 rozdelenie pravdepodobnosti. Pravdepodobnosť rozdelenia N -ročných maximálnych prietokov nad prahovou hodnotou najlepšie modelovali kombinácie: Weibull-binomické rozdelenie, Gamma-binomické a Pareto2-binomické rozdelenie pravdepodobnosti. Podľa Kolmogorov-Smirnovho testu dobrej zhody nemôžeme pre ani jedno z vybraných teoretických rozdelení zamietnuť na hladine významnosti $\alpha = 5 \%$ hypotézu, že tieto, dobre vyhovujú pozorovaným údajom.

Najlepšie odhady N -ročných maximálnych prietokov podľa zvolených rozdelení pre $Q_{POT,0.8}$ a pre $Q_{POT,0.93}$ s dobou opakovania 2, 5, 10, 50, 100, 200, 500 a 1000 rokov sú vypísané v tabuľke 3.

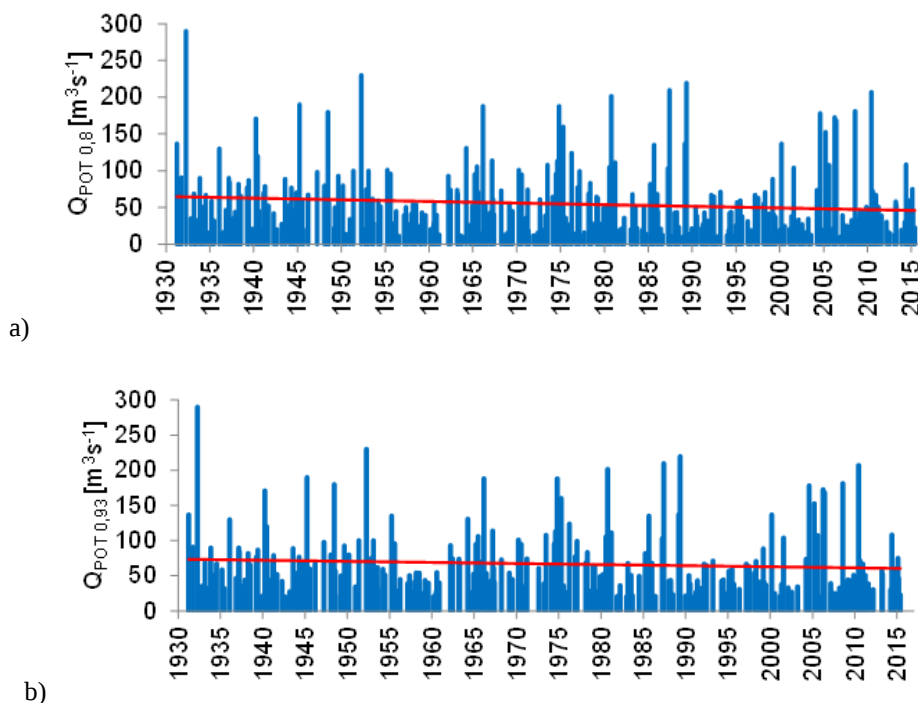
Keďže pri toku akým je Topľa dochádza k rýchlemu a pomerne veľkému nárastu prietokov počas povodní, výsledky ukázali (podľa predpokladu), veľký rozdiel medzi N -ročnými maximálnymi prietokmi odhadnutými podľa POT metódy z maximálnych priemerných denných prietokov a odhadnutými N -ročnými prietokmi z maximálnych ročných prietokov (AM). Pri veľkých tokoch (napr. Dunaj) kde dochádza k pomalšej zmene prietokov takýto výrazný rozdiel v odhadoch nemusí nastať (Bačová a kol., 2010).

Tabuľka 1. N -ročné maximálne prietoky $Q_N [\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}]$ na rieke Topľa: Hanušovce nad Topľou pre obdobie 1931 – 2015 odhadnuté z maximálnych ročných prietokov Q_{max}
Table 1 T -year maximum discharges $Q_N [\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}]$ at Topľa river in Hanušovce nad Topľou (1931–2015) estimated from maximum annual discharges Q_{max}

N [roky]	2	5	10	50	100	200	500	1000
P [%]	39	18	9,5	2	1	0,5	0,2	0,1
Log-Pearson III								
Q_N [m ³ .s ⁻¹]	139	193	249	398	473	556	679	783
P_{value} K-S	0,999							
Log-normal								
Q_N [m ³ .s ⁻¹]	146	199	252	380	439	502	589	659
P_{value} K-S	0,987							
Gamma								
Q_N [m ³ .s ⁻¹]	148	204	255	360	404	446	506	541
P_{value} K-S	0,744							



Obr. 3 Pravdepodobnosť prekročenia maximálnych ročných prietokov na rieke Topľa: Hanušovce nad Topľou (1931 – 2015) podľa LP III rozdelenia pravdepodobnosti.
Fig. 3 Exceedance probabilities of the annual peak discharges of the Topľa River: Hanušovce n. Topľou (1931 – 2015) according LP III distribution.



Obr. 4 Vybrané povodňové vlny pre odhad N-ročných maximálnych prietokov metódou POT na rieke Topľa: Hanušovce nad Topľou (1931 – 2015) a) pri hladine $Q_{POT0.8}$ a b) pri hladine $Q_{POT0.93}$.
Fig. 4 Selected floods for T-year maximum discharges estimation by POT method of the Topľa River: Hanušovce n. Topľou (1931–2015) a) threshold $Q_{POT0.8}$ and b) threshold $Q_{POT0.93}$.

Odhad N -ročných prietokov metódou POT z prepočítaných prietokov na základe regresného vzťahu medzi maximálnymi (kulmináčnymi) ročnými prietokmi a maximálnymi priemernými dennými prietokmi

Vzhľadom na skutočnosť, že sme mali k dispozícii len ročné vrcholové prietoky vln a výsledky dosiahnuté pri metóde POT z maximálnych priemerných denných prietokov boli pomerne nízke, pristúpili sme k prepočtu od-

hadnutých N -ročných prietokov. Prepočet bol realizovaný pomocou koeficientov, určených z regresných vzťahov: priemerný denný prietok – vrcholový prietok na základe lineárnej a polynomickej závislosti (obr. 5a-b). Výsledné prepočítané hodnoty N -ročných maximálnych prietokov metódou POT sú uvedené v tabuľke 4. Porovnania odhadnutých maximálnych prietokov s dobou opakovania 100 a 1000 rokov podľa zvolených postupov sú vykreslené na obr. 6.

Tabuľka 2. Zvolené prahové hodnoty Q_{POT} , počet vrcholov, priemerný počet vrcholov v roku a hodnota p_{value} Chi-squer testu pre Topľu: Hanušovce nad Topľou (1931 – 2015)

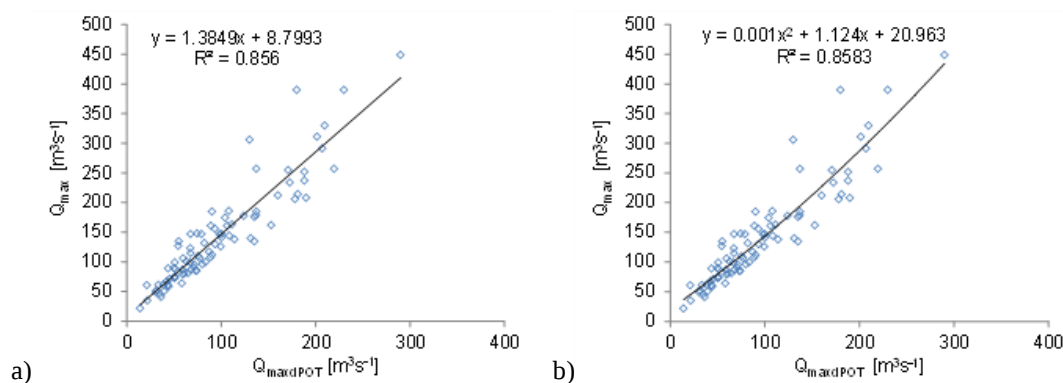
Table 2. Selected Q_{POT} thresholds, number of peaks, average number of peaks per year, and p_{value} of the Chi-squer test for Topľa: Hanušovce nad Topľou (1931–2015)

	$Q_{POT} [m^3 s^{-1}]$	Počet vrcholov v	v/rok	Chi-squer p_{value}
$Q_{POT0,8}$	10	309	3,6	0,77
$Q_{POT0,93}$	20	237	2,8	0,89

Tabuľka 3. Odhady N -ročných maximálnych prietokov podľa zvolených prahov a rozdelení na rieke Topľa v stanici Hanušovce nad Topľou z priemerných denných maximálnych prietokov $Q_{maxdPOT}$ (1931 – 2015)

Table 3. Estimated T -year maximum discharges according to selected distributions and thresholds from mean daily maximum discharges $Q_{maxdPOT}$ at Topľa river in Hanušovce nad Topľou (1931–2015)

N [roky]	2	5	10	50	100	200	500	1000
P [%]	39	18	9,5	2	1	0,5	0,2	0,1
Weibul-binomické								
$Q_{NdPOT0,8} [m^3 \cdot s^{-1}]$	86	145	185	278	313	356	410	449
$Q_{NdPOT0,93} [m^3 \cdot s^{-1}]$	87	146	186	275	309	350	402	433
Gamma-binomické								
$Q_{NdPOT0,8} [m^3 \cdot s^{-1}]$	84	136	171	248	280	307	350	381
$Q_{NdPOT0,93} [m^3 \cdot s^{-1}]$	86	137	171	246	278	308	349	378
Pareto2-binomické								
$Q_{NdPOT0,8} [m^3 \cdot s^{-1}]$	84	136	171	252	288	320	370	405
$Q_{NdPOT0,93} [m^3 \cdot s^{-1}]$	84	137	172	251	278	308	361	394

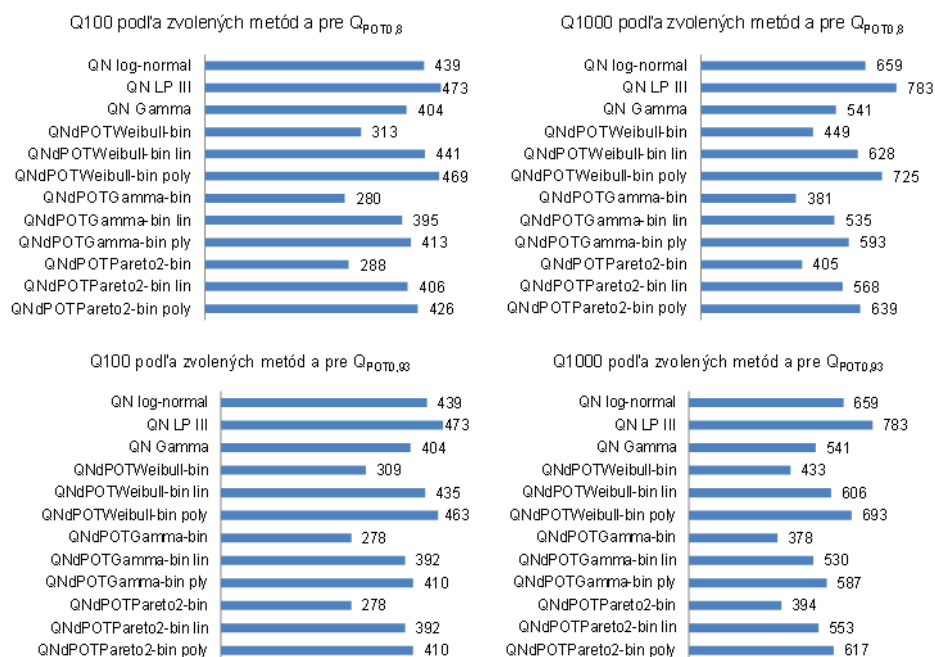


Obr. 5 Regresný vzťah medzi ročnými maximálnymi prietokom Q_{max} a ročnými priemernými dennými maximálnymi prietokmi $Q_{maxdPOT}$ rieky Topľa: Hanušovce n. Topľou (1931 – 2015) (ľavý – lineárna závislosť a pravý – polynomická závislosť).

Fig. 5 Regression between annual peak discharges Q_{max} and annual mean daily maximum discharges $Q_{maxdPOT}$ on the the Topľa River: Hanušovce nad Topľou (1931–2015) (left – liner dependence and right – polynomial dependence).

Tabuľka 4. Prepočítané odhadnuté N -ročné maximálne prietoky podľa zvoleného postupu metódy POT na rieke Topľa v stanici Hanušovce nad Topľou (1931 – 2015)
Table 4. Recalculated estimated T -year maximum discharges according to selected procedure of the POT method at Topľa River: in Hanušovce nad Topľou (1931–2015)

N [roky]	2	5	10	50	100	200	500	1000
P [%]	39	18	9,5	2	1	0,5	0,2	0,1
Weibul-binomické								
$Q_{Npot0,8}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] linear	127	209	264	392	441	500	575	628
$Q_{Npot0,8}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] polynom	125	204	262	410	469	546	648	725
$Q_{Npot0,93}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] linear	129	210	265	388	435	492	564	606
$Q_{Npot0,93}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] polynom	126	206	264	405	463	535	633	693
Gamma-binomické								
$Q_{Npot0,8}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] linear	125	196	245	351	395	432	492	535
$Q_{Npot0,8}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] polynom	122	192	242	360	413	459	535	593
$Q_{Npot0,93}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] linear	127	198	245	348	392	434	490	530
$Q_{Npot0,93}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] polynom	125	193	242	357	410	461	534	587
Pareto2-binomické								
$Q_{Npot0,8}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] linear	125	196	245	357	406	450	519	568
$Q_{Npot0,8}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] polynom	122	192	242	367	426	482	572	639
$Q_{Npot0,93}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] linear	125	198	246	355	392	434	507	553
$Q_{Npot0,93}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$] polynom	122	193	243	365	410	461	556	617



Obr. 6 Odhadnuté N -ročné maximálne prietoky s dobou opakovania 100 a 1000 rokov

podľa zvolených metód na rieke Topľa v stanici Hanušovce nad Topľou (1931 – 2015).

Fig. 6 Estimated T -year maximum discharges with return period of 100 and 1000 years according to selected methods on Topľa River at Hanušovce nad Topľou (1931–2015).

Záver

Príspevok sa zaoberá porovnaním dvoch najčastejšie používaných metód pri odhade N -ročných maximálnych prietokov. Vstupné údaje tvoril súbor priemerných den-

ných prietokov a súbor maximálnych (kulminačných) ročných prietokov Q_{max} na rieke Topľa za obdobie 1931 – 2015.

V prvej časti príspevku sme použili na odhad N -ročných maximálnych prietokov metódu AM-annual maximum.

Pri tomto prístupe empirická pravdepodobnosť prekrôčenia maximálnych ročných prietokov bola porovnaná so zvoleným Log-Pearsonovým teoretickým rozdelením pravdepodobnosti III. typu. Následne boli odhadnuté maximálne N -ročné prietoky porovnané s dvoma ďalšími teoretickými typmi rozdelenia používanými v SR: Log-normálnym a Gamma rozdelením pravdepodobnosti. Výsledky ukázali:

- LP III rozdelenie pravdepodobnosti je vhodné pre odhad N -ročných hodnôt prietokov pre jeho vysokú koncovú citlivosť v oblasti vyšších hodnôt dôb opakovania ($N > 50$, rokov);
- najnižšie odhady hodnôt N -ročných maximálnych prietokov v oblasti vyšších hodnôt dôb opakovania ($N > 50$, rokov) dosiahlo Gamma teoretické rozdelenie pravdepodobnosti;
- porovnanie s ďalšími zvolenými teoretickými rozdeleniami pravdepodobnosti ukázalo rozdiely napríklad pri $Q_{100LP/III-Gamma}$ cca 14 %.

V druhej časti príspevku bola na odhad N -ročných maximálnych prietokov ako alternatíva k AM metóde použitá metóda POT. Táto metóda predpokladá voľbu prahovej hodnoty tak, aby bol počet prvkov štatistického súboru $n > N$, kde N je počet rokov pozorovania. Definovanie prahovej hodnoty Q_{POT} je jednou z hlavných nevýhod tejto metódy pretože ide o viac-menej subjektívny proces. Ďalším možným obmedzením využitia POT metódy môže byť náročnosť na vstupné údaje, keďže do štatistického radu na odhad N -ročných maximálnych prietokov by mali byť zaradené vrcholové prietoky vybraných vln, ktoré nemusia byť pre staršie rady k dispozícii. V neposlednom rade má vplyv na hodnotu odhadnutých N -ročných maximálnych prietokov výber vhodného teoretického rozdelenia pravdepodobnosti. V našej analýze boli vybrané Weibullovo, Gamma a Pareto2 teoretické rozdelenia pravdepodobnosti na simuláciu N -ročných maximálnych prietokov metódou POT.

Z ohľadom na spomenuté obmedzenia sme sa zamerali na analyzovanie ich vplyvu pri odhade N -ročných maximálnych prietokov metódou POT. Výsledky ukázali:

- Prahovú hodnotu Q_{POT} sme v analýze zvolili na úrovni a) 0,8 percentilu a b) 0,93 percentilu dlhodobého priemerného denného prietoku. Vybrané vlny spĺňali podmienku nezávislosti a priemerný počet vln za rok bol 3,6 resp. 2,8 a mali binomické rozdelenie pravdepodobnosti. Odhadnuté N -ročné maximálne prietoky pre nami zvolené prahové hodnoty a zvolené rozdelenie pravdepodobnosti neukázali výrazné rozdiely.
- Pri toku akým je Topľa dochádza k rýchlemu a pomerne veľkému nárastu prietokov počas povodní. Priemerný rozdiel medzi maximálnymi priemernými dennými prietokmi a známymi maximálnymi (kulmináčnymi) ročnými prietokmi (AM) vybraných vln dosahoval $46 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Maximálny rozdiel bol napr. $210 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ v roku 1948, kedy $\bar{Q}_d = 180 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ a $Q_{max} = 390 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Výsledky ukázali (podľa predpokladu), veľký rozdiel medzi N -ročnými maximálnymi prietokmi odhadnutými podľa POT metódy

z maximálnych priemerných denných prietokov a ročných maxim.

- Následne bol odhad N -ročných maximálnych prietokov metódou POT prepočítaný podľa regresného vzťahu medzi známymi kulmináčnymi prietokmi a priemernými dennými maximálnymi prietokmi (a) lineárny a b) polynomický vzťah). Výsledky ukázali, že odhady N -ročných maximálnych prietokov, najmä pri dobách opakovania $N > 50$ dosahujú hodnoty porovnateľné s odhadmi z ročných maxim.

Pri interpretácii výsledkov je treba mať na pamäti, že hodnoty N -ročných maximálnych prietokov súvisia s dĺžkou analyzovaného radu a preto odhadnuté hodnoty s veľmi vysokými hodnotami doby opakovania sú extrapolované hodnoty, a že každá štatistická metóda je zaťažená určitou neistotou, ktorá môže byť zapríčinená samotnou metódou ale aj samotnými údajmi, ktoré môžu byť zaťažené určitou chybou merania.

Podakovanie

Táto práca bola podporovaná projektom VEGA 2/0004/19 a 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

- Bača, P., Bačová Mitková, V. (2007): Analysis of seasonal extreme flows using Peaks over threshold method. In Journal of Hydrology and Hydromechanics, 2007, vol. 55, no. 1, 16–22. ISSN 0042-790X.
- Báčová Mitková, V., Onderka, M. (2010): Analysis of extreme hydrological events on the Danube using the peak over threshold method. Journal of Hydrol. and Hydromechanics, 58(2), 88–101. doi:10.2478/v10098-010-0009-x.
- Báčová Mitková, V., Pekárová P., Halmová, D., Pramuk B., Mikánek P. (2016): Odhad N -ročných maximálnych prietokov pozdĺž rieky Dunaj. Acta Hydrologica Slovaca, Ročník 17, č. 1, 2016, 78 – 88.
- Bayliss, A. C. (1999): Deriving flood peak data. Flood estimation Handbook. Vol.3, 273–283.
- Begueria, S. (2005): Uncertainties in partial duration series modeling of extremes related to the choice of the threshold value. Journal of Hydrology, vol. 303 (1–4), 215–230.
- Bezák, N., Brilly, M., Šraj, M. (2014): Comparison between the peaks over-threshold method and the annual maximum method for flood frequency analysis, Hydrological Sciences Journal, 59:5, 959–977, DOI: 10.1080/02626667.2013.831174
- Bhunya, P.K., et al., (2012): Flood analysis using generalized logistic models in partial duration series. Journal of Hydrology, 420–421, 59–71. doi:10.1016/j.jhydrol.2011.11.037.
- Cunnane, C. (1979): A note on Poisson assumption in partial duration series model. Water Resour. Res., 15 (2), 489–494.
- Gurua, N., Ramakar, J. (2015): Flood Frequency Analysis of Tel Basin of Mahanadi River System, India Using Annual

- Maximum and POT Flood Data. Aquatic Procedia, Vol. 4, 2015, 427–434. doi.org/10.1016/j.aqpro.2015.02.057
- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R. (1997): Regional Frequency Analysis. Cambridge University Press, Cambridge.
- Chow, V. T., Maidment, D. R., Mays L. W. (1988): Applied hydrology. McGraw-Hill, New York, NY.
- Kjeldsen, T.R., Lundorf, A., Rosbjerg, D. (2000): Use of a two component exponential distribution in partial duration modelling of hydrological droughts in Zimbabwean rivers. Hydrological Sciences Journal, 45 (2), 285–298. doi:10.1080/0262666009492325.
- Kjeldsen, T.R., Macdonald, N., Lang, M., et al. (2014): Documentary evidence of past floods in Europe and their utility in flood frequency estimation. Journal of Hydrology 517 (2014), 963–973. dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.06.038
- Langbein, W.B. (1949): Annual floods and the partial-duration floodseries. Transactions, American Geophysical Union, 30 (6), 879–881. doi:10.1029/TR030i006p00879.
- Leščeš, I., Dolinaj, D. (2019): Regional Flood Frequency Analysis of the Pannonian Basin. Water 11(2):193. DOI: 10.3390/w11020193
- Li, D., Guo, S., Yin, J. (2016): Big data analysis based on POT method for design flood prediction. 2016 IEEE International Conf. on Big Data Analysis (ICBDA), Hangzhou, 2016, 1–5. doi: 10.1109/ICBDA.2016. 7509800
- Madsen, H., et al. (1993): Application of the partial duration series approach in the analysis of extreme rainfalls. In: Z.W. Kundzewicz, et al., eds. Extreme hydrological events: precipitation, floods and droughts. Wallingford: IAHS Press, IAHS Publ. 213, 257–366.
- 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.
- Önöz, B., Bayazit, M. (2001): Effect of the occurrence process of the peaks over threshold on the flood estimation, J. Hydrol., 244, 86–96. doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00330-4
- Pekárová, P., Bačová Mitková, V., Pekár, J., Miklánek, P., Halmová, D., Liová, S. (2019): Historické povodne na území Slovenska a ich význam v hydrológii. Bratislava : Veda, vydavateľstvo Slovenskej akadémie vied, 2018. 135. ISBN 978 -80-224-1684-9.
- Rao, A. R., Hamed, K. H. (2000): Flood frequency analysis. CRC Press LLC, N. W. Corporate Blvd., Boca Raton, Florida.
- Silva, A.T., Portela, M.M., Naghettini, M. (2014): On peaks-over-threshold modeling of floods with zero-inflated Poisson arrivals under stationarity and nonstationarity Stoch Environ Res Risk Assess Vol. 28: 1587–1599. https://doi.org/10.1007/s00477-013-0813-z
- Silva, A.T., Portela, M.M., and Naghettini, M. (2012): Nonstationarities in the occurrence rates of flood events in Portuguese watersheds. Hydrology and Earth System Sciences, 16 (1), 241–254. doi:10.5194/hess-16-241-2012.
- Szolgay, J., Kohnová, S., Hlavčová, K. (2003): Ilustrácia neistoty určovania N-ročných maximálnych prietokov Dunaja v Bratislave. Konferencia s medzinárodnou účasťou „Ochrana pred povodňami a bezpečnosť vodných stavieb.“ Bratislava, 7 – 12.
- Szolgay, J., Dzubák, M., Hlavčová, K. (1994): Hydrológia. Odtokový proces a hydrológia povrchových vôd. Slovenská technická univerzita v Bratislave.
- Todorovič, P. (1970): On some problems involving random number of random variables. Ann. Math. Statistics, Vol. 41 (No. 3), 1059–1063.

THE PEAK OVER THRESHOLD METHOD AND ITS UNCERTAINTY IN DETERMINING OF T-YEAR MAXIMUM DISCHARGES: CASE STUDY AT THE TOPLA RIVER

The paper presents comparison of the two most commonly used methods in estimating T -year maximum discharges. A set of mean daily discharges and a set of maximum (peak) annual discharges on the Topľa River for the period 1931–2015 were used as input data.

In the first part of the paper, the AM-annual maximum method to estimate T -year maximum discharges was used. In this approach, selected Log-Pearson theoretical probability distribution type III. was used. Subsequently, estimated T -year maximum discharges were compared with other two theoretical distribution types used in Slovakia: Log-normal and Gamma probability distribution. The results showed:

- LP III probability distribution is appropriate for estimating T -year maximum discharge values for its high end-sensitivity in the area of higher return periods ($T > 50$ years);
- comparison with other selected theoretical probability distributions showed differences, for example at $Q_{100LPIII-Gamma}$, about 14%;

- the lowest estimated values of T -year maximum discharges in the area of higher return periods ($T > 50$ years) achieved Gamma theoretical probability distribution.

In the second part of the paper, alternative POT method to estimate T -year maximum discharges was used. This method assumes the choice of the threshold so that the number of elements of the statistical set $n > N$, where N is the number of observation years. Defining threshold Q_{POT} is one of the main disadvantages of this method because it is a more or less subjective process. Another potential limitation of using POT method may be input data. The statistical series to estimate the T -maximum discharges should be included peak discharges of selected waves. Such values may not be available for older data series. Last but not least, the suitable choice of the theoretical probability distribution affects on the estimation of the T -year maximum discharge. In our analysis we selected Weibull, Gamma and Pareto2

theoretical probability distributions to simulate T -year maximum discharges using the POT method. From the view of the mentioned limitations, we focused on analysing their impact in the estimation of T -year maximum discharges by method POT.

The results showed:

- The Q_{POT} threshold at levels of a) 0.8 percentile and b) 0.93 percentile of the long-term average daily discharge were selected. The selected waves satisfy condition of the independence and the average number of waves per year was 3.6 and 2.8. The number of peaks had a binomial probability distribution. Estimated T -year maximum discharges did not show significant differences for the selected thresholds or selected probability distributions.
- At a relatively a small rivers like Topľa there is a fast and relatively large increasing of the discharge during the flood. The mean difference between the maximum daily discharges and the known peak discharges (AM) of selected waves was $46 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. The maximum difference was e.g. $210 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ in 1948 when

$\bar{Q}_d=180 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ and $Q_{max}=390 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. The results showed (as we assumed) a large differences between the T -year maximum discharges estimated according to the POT method from the maximum daily discharges and the AM method.

- Subsequently, the estimated T -year maximum discharges by the POT method was recalculated according to the regression relationship between known peaks and daily maximum discharges (a) linear and b) polynomial relationships. The results showed that estimated T -year maximum discharges, especially with return period of $T>50$, are comparable to the AM method.

In interpreting the results, it should be kept in mind that T -year maximum discharges related to the length of the analysed data set, and therefore estimated values with very high return periods are extrapolated values. An each statistical method includes some uncertainty that may be caused by the method but also the data may be affected by certain measurement error.

**ANALÝZA BUDÚCICH ZMIEN V CHARAKTERISTIKÁCH
KRÁTKODOBÝCH DAŽĎOV POUŽITÍM SCENÁRA CLM
VO VYBRANÝCH STANICIACH NA ZÁPADNOM SLOVENSKU**

Gabriel Földes, Silvia Kohnová, Marija Mihaela Labat

Štúdiá sa zameriava na analyzovanie budúcich zmien v charakteristikách krátkodobých úhrnov dažďov v oblasti západného Slovenska. Analyzované boli zmeny v sezónnosti, trendoch a škálovacích koeficientoch pre určenie návrhových hodnôt intenzít dažďov v 3 vybraných staniách a to Bratislava, Hurbanovo a Myjava. Pre analýzu boli použité reálne namerané hodnoty úhrnov za obdobie 1995 – 2009 a úhrny zo scenára CLM za obdobie 2070 – 2100. Testovanie špecifických výdatností bolo vykonávané na trvaniach 60 až 1440 minút. Pre odhad sezónnosti bola použitá metóda Burnovho vektora. Pre analýzu zmien trendov bol použitý Mann-Kendallov test. Záverom práce bolo určenie škálovacích koeficientov jednoduchým škálovaním a následné určenie návrhových hodnôt úhrnov dažďov. Výsledky analýzy poskytnú bližšie informácie o budúcich zmenách, ktoré môžeme očakávať na konci storočia.

KLÚČOVÉ SLOVÁ: úhrn zrážok, intenzita krátkodobých dažďov, Burnov vektor, Mann-Kendallov test trendu, jednoduché škálovanie

FUTURE CHANGES IN SEASONALITY AND SCALING EXPONENTS OF SHORT-TERM RAINFALLS IN THE WESTERN SLOVAKIA USING CLM SCENARIO. The study focuses on the analysis of the future changes in characteristic of short term rainfall in the region of Western Slovakia. The analysis was performed for 3 climatological stations namely Bratislava, Hurbanovo and Myjava. For the analysis, the real measured rainfall depths for the period 1995–2009 and the rainfall depths from CLM scenario for period 2070–2100 were used. Analysis was performed for rainfall durations 60 up to 1440 minutes. The Burn's vector methodic was used for estimation of seasonality changes. For the trend testing the MannKendall test was used. Finally scaling exponents were estimated by using simple scaling method and IDF lines were derived for the analyzed periods. The results of the analysis will provide further information about future changes that we can expect at the end of the century.

KEY WORDS: rainfall depth, short-term rainfall intensities, Burn's vector, Mann-Kendall trend test, simple scaling

Úvod

V poslednom desaťročí bleskové povodne spôsobené krátkodobými dažďami sa stali jedným z najčastejších prírodných ohrození v Európe. Odzrkadľuje to aj veľký počet štúdií zameraných na extrémne dažde, bleskové povodne, protipovodňovú ochranu. Možno spomenúť napr. analýzy zmien sezónnych charakteristík povodňových režimov v Alpsko-Karpatskom oblúku (Parajka a kol., 2010), bleskové povodne v urbanizovaných územiach v regióne Calabria (De Franco a kol., 2018), vplyv extrémnych zrážok a bleskových povodní na proces manažmentu povodňového rizika a geomorfologických zmien na malých povodiach so zahrnutím prípadovej štúdie rie-

ky Kasiniczanka, Poľsko (Bryndal a kol., 2017), analýza bleskových povodní na Slovensku (Hlavčová a kol., 2016), regionálna frekvenčná analýza sub-denných extrémnych zrážok v Spojenom Kráľovstve s hodnotením ich sezónnosti (Darwish a kol., 2018). Západ Slovenska je v letnom období často postihovaný krátkodobými dažďami, tieto dažde majú krátke trvanie s vysokou intenzitou. V kombinácii so suchším letom spôsobujú krátkodobé intenzívne dažde bleskové povodne. Preto krátkodobé dažde predstavujú veľké riziko, spôsobujú vysoké ekonomické škody taktiež škody na majetku ľudí a ohrozuje aj ľudské životy. Bleskové povodne ako dôsledok krátkodobých intenzívnych dažďov transportujú sedimenty do intravilánov obcí, pričom pos-

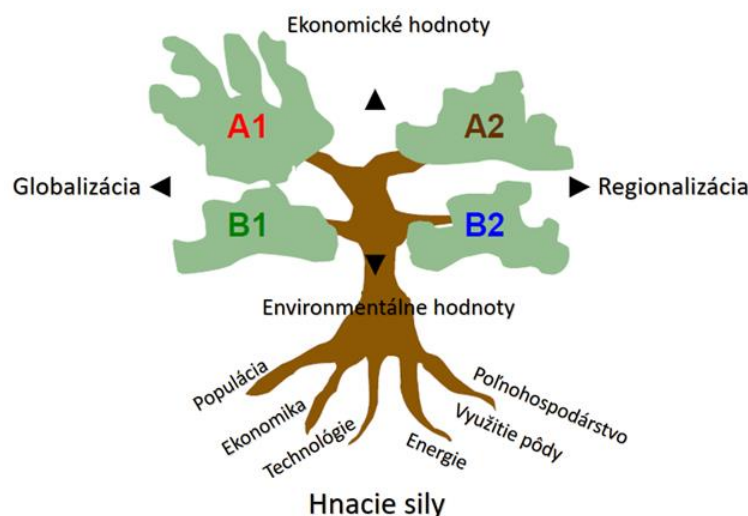
tiňovanou oblasťou je aj región Myjavskej pahorkatiny. Touto problematikou sa zaoberá napr. štúdia návrh protierózných opatrení a ich posúdenie na zníženie kulmináčného prietoku (Labat a kol., 2018). Modelovaním erózných procesov v tomto regióne sa zaoberá aj prípadová štúdia pre Myjavskú pahorkatinu, hodnotenie vplyvu rôznych druhov plodín na vodnú eróziu pôdy (Németová a kol., 2019). V prípade lokalít Bratislava a Hurbanovo pri krátkodobých intenzívnych dažďoch môže byť problémom nedostatočná kapacita kanalizačnej siete, a tým dochádza k ohrozeniu majetku obyvateľov.

Štúdia je zameraná na analýzu budúcich zmien v sezónnosti výskytu extrémnych dažďov. Snahou je zistiť, ako sa do budúcnosti zmení ich výskyt a aké možno do budúcnosti očakávať zmeny trendov výskytu krátkodobých dažďov. Je mnoho prác a štúdií, ktoré sa zaoberajú analýzou sezónnosti dažďov a trendov ako detekcia budúcich zmien v sezónnosti extrémnych krátkodobých dažďov vo vybraných staniách na Slovensku (Vasilaki a kol., 2017), analýza zmien veľkosti, frekvencie a sezónnosti silných zrážok nad susediacimi územiami USA (Mallakpour a Villarini, 2017), predpokladané zmeny sezónnosti zrážok a suchých období v scenári s vysokými emisiami skleníkových plynov (Pascale a kol., 2016). Určenie a vyhodnotenie návrhových hodnôt úhrnov dažďov je taktiež dôležité pre zistenie zmien v charakteristikách úhrnov dažďov. Je potrebné do budúcnosti viesť predpovedať aké budú zmeny v sezónnosti, trendoch a v hodnotách návrhových dažďov pre danú lokalitu a to pri návrhoch ochranných opatrení a budúcich vodohospodárskych konštrukcií.

Metodické postupy SRES scenáre

Špeciálna správa pre emisné scenáre (Special Report on Emissions Scenarios – SRES) obsahuje scenáre ktoré bo-

li vytvorené pre popísanie vzťahov medzi emisnými hnacími silami a ich vývojom vzhľadom na klimatické zmeny na konci 21. storočia. Správa bola vytvorená Medzivládny panelom pre klimatické zmeny IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change). Hnacie sily sú definované ako demografický vývoj, socio-ekonomický vývoj, technologický vývoj a environmentálny vývoj. Vývoj týchto síl je veľmi neistý. Z tohto dôvodu IPCC vytvorili 4 výpovedné deje označené A1, A2, B1 a B2 (obr. 1). Každý dej reprezentuje rozličné vývoje v hnacích silách, vývoje môžu byť vnímané pozitívne alebo negatívne. Výpovedný dej A1 opisuje budúcnosť sveta s veľmi rýchlym ekonomickým rastom, globálny počet obyvateľov dosiahne maximum v polovici storočia a potom klesá, počíta aj s rýchlym zavádzaním nových a účinnejších technológií. Scenár A1 sa delí do troch skupín, ktoré popisujú rôzny smer technologických zmien v energetickom systéme. Tieto tri skupiny A1 sa vyznačujú svojím technologickým dôrazom: fosílna intenzívne (A1FI), nefosílna zdroje energie (A1T), alebo vyváženosť medzi všetkými zdrojmi (A1B). Výpovedný dej A2 opisuje veľmi rôznorodý svet. Základnou témou je sebestačnosť a zachovanie miestnych identít. Opisuje kontinuálny rast populácie a hospodársky rozvoj je orientovaný predovšetkým regionálne a ekonomický rast na obyvateľa a technologické zmeny sú roztrieštenejšie a pomalšie ako v iných dejoch. Výpovedný dej B1 s rovnakým globálnym počtom obyvateľov ako v skupine A1, ale s rýchlymi zmenami v ekonomických štruktúrach smerom k službám a informačnej ekonomike, pričom uvažuje so znížením materiálovej náročnosti, technológiami účinnejšie využívajúce zdroje a zavedenie čistých a účinných technológií. Výpovedný dej B2 popisuje svet, v ktorom sa kladie dôraz na lokálne riešenie ekonomickej, sociálnej a environmentálnej udržateľnosti. Je to svet s neustále rastúcou svetovou populáciou v nižšej miere ako v skupine A2, s medziľahlou úrovňou hospodárskeho rozvoja



Obr. 1. Schéma výpovedných dejov scenára SRES.

Fig. 1. Storyline Schemes of the SRES Scenarios.

a menej rýchlymi a rozmanitejšími technologickými zmenami než v skupinách A1 a B1. Aj keď je scenár tiež orientovaný smerom k ochrane životného prostredia a sociálnej spravodlivosti, sústreďuje sa na lokálnej a regionálnej úrovni (Nakicenovic a Swart, 2000).

Pre simuláciu zmeny klímy bol vybraný regionálny model CLM (Community Land Model) vytvorený v DWD (Deutscher Wetterdienst), ktorý preberal okrajové podmienky z globálneho modelu ECHAM5/MPIOM v šesťhodinových intervaloch. Scenáre pre 21. storočie boli simulované pomocou IPCC scenára A1B. Emisný scenár A1B, ktorý bol použitý v štúdiu bol vybraný na základe štúdií Lapin a kol. (2012), Svoboda a kol. (2016) a na základe odporúčaní Medzivládneho panelu o zmene klímy (IPCC, 2013). Scenár A1B je stredne pesimistický scenár s globálnym otepľovaním približne o 2,9 °C do roku 2100 v porovnaní s rokmi 1961 – 1990. Tento scenár pomerne dobre zodpovedá súčasným procesom v atmosfére, kde nárast globálnej teploty vzduchu bol od roku 1980 približne o 0,2 °C za desaťročie.

Použité metódy

Pre analýzu v budúcich zmenách v charakteristikách krátkodobých dažďov boli použité tieto metódy: Pre určenie zmien v sezónnosti výskytu extrémnych úhrnov bol použitá metóda Burnovho vektora (Burn, 1997), určenie zmien v trendoch bola použitá metóda MannKendallovho testu (Mann, 1945; Kendall, 1955) a pre odhad škálovacích koeficientov a určenie návrhových hodnôt úhrnov dažďov bolo použité jednoduché škálovanie (Koutsoyiannis a Foufoula-Georgiou, 1993).

Burnov vektor

Metóda je najčastejšie využívanou metódou používanou pre odhad sezónnosti výskytu extrémnych alebo maximálnych javov. Metóda opisuje variabilitu dátumu, pri ktorom sa maximálny úhrn zrážok vyskytuje. Smer vektora zodpovedá očakávaným dňom výskytu v priebehu roka, zatiaľ čo jeho dĺžka opisuje variabilitu okolo očakávaného dátumu výskytu.

Mann-Kendallov test trendu

Test je zameraný na štatistické posúdenie významnosti stúpajúceho alebo klesajúceho trendu vybranej veličiny v čase. Významnosť stúpajúceho či klesajúceho trendu určuje charakter premennej, ktorá sa trvalo zvyšuje či znižuje v čase. Trend môže, ale nemusí byť lineárny. Test skúma zamietnutie nulovej hypotézy (H_0) a prijatie alternatívnej hypotézy (H_a), pričom H_0 je nemonotónny trend a H_a je monotónny trend (Mann, 1945; Kendall, 1975).

Jednoduché škálovanie

Metóda jednoduchého škálovania je aplikovateľná na vzťah medzi intenzitou, trvaním a periodicitou zrážok

tzv. IDF vlastnosti. Používa sa na spracovanie údajov o zrážkových úhrnoch za kratšie časové obdobie ako jeden deň. Jednoduché škálovanie spočíva v určení návrhových hodnôt pre trvanie kratšie ako jeden deň a pre zvolenú dobu opakovania využitím denných záznamov úhrnov zrážok, ktoré sú bežne k dispozícii. Škálovací exponent je možné odhadnúť pomocou lineárnej regresie zo sklonu medzi zlogaritmovanými hodnotami momentov a škálovacích parametrov pre rôzne rády momentov. Ak medzi škálovacím exponentom a rádom momentu existuje lineárna závislosť, tak je škálovací exponent prvého rádu. Táto vlastnosť je označovaná ako jednoduché škálovanie v širšom zmysle (wide sense simple scaling). (Koutsoyiannis a Foufoula-Georgiou, 1993)

Jednotlivé metodické postupy so vzťahmi sú podrobne popísané vo viacerých publikáciách autorov pozri napr. (Földes a kol., 2018; Földes a Labat, 2018), preto ich v tomto príspevku bližšie už nepopisujeme.

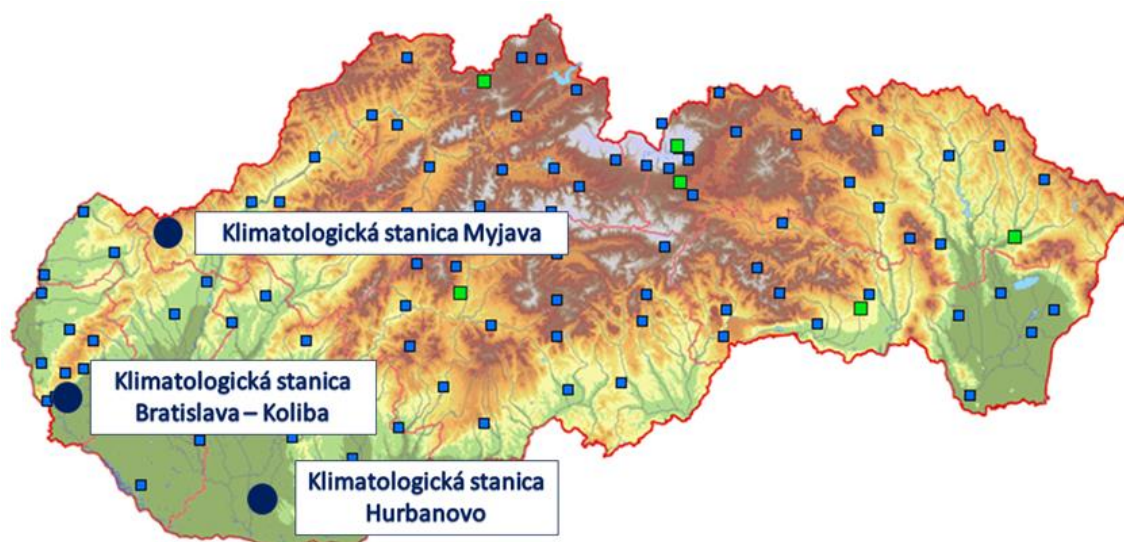
Vstupné údaje

Vstupné údaje pre analýzu tvorili úhrny dažďov za teplý polrok v hodinovom kroku zo simulácie CLM (Community Land Model), ktoré boli spracované doc. RNDr. Martinom Gerom, PhD. z Univerzity Komenského v Bratislave. Údaje boli poskytnuté pre vybrané 3 klimatické stanice a to pre obdobie (1960 – 2000) a pre budúce obdobie (2070 – 2100). Okrem scenárových údajov boli k dispozícii údaje z reálnych pozorovaní minútových úhrnov dažďov v teplom polroku poskytnuté od SHMÚ Bratislava.

Zaujímavé územie sa nachádza v západnej časti Slovenska. Boli vybrané 3 klimatologické stanice a to v severnej časti klimatologická stanica Myjava, v strednej časti klimatologická stanica Bratislava-Koliba a na juhu klimatologická stanicou Hurbanovo. Stanice boli zvolené aj pre dostupnosť reálnych pozorovaní z dôvodu porovnania výsledkov z modelu. Klimatologická stanica Bratislava-Koliba (nadm. výška 286 m n. m.) sa nachádza spolu s klimatologickou stanicou Hurbanovo (nadm. výška 115 m n. m.) na juhu západného Slovenska na Podunajskej nížine. Územie patrí najteplejšej a najsuchšej oblasti. Klimatologická stanica Myjava (nadm. výška 360 m n. m.) sa nachádza v severnej časti západného Slovenska na Myjavskej pahorkatine. Územie patrí do mierne teplej klimatickej oblasti s horskou klímou a s malou inverziou teplôt. Poloha klimatologických staníc je znázornená na obrázku 2.

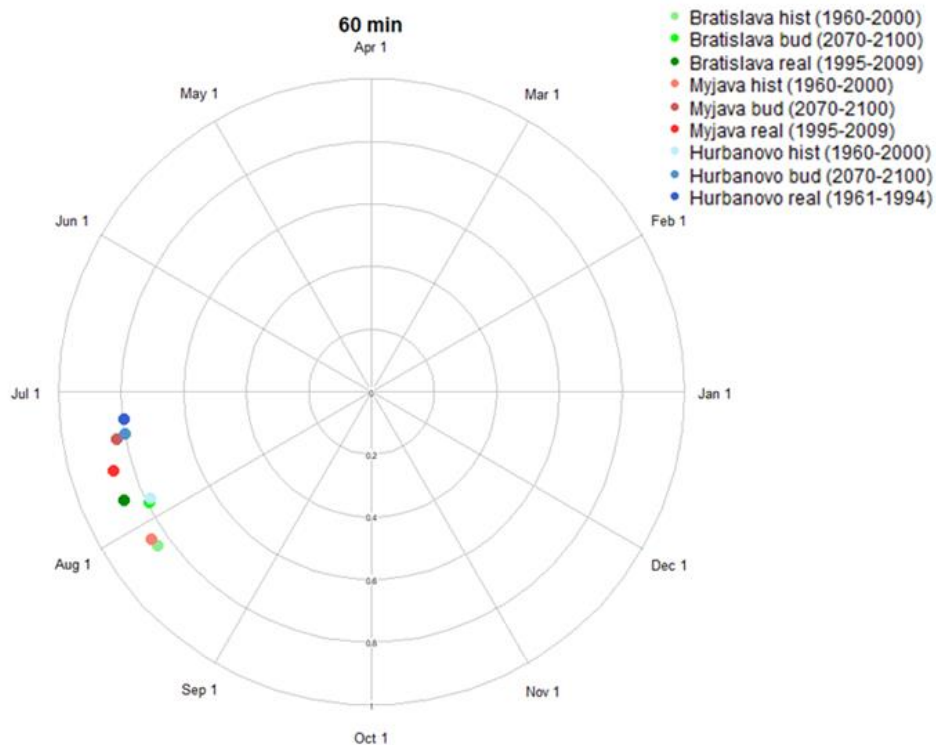
Výsledky a diskusia

Prvým krokom štúdie bola analýza zmien v sezónnosti dažďov, výsledky sú prezentované na obr. 3 až obr. 5. Scenár CLM vykazuje pre historické a budúce obdobia výskyt maximálnych úhrnov dažďov od prvej polovice júla až do prvej polovice augusta a to vo všetkých trvaniach. Pre porovnanie boli do výsledkov zapracované aj sezónnosti z reálnych meraní pre všetky stanice. Sezón-



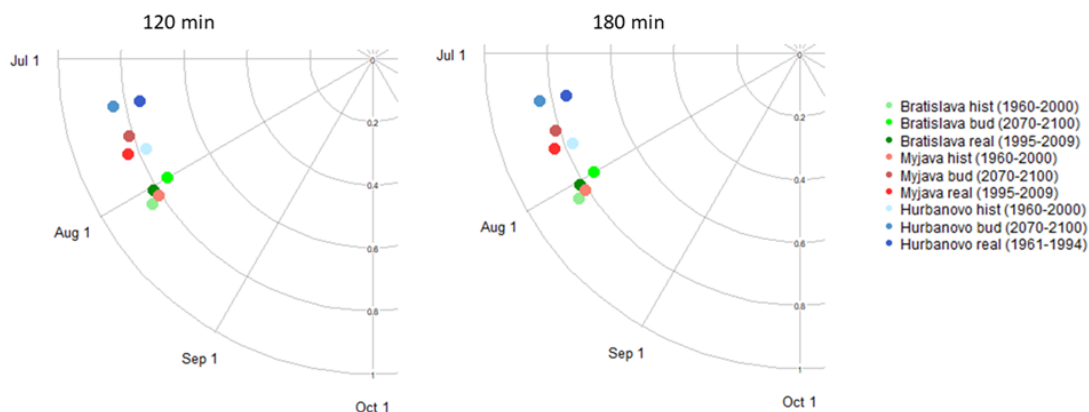
Obr. 2. Lokalizácia zvolených klimatologických staníc na území Slovenska.

Fig. 2. Location of selected climatological stations in Slovakia.



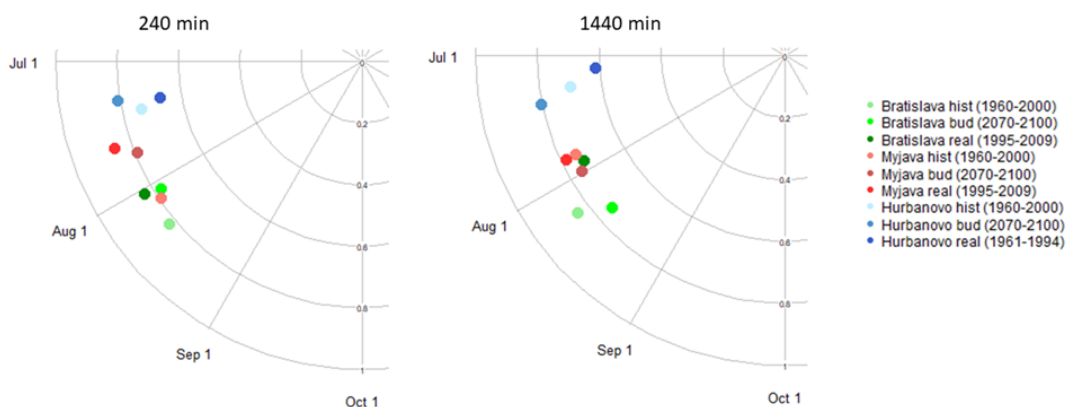
Obr. 3. Zmeny v sezónnosti krátkodobých dažďov vo vybraných staniciach pre trvanie 60 minút.

Fig. 3. Seasonality changes of short-term rainfalls in the selected climatological stations for duration of 60 minutes.



Obr. 4. Zmeny v sezónnosti krátkodobých dažďov vo vybraných staniach pre trvanie 120 a 180 minút.

Fig. 4. Seasonality changes of short-term rainfalls in the selected climatological stations for durations of 120 and 180 minutes



Obr. 5. Zmeny v sezónnosti krátkodobých dažďov vo vybraných staniach pre trvanie 240 a 1440 minút.

Fig. 5. Seasonality changes of short-term rainfalls in the selected climatological stations for durations of 240 and 1440 minutes.

nosť z reálnych pozorovaní sa takmer zhodovala so simulovanou budúcnosťou s odchýlkou maximálne jedného týždňa. Najmenšie zmeny medzi budúcim obdobím a reálnymi pozorovaniami sa prejavili v stanici Hurbanovo kde vo všetkých trvaniach je sezónnosť výskytu v prvej polovici mesiaca júl. V prípade staníc Myjava a Bratislava je sezónnosť pre jednotlivé trvania odlišná a pohybuje sa na prelome mesiacov júl a august.

Trendy v krátkodobých úhrnov dažďov sú jednou z charakteristík budúcich zmien. Z výsledkov našich analýz vyplynulo, že všetky trendy sú nevýznamné na hladine významnosti 90 %. Pre historické obdobie je v staniciach Bratislava a Myjava stúpajúci trend vo všetkých trvaniach, v stanici Hurbanovo je stúpajúci trend iba v trvaní 60 minút, pre ostatné trvania majú trendy klesajúci charakter. Pre stanicu Bratislava v reálnych pozorovaní prevláda stúpajúci trend vo všetkých trvaniach okrem denného úhrnu. V staniciach Myjava a Hurbanovo na-

opak prevláda klesajúci trend v reálnych pozorovaníach. Do budúcnosti majú stúpajúci charakter trendy pre trvania 60, 120, 240 minút pre všetky stanice. Pre Bratislavu a Myjavu je klesajúci charakter trendov v trvaniach 180 a 1440 minút. Pre stanicu Hurbanovo je stúpajúci trend vo všetkých analyzovaných trvaniach. Výsledky analýzy (viď tab. 1) predpokladajú teda väčšinou stúpajúci charakter trendov v budúcich intenzitách krátkodobých dažďov. Nasledujúcim krokom štúdie bolo určenie škálovacích exponentov a návrhových hodnôt úhrnov dažďov. Výsledky určenia škálovacích exponentov sú uvedené v tab. 2. V prípade reálnych pozorovaní odhadnuté škálovacie exponenty prevažujú budúce scenárové hodnoty. Pre stanicu Hurbanovo boli k dispozícii dlhšie pozorované rady, škálovanie bolo preto vykonané pre obdobia 1961 – 2009 a 1995 – 2009 pre porovnanie s ostatnými stanicami. V prípade kratšieho obdobia škálovací exponent má o 0,05 vyššiu hodnotu čo v prípade návrhových

zrážok pre 60 min trvanie zrážkového oddielu zodpovedá navýšeniu o 15 %. Do budúcnosti škálovací exponent má rastúci charakter pre stanice Bratislava-Koliba a Hurbanovo. Pre stanicu Myjava škálovacie exponenty do bu-

dúcnosti klesajú. Pomocou exponentov boli určené návrhové hodnoty intenzít dažďov a výsledky sú interpretované na obr. 6 – 8.

V prípade návrhových hodnôt intenzít dažďov sa pred-

Tabuľka 1. Zmeny v trendoch intenzít krátkodobých dažďov pre analyzované stanice pre historické a budúce obdobie, a pre reálne pozorovania

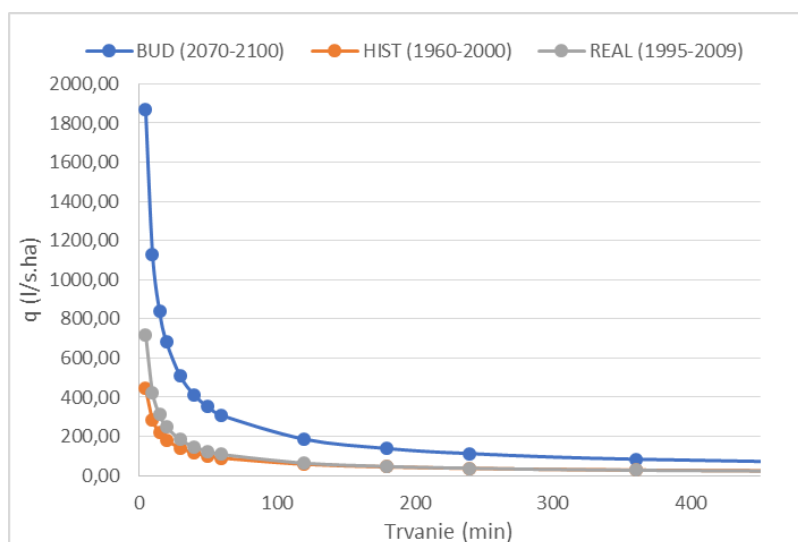
Table 1. Changes in short-term rainfall trends for the climatological stations analyzed for the historical, actual and future periods

Stanice	Trvanie [min]				
	60	120	180	240	1440
Bratislava – hist. (1960 – 2000)	+	+	+	+	+
Bratislava – bud. (2070 – 2100)	+	+	–	+	–
Bratislava – real. (1995 – 2009)	+	+	+	+	–
Myjava – hist. (1960 – 2000)	+	+	+	+	+
Myjava – bud. (2070 – 2100)	+	+	–	+	–
Myjava – real. (1995 – 2009)	–	+	–	–	–
Hurbanovo – hist. (1960 – 2000)	+	–	–	–	–
Hurbanovo – bud. (2070 – 2100)	+	+	+	+	+
Hurbanovo – real. (1961 – 2009)	–	–	–	–	+

Tabuľka 2. Odvođené škálovacie exponenty pre historické, reálne a budúce obdobie v analyzovaných klimatologických stanicích

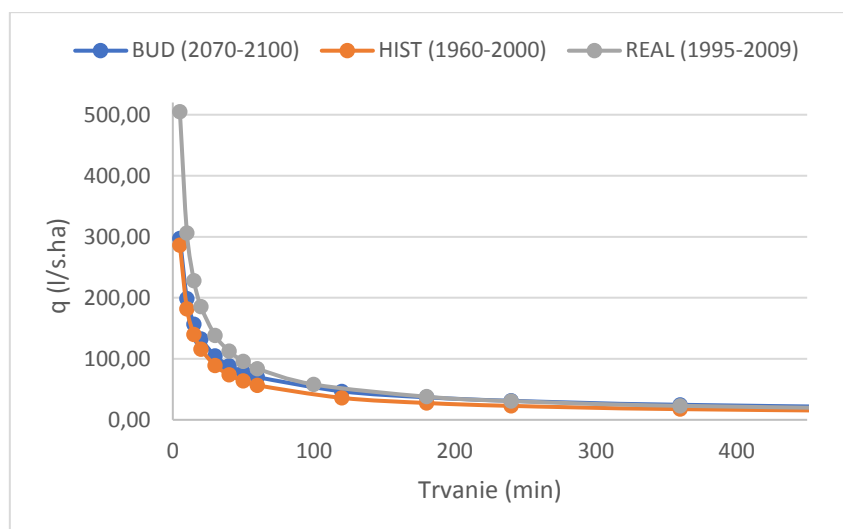
Table 2. Derived scaling exponents for historical, actual and future periods for analyzed climatological stations

Stanice	Obdobie		
	Minulosť (1960 – 2000)	Reálne pozorovania (1961 – 2009, 1995 – 2009)	Budúcnosť (2070 – 2100)
Bratislava	0,6424	0,7633	0,7262
Myjava	0,6525	0,7224	0,5822
Hurbanovo	0,6184	0,7713 0,8201	0,6773



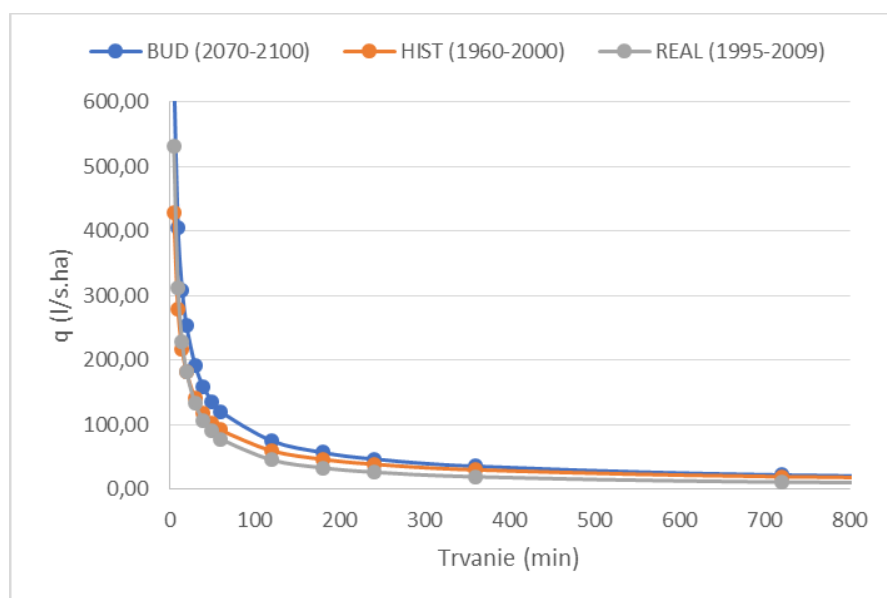
Obr. 6. Čiary intenzít návrhových krátkodobých dažďov pre klimatologickú stanicu Bratislava-Koliba pre historické, reálne a budúce obdobie pre dobu opakovania 100 rokov.

Fig. 6. The IDF lines of design short-term rainfall for Bratislava-Koliba climatological station for historical, actual and future period and for a return period of 100 years.



Obr. 7. Čiary intenzít návrhových krátkodobých dažďov pre klimatologickú stanicu Myjava pre historické, reálne a budúce obdobie pre dobu opakovania 100 rokov.

Fig. 7. The IDF lines of design short-term rainfall for Myjava climatological station for historical, actual and future period and for a return period of 100 years.



Obr. 8. Čiary intenzít návrhových krátkodobých dažďov pre klimatologickú stanicu Hurbanovo pre historické, reálne a budúce obdobie pre dobu opakovania 100 rokov.

Fig. 8. The IDF lines of design short-term rainfall for Hurbanovo climatological station for historical, actual and future period and for a return period of 100 years.

pokladá ich nárast do budúcnosti a to aj v porovnaní návrhových hodnôt intenzít dažďov z reálnych pozorovaní v staniciach Bratislava a Hurbanovo. V prípade stanice Myjava sú reálne pozorovania intenzít dažďov vyššie ako scenárová budúcnosť. Je to z dôvodu, že v pozorovanom období sa vyskytlo niekoľko extrémnych udalostí, kde sa pozorované hodnoty 60, 120 a 180 min. dažďov blížili

100-ročným úhrnom, ktoré výrazne ovplyvnili návrhové hodnoty.

Záver

Táto štúdia je zameraná na analýzu budúcich zmien vo vybraných charakteristikách krátkodobých dažďov pou-

žitím klimatického scenára CLM na území západného Slovenska. Na analýzu boli zvolené 3 klimatologické stanice Myjava, Bratislava a Hurbanovo. Analyzované boli zmeny v sezónnosti, trendoch a v škálovacích exponentoch a následne v návrhových intenzitách krátkodobých úhrnov dažďov.

Analýza sezónnosti preukázala maximálne týždenný posun výskytu maximálnych úhrnov zrážok oproti doterajšiemu výskytu na skoršie obdobie v mesiacoch júl a august. Ďalším krokom bola analýza trendov v intenzitách krátkodobých dažďov. Na hladine významnosti 90 % nebol detegovaný žiaden významný trend a to vo všetkých analyzovaných staniach a obdobiach. Scenár do budúcnosti preukázal prevládajúci stúpajúci trend v analyzovaných staniach. V analýze škálovacích vlastností sa škálovací exponent do budúcnosti v porovnaní s minulosťou zvýšil pre stanice Bratislava a Hurbanovo. V závere boli odvodené aj návrhové intenzity dažďov do budúcnosti. Z výsledkov je možné usúdiť zvýšenie intenzít krátkodobých dažďov do budúceho obdobia 2070 – 2100 v analyzovaných staniach s výnimkou stanice Myjava, kde reálne pozorovania boli ovplyvnené extrémnou zrážkovou činnosťou vo viacerých pozorovaných rokoch čo spôsobilo vyššie návrhové hodnoty do trvania 180 minút oproti budúcnosti.

Pod'akovanie

Táto práca vznikla vďaka podpore Agentúry na podporu výskumu a vývoja na základe zmluvy č. APVV-15-0497 a projektu VEGA 1/0891/17. Autori ďakujú za podporu pri tvorbe tohto príspevku.

Literatúra

- Bryndal, T., Franczak, P., Krocak, R., Cabaj, W., Kołodziej, A. (2017): The impact of extreme rainfall and flash floods on the flood risk management process and geomorphological changes in small Carpathian catchments: A case study of the Kasiniczanka river (Outer Carpathians, Poland), *Natural Hazards*, Vol. 88, No. 1, 2017, 95–120.
- Burn, D. H. (1997): Catchments similarity for regional flood frequency analysis using seasonality measures, *J. Hydrology*, Vol. 202, No. 1-4, 1997, 212–230.
- Darwish, M. M., Fowler, H. J., Blenkinsop, S., Tye, M. R. (2018): A regional frequency analysis of UK sub-daily extreme precipitation and assessment of their seasonality, *Int. J. Climatol*, Vol. 38, No. 13, 2018, 4758–4776.
- De Franco, M., Minniti, M., Versaci, R., Foti, G., Canale, C., Puntorieri P. (2018): Flash floods in urban areas: Case studies in Reggio Calabria (Italy), in: Mannina G. (Ed) *New trends in urban drainage modeling*, Springer, 2018, 441–446.
- Földes, G., Kohnová, S., Marková, R. (2018): Analýza budúcich zmien v charakteristikách úhrnov atmosférických zrážok krátkodobých dažďov na klimatologickej stanici Myjava. In *Acta hydrologica Slovaca*. Roč. 19, č. 1 (2018), 78 – 83. ISSN 1335-6291.
- Földes, G., Labat, M. M. (2018): Metódy analýz budúcich zmien v charakteristikách intenzít krátkodobých zrážok. In *Zborník prednášok z Konferencie mladých výskumníkov - KOMVY 2018* [elektronický zdroj]: Podhájska, SR, 17. - 19. september 2018. 1. vyd. Bratislava: Spektrum STU, 2018, CD-ROM, 12 – 20. ISBN 978-80-227-4847-6.
- Hlavčová, K., Kohnová, S., Borga, M., Horvát, O., Šťastný, P., Pekárová, P., Majerčáková, O., Danáčová, Z. (2018): Post-event analysis and flash flood hydrology in Slovakia, *Journal of Hydrology and Hydro-mechanics*, 64(4), 2016, 304–315.
- Kendall, M. G. (1955): *Rank correlation methods*, Griffin, London, 1955.
- Koutsoyiannis D., Foufoula-Georgiou E. (1993): A scaling model of storm hyetograph, *Water Resources Research*, Vol. 29, No. 7, 1993, 2345–2361.
- Labat, M. M., Korbelová, L., Kohnová, S., Hlavčová, K. (2018): Design of measures for soil erosion control and assessment of their effect on the reduction of peak flows, *Pollack Periodica*, Vol. 13, No. 3, 2018, 209–219.
- Lapin, M., Bašták-Đurán, I., Gera, M., Hrvol', J., Kremler, M., Melo, M. (2012): New climate change scenarios for Slovakia based on global and regional general circulation models. – *Acta Meteorologica Universit. Comen.* 37, 25–74.
- Mallakpour, I., Villarini, G. (2017): Analysis of changes in the magnitude, frequency, and seasonality of heavy precipitation over the contiguous USA, *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 130, No. 1-2, 2017, 345–363.
- Mann, B. H. (1945): Nonparametric tests against trend, *Econometrica*, Vol. 13, No. 3, 1945, 245–259.
- Nakicenovic, N., Swart, R. (2000): Special report on emission scenarios, A special report of Working Group III of the Intergovernmental Panel on climate change, Special Report on Emissions Scenarios, Cambridge University Press, Cambridge, UK, 2000.
- Németová, Z., Kohnová, S., Földes, G. (2019): Evaluation of Effect of Different Crop Types On Soil Water Erosion: Case Study of the Myjava Hill Land, Slovakia. IOP Conference Series: Materials Science and Engineering, 471(2), 2019, 022026. <https://doi.org/10.1088/1757-899X/471/2/022026>.
- Parajka J., Kohnová S., Bálint G., Barbuc M., Borga M., Claps P., Cheval, S., Dumitrescu, A., Gaume, E., Hlavčová, K., Merz, R., Pfaundler, M., Stancalie, G., Szolgay, J., Blöschl, G. (2010): Seasonal characteristics of flood regimes across the Alpine–Carpathian range, *Journal of Hydrology*, Volume 394, 2010, Issues 1–2.
- Pascale S., Lucarini, V., Feng, X., Porporato, A., Hasson, S. (2016): Projected changes of rainfall seasonality and dry spells in a high greenhouse gas emissions scenario, *Climate Dynamics*, Vol. 46, No. 3-4, 2016, 1331–1350.
- Svoboda, V., Hanel, M., Máca, P., Kyselý, J. (2016): Projected changes of rainfall event characteristics for the Czech Republic, *J. Hydrol. Hydromech.*, 64, 4, 415–425.
- Vasilák, M., Kohnová, S., Hanel, M., Szolgay, J., Hlavčová, K., Loukas, A., Rončák, P. (2017): Detection of future changes in seasonality in extreme short-term rainfall in selected stations of Slovakia, *Contr. to Geophysics and Geodesy*, Vol. 47, No. 2, 2017, 133–148.

ANALYSIS OF FUTURE CHANGES IN SHORT-TERM RAINFALL CHARACTERISTICS IN WESTERN SLOVAKIA BY USING CLM REGIONAL CLIMATE SCENARIO

In the last decade, flash floods caused by short-term precipitations have become the most important natural hazards in Europe. This is also reflected by large number of studies focusing on extreme precipitation, flash floods, flood protection; as e.g. seasonal characteristics of flood regimes across the Alpine–Carpathian range (Parajka et al., 2010), flash floods in urban areas: Case studies in region Calabria (Italy) (Franco et al., 2018), etc. The Western Slovakia is often affected by short-term rainfall during the summer period, these precipitations have a short duration with high intensity. Therefore, short-term rainfalls represent a great risk, causing high economic damage as well as endangering human lives. The input data from the CLM (Community Land Model) simulation, were provided by doc. RNDr. Martin Gera, PhD. from Comenius University in Bratislava. The applied regional climate scenario consisted of hourly rainfall depths for the past period (1960–2000) and for the future period (2070–2100).

The area of interest is located in the western part of Slovakia. Three climatological stations were selected in the northern part the Myjava climatological station, in the middle part the Bratislava-Koliba climatological station and in the south the Hurbanovo climatological station. Stations were also selected for availability of actual observations to compare the results from the scenario. The Bratislava-Koliba climatological station (altitude 286 m above sea level) and the Hurbanovo climatological station (115 m above sea level) are situated in the south-west of Slovakia on the Danubian lowland. The area belongs to the warmest and the driest area of Slovakia. The Myjava climatological station (altitude 360 m above sea level) is located in the northern part of western Slovakia on Myjava hill land. The territory belongs to a slightly warm climatic zone with a mountain climate and a small temperature inversion.

In this paper several methodologies were tested: for the analysis of seasonality, the Burn's vector was used.

This method is the most commonly used to estimate the seasonal occurrence of extreme phenomena. To estimate changes in trends in rainfall events the Mann-Kendall test was applied. The final step was to estimate the scaling coefficients by using a simple scaling method. By seasonal analysis, the occurrence of maximum precipitation depth was recorded in July and August. For comparison with the scenario, seasonal phenomena were also determined from actual measurements. The results can be interpreted by slight seasonal changes at the Hurbanovo station, where the scenario and actual measurements showed the occurrence in the first half of July with minimal changes for the future. For the Bratislava-Koliba and Myjava stations the occurrences were shown at the interval of second half of June and first half of August. The largest deviations from actual observations from the scenario were in durations 60 to 180 minutes, and the smallest deviations were at durations 240 and 1440 minutes. The next step was the analysis of trends in the intensities of short-term rainfall. There was not significant trend detected in all analyzed stations at the 90% level of significance. In the case of actual measurements, the trends in Myjava and Hurbanovo stations, with predominant decreasing tendency. The scenario for the future has shown a predominantly rising trend in the analyzed stations. In scaling characteristics analysis, the scaling exponent has increased for the future compared to the past period for Bratislava and Hurbanovo stations. From the results, it is possible to estimate the increase in intensity at the observed stations as the future scenario exceeds the historical and actual values, except for the Myjava station where actual observations were affected by extreme precipitation activity over several observed years, causing higher values up to 180 minutes of duration. The analysis demonstrates the need to reconsider the design values of rainfall in the site for future assessments and designing of water management structures.

Ing. Gabriel Földes,
prof. Ing. Silvia Kohnová, PhD.
Ing. Marija Mihaela Labat
Katedra vodného hospodárstva krajiny, Stavebná fakulta,
Slovenská technická univerzita v Bratislave,
Radlinského 11, 810 05 Bratislava 1
Tel.: +421 902 681 422
E-mail: gabriel.foldes@stuba.sk,
silvia.kohnova@stuba.sk,
marija.labat@stuba.sk

**EFFECT OF WATER ON BIMODALITY OF AIR TEMPERATURE
DISTRIBUTION FUNCTIONS AND CHANGES IN T -YEAR AIR
TEMPERATURE VALUES IN HURBANOVO**

Pavla Pekárová, Ján Pekár, Pavol Miklánek

Variability and long-term trends in air temperature are in the interest of hydrologists in recent decades as they can affect the global hydrological cycle and water balance in river basins. The estimation of the T -year minimum and maximum mean daily air temperature is associated with the problem of selection of the distribution functions of these series. The histograms of the daily air temperature series manifest the two-peak (bimodal) shape in many stations all over the world. It is not feasible to describe the distribution function of bimodal distribution through single mean value and single standard deviation. In the present study the T -year values of air temperature are estimated for three temperature indexes in station Hurbanovo: 1. series of maximum mean daily air temperature of the year $T_{d,max}$, 2. series of mean annual air temperature of the year T_d ; and 3. series of minimum mean daily air temperature of the year $T_{d,min}$. Change in the theoretic distribution curve of the mean daily air temperature indexes is compared during two subperiods of the instrumental period 1872–2017. Generally, the changes in temperature design values are more marked in case of minimum temperatures, e.g. the value of 100-year minimum mean daily air temperature increased by more than 5 °C. The 100-year maximum mean daily air temperature increased by 1.88 °C in Hurbanovo.

KEY WORDS: air temperature, Hurbanovo, bimodal distribution, T -year values

VPLYV VODY NA BIMODALITU DISTRIBUČNÝCH FUNKCIÍ TEPLOTY VZDUCHU A ZMENY N -ROČNÝCH HODNÔT TEPLOTY VZDUCHU V HURBANOVE. Variabilita a dlhodobé trendy teploty vzduchu sú v posledných desaťročiach v centre pozornosti hydroológov, pretože môžu ovplyvniť globálny hydrologický cyklus a bilanciu vody v povodiach. Určenie N -ročných minimálnych a maximálnych priemerných denných hodnôt teploty vzduchu je spojené s problémom nájdenia distribučných funkcií týchto radov. V mnohých staniaciach na svete majú histogramy denných radov teploty vzduchu dvojvrcholový (bimodálny) tvar. Opísať distribučnú čiaru bimodálnej distribúcie jednou strednou hodnotou a jednou smerodajnou odchýlkou nie je prípustné. V predloženom príspevku sú na príklade údajov zo stanice Hurbanovo určené N -ročné hodnoty teploty vzduchu pre tri teplotné indexy: 1. rad zostavený z maximálnych priemerných denných teplôt vzduchu v roku $T_{d,max}$; 2. rad priemerných ročných teplôt vzduchu T_d ; a 3. rad minimálnych priemerných denných teplôt vzduchu v roku $T_{d,min}$. Porovnané sú zmeny teoretických distribučných čiar pre rady vybraných indexov za rôzne časové obdobobia rokov 1872 – 2017. Vo všeobecnosti výraznejšie zmeny návrhových hodnôt teplôt nastali v prípade minimálnych teplôt, hodnoty 100-ročnej minimálnej priemernej dennej teploty sa zvýšili o viac ako 5 °C. Storočná maximálna priemerná denná teplota vzduchu v Hurbanove sa zvýšila o 1,88 °C.

KLÚČOVÉ SLOVÁ: teplota vzduchu, Hurbanovo, bimodálne rozdelenie, N -ročné hodnoty

Úvod

The knowledge of the extreme air temperature development is very important for hydrology and water balance in each country (Szolgay et al., 2002; 2007). The natural processes usually display the unimodal (single-peak) symmetric shape of the histogram (distribution function).

In case of the air temperature it is valid e.g. for the series of mean annual air temperature, or seasonal air temperature series. In majority of stations over the world the distribution of mean daily air temperatures has bimodal (two peak) shape. Majority of stations in Slovakia belongs to this type as well. At station Hurbanovo (Fig. 1a), the histogram of mean daily air

temperature, as well as histograms of minimum/maximum daily air temperature, have bimodal shape. Fig. 1a demonstrates that one peak occurs in class of +2°C. The bimodality of the mean daily air temperature histograms is usually explained through different conditions during summer and winter seasons. We are of the opinion that the reason for occurrence of increased number of mean daily temperatures in span of 0 to +2°C is the amount of heat used in liquid/solid state transition in wider surroundings of the climatic station (in atmosphere, in soil, in rivers and lakes) and vice versa (Pekárová et al., manuscript). Due to it the temperature between 0° and +2°C occurs more often and they have higher frequency. In high mountain stations (e.g. Lomnický štít), where the mean annual air temperature is near to 0°C the both peaks merge into single peak and the histogram obtains single peak/unimodal shape (Fig. 1b).

Bimodality of the distribution functions of air temperature series complicates the possibility of selection of the theoretical distribution function of daily air temperature series and the estimation of the distribution of daily (minimum, mean, maximum) air temperatures in future in conditions of the expected atmosphere warming based on historical observations. At the same time the knowledge of the future development of temperature is in the center of interests of each country due to the increasing impact of increasing air temperature on society and economy (Melo et al., 2007; Melo and Lapin, 2000).

In this paper we focused on assessment of changes of the theoretical distribution functions of selected series of minimum and maximum (mean daily) air temperatures at station Hurbanovo during four 60-years periods: 1872–1931, 1901–1960, 1931–1990, 1958–2017.

Data used and methods

For the statistical analysis of the air temperature we have used 146-years long series of mean daily air temperature from the Hurbanovo observatory (Fig. 2) of the period 1872–2017. The meteorological station at Hurbanovo (with its former name Ó Gyalla – Stará Ďala) is a representative station for the relatively arid region of the Danubian lowland region (Petrovič, 1960; Konček, et al., 1974; Lapin, 2004; Faško et al., 2008; Halmová et al., 2015). The Hurbanovo station (latitude 47.9°N; longitude 18.2°E, m a.s.l.) ranks among the best meteorological stations in Central Europe providing sufficiently long, high quality, and homogenous observations. The meteorological observatory is situated in the large garden on the northern edge of the small city of Hurbanovo. Regular measurements of the air temperature [°C] and precipitation [mm] started in 1876 at this station. The period 1871–1875 was completed according to the Komarno station (distance of 20 km from Hurbanovo). The data are collected in the database of the Slovak hydro-meteorological institute (SHMI). The climatic station Hurbanovo (115 m a.s.l.) is the representative station of

the southwestern region of Slovakia. The air temperature observations were carried on climatic schedule on 7 a.m. (T_7), 2 p.m. (T_{14}) and 9 p.m. (T_{21}) of the middle local time in Slovakia. The daily mean of air temperature (T_d) was recalculated according to formula: $T_d = (T_7 + T_{14} + 2T_{21})/4$ in Hurbanovo after the year 1921. The series of mean daily air temperature was used to prepare three 146-years series of following air temperature indexes in °C:

$T_{d,max}$ – series of maximum mean daily air temperature for each year (1 datum per year),

T_a – series of mean annual air temperature (1 datum per year),

$T_{d,min}$ – series of minimum mean daily air temperature for each year (1 datum per year).

We can see the gradual increase of air temperature during the four periods at Hurbanovo in Table 1, where are the long-term characteristics of air temperature. The long-term mean air temperature increased by 0 1.64°C.

Table 1. Climatic station Hurbanovo, long-term mean daily air temperature $T_{d,mean}$, long-term minimum mean daily $T_{dmin,a}$ and long-term maximum mean daily $T_{dmax,a}$ air temperature during various periods in °C

Tabuľka 1. Klimatická stanica Hurbanovo, dlhodobá priemerná denná teplota vzduchu $T_{d,mean}$, dlhodobá minimálna priemerná denná $T_{dmin,a}$ a dlhodobá maximálna priemerná denná $T_{dmax,a}$ teplota vzduchu za rôzne obdobia v °C

Period Obdobie	$T_{d,mean}$	$T_{dmin,a}$	$T_{dmax,a}$
1872–1900	9.11	–24.2	28.7
1901–1930	9.50	–21.3	29.2
1931–1960	9.77	–21.4	30.2
1961–1990	9.98	–16.7	29.6
1991–2018	10.75	–14.8	32.0

Methods of T-year design values estimation

The estimation of so called design values of air temperature occurrence or exceedance of certain probability is done by theoretical functions of probability density distribution (distribution functions) in meteorology and climatology. The 40-years series of observations can be applied for relatively credible estimation of extreme values with up to 100 years probability of exceedance/non exceedance. These values become to be used in several branches, e.g. in health care (waves of heat or extreme cold), in engineering, or in hydrology (Kysely,

2002; 2004).

The selection of the theoretical distribution function is based on histograms. Histograms belong to basic statistical procedures of the graphical processing of the long time series. They allow showing of the frequency of values in individual classes during the selection of the theoretical frequency distribution function. If we want to assess the T -year design values of air temperature, we have to construct the distribution function for the given period. Histograms of the series of mean daily air temperature are bimodal in many cases (Fig. 3). The construction of the theoretical distribution function of mean daily air temperature with multimodal shape is a complicated problem. This problem can be avoided, e.g. by construction of the distribution curve for individual days of the year or individual months of

the year. Such histograms are unimodal (single-peak), and in most of the cases the T -year design values can be estimated using the simple normal (Gaussian) distribution function. During the winter months of December to February the histograms are asymmetric, the temperatures near 0°C occur more frequently.

The other way how to solve this problem is to select each year single most extreme value of the selected characteristic, and to assess the T -year air temperature value using such processed time series. This approach was used in this study.

The results are presented for the station Hurbanovo, because this station offers the longest homogeneous series of observation since the year 1872 and it gives us the opportunity to analyze the changes of T -year design temperatures in different time periods.

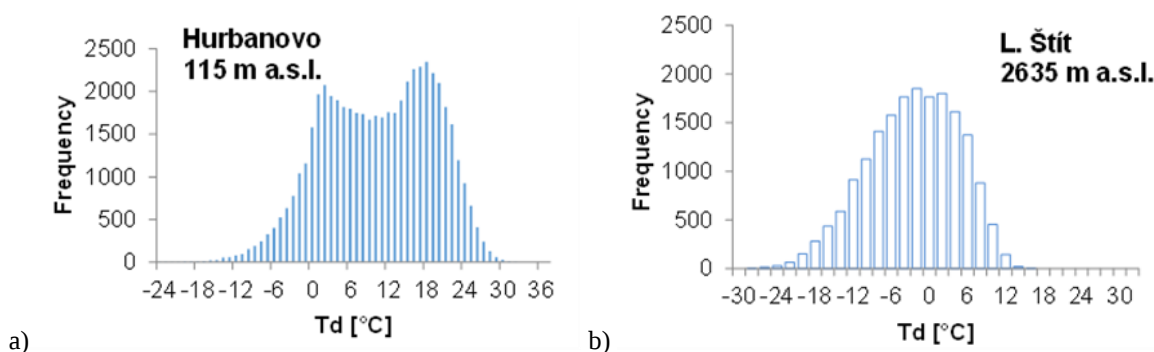


Fig. 1. Histogram of the mean daily air temperature (T_d), a) in climatic station Hurbanovo, period 1872–2017, b) in climatic station Lomnický štít.

Obr. 1. Histogram súboru priemerných denných teplôt vzduchu (T_d), a) v klimatickej stanici Hurbanovo, za obdobie 1872 – 2017, b) v klimatickej stanici Lomnický štít.

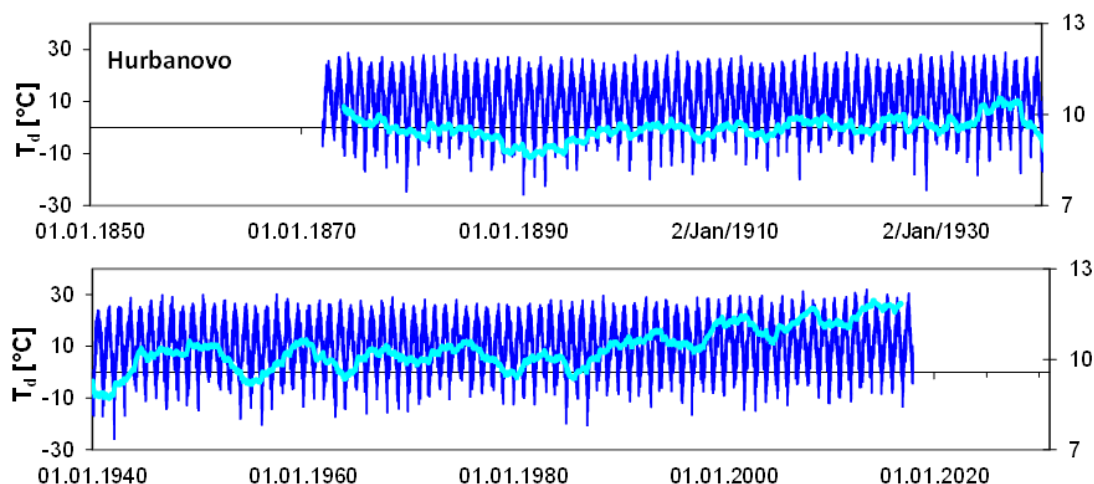


Fig. 2. Mean daily air temperature (dark blue line) in station Hurbanovo (1872–2017) and 4- year moving average of daily values (light green line, right axis).

Obr. 2. Priebeh priemerných denných teplôt vzduchu (tmavomodrá čiara) v stanici Hurbanovo (1872 – 2017) a priebeh 4-ročných kľzavých priemerov denných hodnôt (svetlomodrá čiara, mierka je na osi vpravo).

Results

T-year design values of different air temperature indexes in Hurbanovo

The basic assumption for the estimation of the distribution functions is the homogeneity and stationarity of the measured time series. It is generally valid that the air temperature series are not stationary, but they are influenced by multiannual variability and the long-term trend of increase (Brázdil et al., 1996; Hansen et al., 2010; Pekárová et al., 2011; Labudová et al., 2015, GISTEMP Team, 2019). The long-term development of the global air temperature over the world is plotted in Fig. 4

according to Hansen et al. (2010), the station Hurbanovo is not included in his set of stations. More information can be found at <http://www.shmu.sk/sk/?page=2049&id=975>.

The development of time series of maximum, mean and minimum daily temperature at Hurbanovo is in Fig. 5. In Fig. 5b we can see that the mean annual temperature series at Hurbanovo corresponds with the worldwide development of the global temperature during the period 1880–2017. During the period 1930–1985 the trend of mean daily temperature was negligible at Hurbanovo, but it has got significant increasing trend since the year 1985. Therefore the air temperature series are not stationary at Hurbanovo. In order to partially eliminate this fact, we

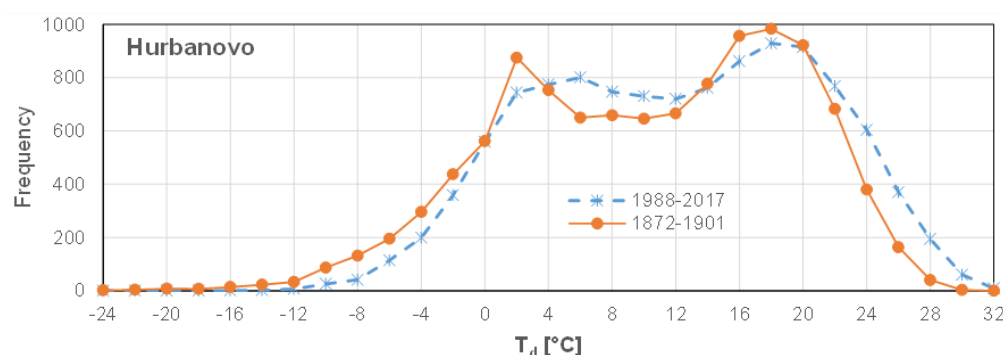


Fig. 3. Change of the distribution curve of the mean daily air temperature in station Hurbanovo. Full line with points – old 30-years period 1872–1901, dashed line – new 30-years period 1988–2017.

Obr. 3. Zmena distribučnej čiary priemerných denných teplôt vzduchu v stanici Hurbanovo. Plná čiara s bodmi – staré 30-ročné obdobie 1872 – 1901, prerušovaná čiara – nové 30-ročné obdobie 1988 – 2017.

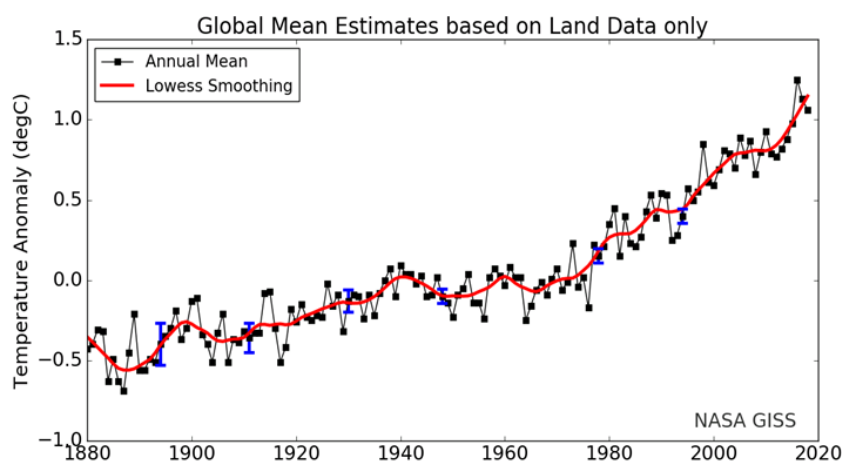


Fig. 4. Atmosphere temperature index, 1880 to present, differences to base period 1951–1980. The solid black line with dots is the global annual average and the solid red line is the five-year lowess smooth. [This is an update of Fig. 9a) in Hansen a kol. (2010) The black line with the points is the global annual average and the red line represents the five year filter].

Obr. 4. Index teploty atmosféry, odchýlky od obdobia 1951 – 1980. Čierna čiara s bodmi je globálny ročný priemer a červená čiara znázorňuje päťročný filter. [Aktualizácia obrázka 9a) v práci Hansen et al. (2010)].

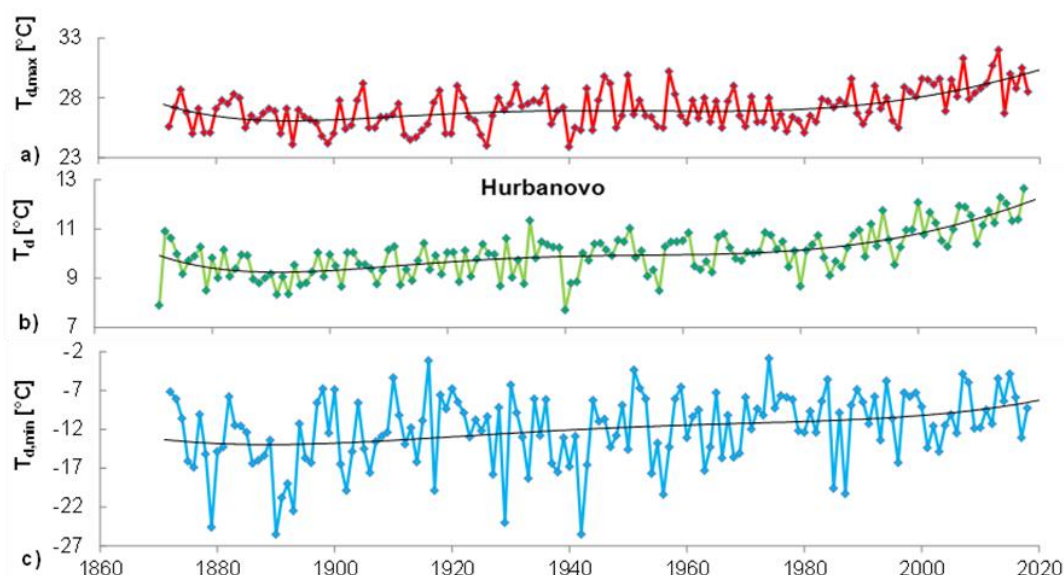


Fig. 5. Time series of annual air temperature indexes in station Hurbanovo (1872–2017), a) series of maximum mean daily air temperature of the year $T_{d,max}$, b) series of mean annual air temperature of the year T_d , c) series of minimum mean daily air temperature of the year $T_{d,min}$.

Obr. 5. Časový vývoj radov indexov ročných hodnôt teploty vzduchu v stanici Hurbanovo (1872 – 2017), a) rad maximálnych priemerných denných teplôt vzduchu za rok $T_{d,max}$, b) rad priemernej ročnej teploty vzduchu v roku T_d , c) rad minimálnych priemerných denných teplôt vzduchu za rok $T_{d,min}$.

have subdivided the data series of the whole period 1872–2017 into four 60-years subperiods: 1. 1872–1931; 2. 1901–1960; 3. 1931–1990 and 4. 1958–2017 and we estimated the parameters of theoretical distribution functions for all subperiods. We are aware of the fact that even the 60-years periods do not fulfill the condition of stationarity, but if we want to estimate the 200-year design values of air temperature, we need to apply the longer series.

We used software STATGRAPHICS PLUS for the statistical processing of the series. The graphical presentation of changes in statistical characteristics of three given series ($T_{d,min}$, T_d , and $T_{d,max}$) is made using Box-and-Whisker plots (Fig. 6 left) for the whole period and for the four subperiods (subperiods are labeled as 1, 2, 3, 4). These plots demonstrate the significant statistical data of the time series. The plots divide data into 4 equal frequency regions. The rectangles include 50 percent of data; the mean value is plotted as vertical line inside the rectangle. The left horizontal line represents the first quartile, the right one the upper quartile. Individual points (small rectangles) show the temperatures exceeding certain limits (dubious extremes). The plots show the gradual shift to higher temperatures.

We have also calculated the basic statistical characteristics of the selected time series of Hurbanovo station for the whole period and four subperiods: 1. 1872–1931; 2. 1901–1960; 3. 1931–1990 and 4. 1958–2017. The results are summarized in Table 2.

We have also tested the suitability of the Gaussian (normal) distribution for estimation of the probability distribution of the series. The statistical tests have shown, that for estimation of the T -year values of selected temperature indexes it is possible to apply the normal probability distribution. The right plots on Fig. 6 show the probability distribution of particular indexes, but only for three periods – the bold line for the whole period 1872–2017, the thin line for the oldest subperiod 1872–1931, and the middle line for the newest subperiod 1958–2017.

From the theoretical distribution functions we have estimated the T -year values of selected air temperature indexes for selected periods in station Hurbanovo. We have to notice that for the minimum temperatures we are interested in bottom/left end of the distribution curve – probability of non exceedance 0,01 %, and for the maximum temperatures we are interested in upper/right end of the distribution curve – probability of exceedance 0,99 % (in case of 100-year design values). Results of the basic statistical characteristics of studied three indexes and T -year temperatures (50-, 100- and 200-year values) are in Table 2.

Conclusions and discussion

Variability of extreme air temperatures is in scope of interest of climatologists, hydrologists and the whole society in last decades, because it can impact the global

hydrological cycle and energetic balance of the Earth. From the frequency analysis of the air temperature observations at Hurbanovo during last 146 years it follows that the statistically significant change has occurred of the distribution curve of the mean daily air temperature (Fig. 3).

Table 2. Basic statistical characteristics of the selected temperature series of the station Hurbanovo for the whole period and 4 subperiods: 1. 1872–1931; 2. 1901–1960; 3. 1931–1990 and 4. 1958–2017

Tabuľka 2. Základné štatistické charakteristiky vybraných teplotných radov zo stanice Hurbanovo za celá obdobie a v štyroch obdobiach: 1. 1872 – 1931; 2. 1901 – 1960; 3. 1931 – 1990 a 4. 1958 – 2017

	$T_{d,min}$	T_d	$T_{d,max}$
1872–2017			
Mean	–12.00	10.00	27.07
Std. Dev.	4.58	0.88	1.61
50	–21.41		30.38
100	–22.65		30.81
200	–23.80		31.22
1. 1872–1931			
Mean	–13.11	9.52	26.43
Std. Dev.	4.92	0.64	1.35
50	–23.21		29.20
100	–24.55		29.56
200	–25.78		29.90
2. 1901–1960			
Mean	–12.52	9.75	26.79
Std. Dev.	4.66	0.71	1.54
50	–22.09		29.96
100	–23.36		30.38
200	–24.52		30.76
3. 1931–1960			
Mean	–11.81	9.97	27.01
Std. Dev.	4.43	0.71	1.39
50	–20.91		29.86
100	–22.11		30.24
200	–23.22		30.58
4. 1958–2017			
Mean	–10.34	10.55	27.69
Std. Dev.	3.62	0.82	1.61
50	–17.78		31.00
100	–18.76		31.44
200	–19.67		31.84

In the present study the T -year values of air temperature were estimated for three temperature indexes in station Hurbanovo: 1. series of maximum mean daily air temperature of the year $T_{d,max}$; 2. series of mean annual air temperature of the year T_d ; and 3. series of minimum mean daily air temperature of the year $T_{d,min}$. Change in

the theoretic distribution curve of the mean daily air temperature indexes were compared during two subperiods of the instrumental period 1872–2017. The 100-year minimum mean daily air temperature $T_{d,min}$ was -24.55°C in the span 1872–1931, and -18.76°C in the span 1958–2017, respectively. The 100-year maximum mean daily air temperature $T_{d,max}$ was 30.81°C in the span 1872–1931, and 31.44°C in the span 1958–2017, respectively. Generally, the changes in temperature design values are more marked in case of minimum temperatures, e.g. the value of 100-year minimum mean daily air temperature increased by more than 5°C . The 100-year maximum mean daily air temperature increased by 1.88°C in Hurbanovo.

In two years' time the next 30-years period of observations 1990–2020 will be available and we shall have a chance to update the analysis and to compare the development in different periods. Our results indicate that the temperature characteristics of the new period will differ significantly from the period 1961–1990, which was quite stable and calm in our region. The period 1931–1960 was more extreme. We suppose that even the 60-years period is not sufficient enough for estimation of T -year values. Therefore it is necessary to use the longest possible series for estimation of the T -year values and not to settle with the assumption of the permanent temperature increase (Charvátová and Štrešník, 1995, 2004; Charvátová, 2008, Möner, 2018). It is interesting that according to the study of Gasparrini et al. (2015) the low temperatures have more unfavorable impact on human mortality than high temperatures.

Acknowledgement

This report was supported by the project VEGA 2/0004/19 and project ITMS 26240120004 Center of Excellence of Integrated Flood Protection, supported by the Operational Program Research and Development financed by the European Regional Development Fund.

References

- Brázdil, R., Budíková, M., Auer, I., Bohm, R., Cegnar, T., Faško, P., Lapin, M., Gajič-Čapka, M., Zaninovič, K., Koleva, E., Niedzwiedz, T., Ustrnul, Z., Szalai, S., Weber, R., O. (1996): Trends of maximum and minimum daily temperatures in Central and South-eastern Europe. *International Journal of Climatology*, vol. 16, 765–782.
- Faško, P., Lapin, M., Pecho, J. (2008): 20-year extraordinary climatic period in Slovakia. *Meteorologický časopis*, 11, 99–105.
- Gasparrini, A., Guo, Y., Hashizume, M., Lavigne, E., Zano-betti, A., Schwartz, J., Tobias, A., Tong, S., Rocklöv, J., Forsberg, B., Leone, M., De Sario, M., Bell, M.L., Yue-Liang Leon Guo, Chang-fu Wu, Haidong Kan, Seung-Muk Yi, Micheline de Sousa Zanotti Stagliorio Coelho, Paulo Hilario Nascimento Saldiva, Yasushi Honda, Ho Kim, Armstrong, B. (2015): Mortality risk attributable to high and low ambient temperature: a multicountry observational study. *Lancet* 2015, vol.

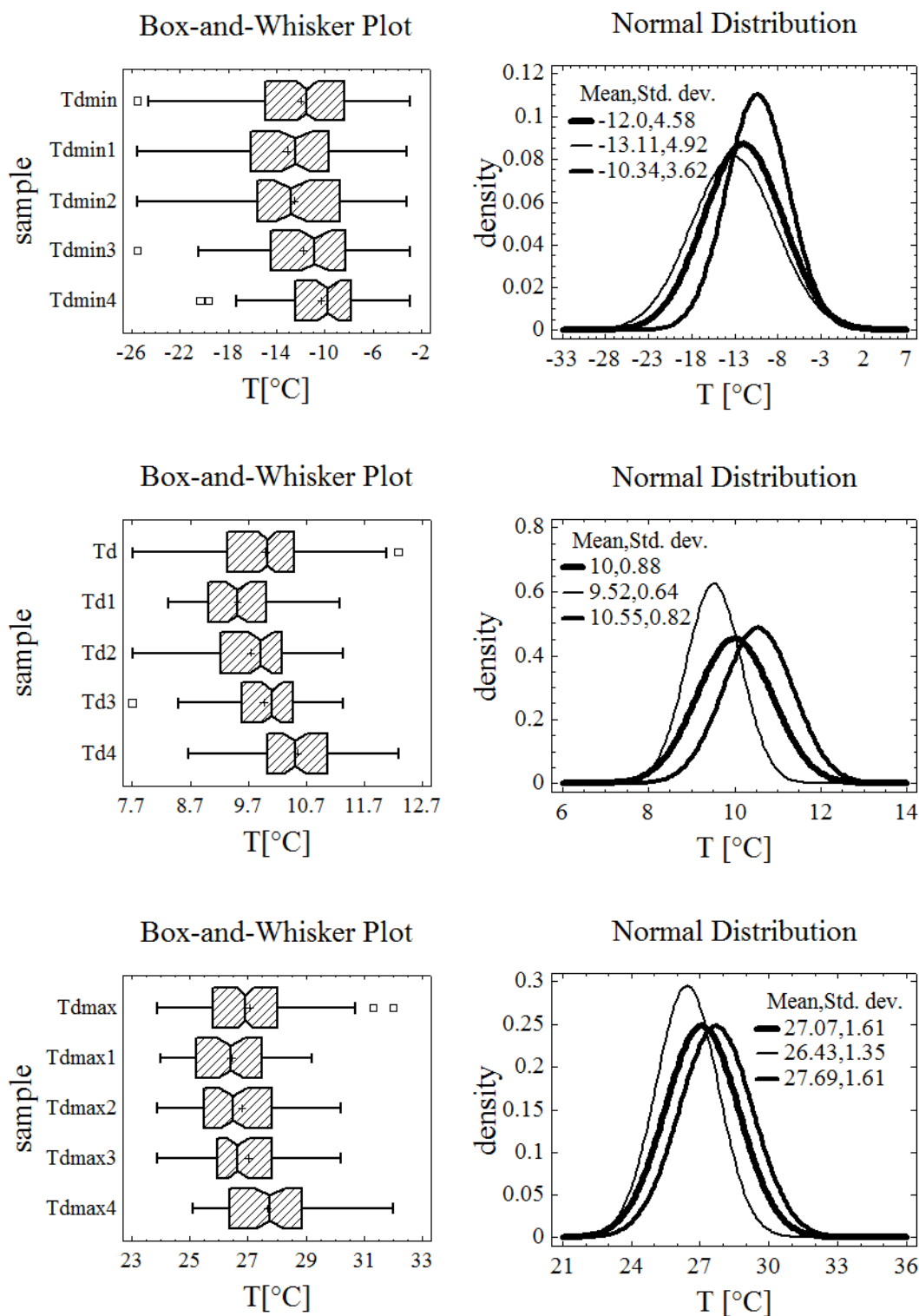


Fig. 6. Graphical presentation of differences between series: upper $T_{d,min}$, center T_d ; and below $T_{d,max}$; left: Box and Whisker plot for the whole period and 4 subperiods; right: distribution densities for the whole period and two 60-years subperiods 1. 1901–1960 and 2. 1958–2017.

Obr. 6. Grafické znázornenie rozdielov radov: hore $T_{d,min}$, v strede T_d ; a dole $T_{d,max}$. vľavo: Box a Whisker obrázok za celé obdobie a 4 podobdobia; vpravo: hustoty rozdelenia za celé obdobie a dve 60-ročné obdobia 1. 1901 – 1960 a 2. 1958 – 2017.

- 386, issue 9991, 369–375. DOI:https://doi.org/10.1016/S0140-6736(14)62114-0.
- GISTEMP Team, (2019): GISS Surface Temperature Analysis (GISTEMP). NASA Goddard Institute for Space Studies. Dataset accessed 2019-02-14 at <https://data.giss.nasa.gov/gistemp/>.
- Halmová, D., Pekárová, P., Olbřímek, J., Miklánek, P., Pekár, J. (2015): Precipitation Regime and Temporal Changes Central Danubian Lowland Region. *Advances in Meteorology*, Vol 2015, Article ID 715830, 12.
- Hansen, J., R. Ruedy, M. Sato, Lo, K. (2010): Global surface temperature change. *Rev. Geophys.*, 48, RG4004, doi:10.1029/2010RG000345.
- Charvátová, I., (2008): Long-term predictive assessments of solar and geomagnetic activities made on the basis of the close similarity between the solar inertial motions in the intervals 1840–1905 and 1980–2045. *New astronomy*, 14, 25–30.
- Charvátová, I., Střeščík, J., (1995): Long-term changes of the surface air-temperature in relation to solar inertial motion. *Climatic Change*, 29, 3, 333–352.
- Charvátová, I., Střeščík, J., (2004): Periodicities between 6 and 16 years in surface air temperature in possible relation to solar inertial motion. *J. of Atmospheric and Solar-Terrestrial Physics* 66, 219–227.
- Konček, M. (ed). (1974): *Klíma Tatier*. VEDA. Slovenská Akadémia Vied: Ústav Meteorológie a Klimatol., 885.
- Kyselý, J. (2002): Probability estimates of extreme temperature events: stochastic modelling approach versus extreme value distributions. *Stud Geophys Geod* 46: 93–112.
- Kyselý, J. (2004): Mortality and displaced mortality during heat waves in the Czech Republic. *Int. J. Biometeorol.* 91–97. DOI 10.1007/s00484-004-0218-2.
- Labudová, L., Faško, P., Ivaňáková, G. (2015): Changes in climate and changing climate regions in Slovakia. *Morav. Geogr. Rep.*, 23, 71–82.
- Lapin, M., (2004): Detection of changes in the regime of selected climatological elements at Hurbanovo. *Contr. to Geophysics and Geodesy*. 34/2, 169–193.
- Melo, M., Lapin, M. (2000): Teplotné scenáre pre Slovensko založené na výstupoch kanadských klimatických modelov. *Geografický časopis*, 52(2): 151–165.
- Melo, M., Lapin, M., Damborská, I. (2007): Detection of climatic trends and variability at Hurbanovo. In: Střelcová, K., Škvarenina, J., Blaženc, M. [eds.]: “Bioclimatology and natural hazards”. Presented at International Scientific Conference, Poľana nad Detvou, Slovakia, September 12.–20. 2007.
- Mörner, N., A. (2018): Anthropogenic Global Warming (AGW) or Natural Global Warming (NGM). Voice of the Publisher. Vol.04 No.04, 51–59. <https://www.scirp.org/journal/vp/>.
- Pekárová, P., Miklánek, P., Halmová, D., Onderka, M., Pekár, J., Kučárová, K., Liová, S., Škoda, P. (2011): Long-term trend and multi-annual variability of water temperature in the pristine Bela River basin (Slovakia). *J. Hydrol.*, no. 400, 333–340.
- Pekárová, P., Miklánek, P., Pekár, J. (2018): Why do some places show a bimodal distribution of daily air temperature?, manuscript of paper, 18.
- Petrovič, Š. (ed), (1960): *Klimatické pomery Hurbanova*. HMÚ, Praha, 138 – 161. Petrovic, S. Ed., *Climate Conditions of Hurbanovo (Slovakia)*, Hydrometeorological Institute, Prague, Czech Republic, 1960.
- SHMÚ <http://www.shmu.sk/sk/?page=2049&id=975>.
- Szolgay, J., Hlavčová, K., Kalaš, M. (2002): Určovanie vplyvu klimatickej zmeny na odtokový proces. *J. of Hydrol. Hydromech.*, 50, 4., 341–371.
- Szolgay, J., Hlavčová, K., Lapin, M., Parajka, J., Kohnová, S. (2007): *Vplyv zmeny klímy na odtokový režim na Slovensku*. Key Publishing, Ostrava, 152.
- Výberčí, D., Pecho, J., Faško, P., Bochníček, O. (2018): Teplé a chladné obdobia na Slovensku (1951–2017) v kontexte klimatickej zmeny. *Meteorol. J.*, 21, č. 2, 101 – 108. ISSN 1335-339X.

VPLYV VODY NA BIMODALITU DISTRIBUČNÝCH FUNKCIÍ TEPLOTY VZDUCHU A ZMENY N- ROČNÝCH HODNÔT TEPLOTY VZDUCHU V HURBANOVE

Prírodné procesy majú zvyčajne jednovrcholový symetrický tvar histogramu (distribučnej funkcie). V prípade teploty vzduchu to platí napr. pre rady priemerných ročných teplôt vzduchu, alebo rady sezónnych teplôt. Vo väčšine staníc na svete však nadobúda rozdelenie denných hodnôt teploty vzduchu bimodálny tvar. K týmto staniciam patrí i väčšina staníc na Slovensku. Napr. v stanici Hurbanovo (obr. 1a), histogram priemerných denných teplôt vzduchu, ale aj histogramy minimálnych/maximálnych denných teplôt majú dvojevrcholový/bimodálny tvar.

Z obrázku 1a) je zreteľne vidieť, že jeden vrchol sa vyskytuje v triede okolo 2 °C. Bimodalita histogramu radu priemerných denných teplôt vzduchu sa zvyčajne vysvetľuje rôznymi podmienkami za letné a zimné

obdobie. My sa domnievame, že príčinou zvýšeného výskytu denných teplôt okolo 0 až 2 °C je množstvo tepla, ktoré je potrebné na zmenu skupenstva vody v širokom okolí klimatickej stanice (v atmosfére, v pôde, v riekach a jazerách) na ľad a naopak (Pekárová a kol., rukopis). Teplota okolo 0 °C – 2 °C sa tým pádom vyskytuje častejšie, má väčšiu početnosť. Vo vysokohorských staniciach (Lomnický štít), kde je priemerná ročná teplota vzduchu okolo 0 °C tieto dva vrcholy splyvajú do jedného vrcholu a histogram nadobúda jednovrcholový/unimodálny tvar (obr. 1b).

Bimodalita distribučných funkcií radov teplôt komplikuje možnosti odvodenia teoretickej distribučnej funkcie uvedených denných radov údajov a tým aj odhad rozdelenia denných (minimálnych, priemerných, maximálnych)

nych) teplôt vzduchu v budúcnosti pri očakávanom oteplení atmosféry na základe historických pozorovaní. Pri tom poznanie budúceho vývoja týchto hodnôt stojí v centre záujmu každej krajiny. V tomto článku sme sa zamerali na zhodnotenie zmien teoretických distribučných čiar pre rady vybraných indexov minimálnych a maximálnych (priemerných denných) teplôt vzduchu v stanici Hurbanovo za štyri 60-ročné časové obdobia: 1872 – 1931, 1901 – 1960, 1931 – 1990, 1958 – 2017. Pri štatistickej analýze teploty vzduchu sme použili 146-ročný rad priemerných denných teplôt vzduchu z observatória v Hurbanove (obr. 2) za obdobie 1872 – 2017. Z radu priemerných denných teplôt vzduchu sme zostavili tri 146-ročné rady teplotných indexov v °C:

$T_{d,max}$ – rad maximálnych priemerných denných teplôt vzduchu v roku (1 údaj za rok),

T_a – rad priemerných ročných teplôt vzduchu (1 údaj za rok),

$T_{d,min}$ – rad minimálnych priemerných denných teplôt vzduchu v roku (1 údaj za rok).

Základným predpokladom odhadu distribučných funkcií je homogénosť a stacionárnosť nameraných časových radov. Vo všeobecnosti platí, že rady teplôt vzduchu nie sú stacionárne, ale sú ovplyvnené viacročnou variabilitou a dlhodobým rastúcim trendom. Dlhodobý vývoj globálnej teploty vzduchu podľa Hansena a kol. (2010) na svete je znázornený na obr. 4 (v súbore staníc podľa Hansena nie je zahrnutá stanica Hurbanovo).

Časový priebeh radu maximálnej dennej, priemernej a minimálnej dennej teploty v Hurbanove je znázornený na obr. 5. Z obrázku 5b vidieť, že priebeh ročnej teploty v Hurbanove za obdobie 1880 – 2017 korešponduje s dlhodobým vývojom globálnej teploty vo svete. Napr. zatiaľ čo v období 1930 – 1985 bol trend radu priemernej dennej teploty v Hurbanove zanedbateľný, po roku 1985 má výrazný rastúci trend. Rady teploty vzduchu v Hurbanove teda nie sú stacionárne. Aby sme aspoň sčasti eliminovali tento fakt, rozdelili sme súbor údajov za celé obdobie 1872 – 2017 na štyri 60-ročné podobdobia: 1. 1872 – 1931; 2. 1901 – 1960; 3. 1931 – 1990 a 4. 1958 – 2017 a aj pre ne sme odhadli parametre teoretických distribučných funkcií. Uvedomujeme si, že ani 60-ročné obdobie nespĺňa podmienku stacionárnosti, ale keďže chceme odvodiť 200-ročné návrhové hodnoty teploty vzduchu, je potrebné použiť dlhší rad.

Pri štatistickom spracovaní sme použili softvér STATGRAPHICS PLUS. Na grafické znázornenie zmien štatistických charakteristík daných troch radov ($T_{d,min}$, T_d a $T_{d,max}$) pre celé obdobie a v štyroch podobdobiach (podobdobia sú značené 1, 2, 3, 4) sme použili grafy Box-and-Whisker (obr. 6 vľavo). Tento graf zobrazuje dôležité štatistické údaje o rade hodnôt. Graf rozdeľuje údaje na štyri rovnaké oblasti frekvencie. Obdĺžniky obklopujú 50 percent údajov; stredná hodnota je vykreslená ako vertikálna čiara vo vnútri obdĺžnika. Ľavá (dolná) horizontálna čiara znázorňuje prvý kvartil, pravá (horná) horizontálna čiara znázorňuje horný kvartil. Jednotlivé body na grafe znázornené malými štvorčekmi, znázorňujú teploty, kto-

ré prekračujú isté hranice (podozrivé extrémny). Z grafov vidieť postupný prechod k vyšším hodnotám teplôt.

Ďalej sme vypočítali základné štatistické charakteristiky vybraných teplotných radov zo stanice Hurbanovo pre celé obdobie a v štyroch podobdobiach: 1. 1872 – 1931; 2. 1901 – 1960; 3. 1931 – 1990 a 4. 1958 – 2017. Výsledky sú zhrnuté v tabuľke 2.

Následne sme testovali vhodnosť použitia Gaussovho (normálneho) rozdelenia na odhad rozdelenia pravdepodobnosti výskytu daných radov. Zo štatistických testov vyplynulo, že na odhad N -ročných hodnôt radov vybraných teplotných indexov je možné použiť normálne rozdelenie pravdepodobnosti. Na pravých grafoch obrázku 6 sú vykreslené rozdelenia pravdepodobnosti pre jednotlivé indexy, ale len pre tri časové obdobia – najhrubšou čiarou pre celé obdobie 1872 – 2017, pre najstarší rad - 1. obdobie 1872 – 1931, a pre najnovší rad - 4. obdobie 1958 – 2017.

Z teoretických distribučných funkcií sme odhadli N -ročné hodnoty vybraných indexov teploty vzduchu v stanici Hurbanovo pre dané obdobia. Treba upozorniť, že pre minimálne teploty nás zaujíma dolný/ľavý koniec distribučnej čiary – pravdepodobnosť prekročenia 0,01 %, a pre maximálne teploty horný/pravý koniec distribučnej čiary – pravdepodobnosť prekročenia 0,99 % (pre 100-ročné návrhové hodnoty). Výsledky základných štatistických charakteristík daných troch indexov a N -ročné teploty (50-, 100- a 200-ročné hodnoty) sú uvedené v tabuľke 2.

Variabilita extrémnych teplôt vzduchu je v posledných desaťročiach v centre záujmu klimatológov, hydrológov, i celej spoločnosti, nakoľko môže mať vplyv na celosvetový hydrologický cyklus a energetickú rovnováhu na Zemi. Z frekvenčnej analýzy meraní teploty vzduchu v klimatickej stanici Hurbanovo za plynulých 146 rokov vyplýva, že došlo k štatisticky významnej zmene distribučnej čiary radu priemerných denných teplôt vzduchu (obr. 3).

V príspevku sme sa sústredili na zostrojenie teoretických distribučných čiar radov minimálnych a maximálnych priemerných denných teplôt vzduchu (jedna hodnota za rok) za účelom odhadu ich N -ročných návrhových hodnôt. V tejto práci prezentujeme výsledky z klimatickej stanice Hurbanovo. Napr. 100-ročná minimálna priemerná denná teplota radu $T_{d,min}$ v období 1872 – 1931 bola $-24,55$ °C a v období 1958 – 2017 $-18,76$ °C. Storočná maximálna priemerná denná teplota radu $T_{d,max}$ v období 1872 – 1931 bola $30,81$ °C a v období 1958 – 2017 $31,44$ °C. Vo všeobecnosti výraznejšie zmeny návrhových hodnôt teplôt nastali v prípade minimálnych teplôt, hodnoty 100-ročnej teploty sa zvýšili o viac ako 5 °C. Sto ročná maximálna teplota sa zvýšila „len“ o 1,88 °C. Za dva roky bude dokončené ďalšie 30-ročné obdobie pozorovaní 1990 – 2020 v meteorológii využívané na výpočty charakteristík meteorologických údajov. Naše výsledky naznačujú, že v porovnaní s obdobím 1961 – 1990 sa výrazne zmenia teplotné charakteristiky a to nielen v stanici Hurbanovo. Obdobie 1961 – 1990 bolo z dlhodobého hľadiska rozptylu teplôt vzduchu v našom

regiónu obdobie netypicky pokojné. Obdobie 1931 – 1960 bolo extrémnejšie. Domnievame sa, že aj 60-ročné obdobie je nepostačujúce na N -ročných hodnôt. Preto na určenie N -ročných teplôt je potrebné použiť čo najdlhšie rady pozorovaní a neuspokojiť sa s predpokladom trva-

lých rastov teploty vzduchu (Charvátová a Střešník, 1995; 2004; Charvátová, 2008; Mörner, 2018). Zo štúdie Gasparrini a kol. (2015) vyplýva, že nízke teploty majú nepriaznivejší vplyv mortalitu človeka, než vysoké teploty.

RNDr. Pavla Pekárová, DrSc.
RNDr. Pavol Miklánek, PhD.
Ústav hydrológie SAV
Dúbravská cesta č. 9
841 04 Bratislava
E-mail: pekarova@uh.savba.sk

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

**HODNOTENIE SUCHA POMOCOU
METEOROLOGICKÝCH INDEXOV PRE LOKALITU NITRA**

Peter Šurda, Peter Rončák, Justína Vitková, Andrej Tárník

Prejavy sucha sa v posledných rokoch stali závažnejšími v dôsledku klimatickej zmeny. Schopnosť monitorovať podmienky vzniku sucha a hodnotiť jeho riziko je nevyhnutné pre vytvorenie účinného plánu adaptácie na suchu, najmä pre poľnohospodárske ekosystémy. Indexy sucha umožňujú charakterizáciu jeho výskytu a rozsahu, pričom najpoužívanejším indexom je štandardizovaný zrážkový index (SPI), ktorý odporúča Svetová meteorologická organizácia ako štandardný index sucha. Hoci hlavnou príčinou sucha je nedostatočná zrážková činnosť, nedávne štúdie poukázali aj na významnú úlohu teploty vzduchu a evapotranspirácie.

Cieľom práce bolo stanoviť mesačné hodnoty meteorologických indexov sucha pre výskumnú lokalitu Nitra v časovom horizonte 2004 – 2018 a analyzovať ich citlivosť na základe porovnania početnosti podľa nich stanovených suchých mesiacov. Použité boli indexy: SPI (štandardizovaný zrážkový index), PN (percentá normálu), DI (decily), MCZI (modifikovaný z-index) a ZSI (z-index), ktoré berú do úvahy hodnoty a rozdelenie denných zrážkových úhrnov. Druhotným cieľom práce bolo analyzovať a štatisticky potvrdiť vzťah medzi denným priebehom indexu EDI (efektívne sucho) a v dennom intervale meranou hodnotou vlhkosti hornej časti pôdneho profilu výskumnej lokality, t.j. potvrdiť možnosť použitia EDI pri signalizovaní rizika pôdneho sucha.

KĽÚČOVÉ SLOVÁ: meteorologické indexy sucha, pôdne sucho, Nitra

REGIONAL DROUGHT ASSESSMENT BASED ON THE METEOROLOGICAL INDICES FOR LOCALITY NITRA. In recent years the droughts have become more severe as a result of climate change. The ability to monitor drought conditions and assess its risk is essential for an effective drought adaptation plan, especially in agricultural ecosystems. Drought indices allow characterization of drought occurrence and extent. The most widely used is the Standardized Precipitation Index (SPI), which is recommended by the World Meteorological Organization as the standard drought index. Although the main cause of drought is lack of rainfall, recent studies have also pointed out the significant role of air temperature and evapotranspiration.

The aim of the work was to determine the monthly values of the meteorological drought indexes of the research site Nitra in the period 2014–2018 and to analyze their sensitivity based on the comparison of the determined droughts frequency. We used indexes: SPI (Standardized Precipitation Index), PNI (Percent of Normal Index), DI (Deciles index), MCZI (Modified CZI) and ZSI (Z-score Index), which take into account the values and distribution of daily precipitation amounts. The secondary aim of the work was to analyze and statistically confirm the relationship between daily EDI (Effective Drought Index) and in daily interval measured moisture content of the top soil of the research site, i.e. to confirm the possibility of using EDI to signal the soil drought risk.

KEY WORDS: meteorological indices of drought, soil drought, Nitra

Úvod

V nedávnej minulosti zažila Európa viaceré závažné obdobia sucha, a to nielen v semiaridných oblastiach Pyrenejského polostrova a v stredomorských regiónoch, ale na takmer celom jej území, od západnej po východnú Eu-

rópu, až po juh Škandinávie. Európske letné horúčavy v roku 2003 v kombinácii s predchádzajúcim predĺženým obdobím sucha spôsobili rozsiahly nedostatok plodín v častiach južnej Európy s celkovými škodami vo výške takmer 15 miliárd EUR (García-Herrera a kol., 2010). Koncom roka 2018 čelili časti severnej a strednej Európy

obdobiu nezvyčajne horúceho počasia, ktoré viedlo k rekordne vysokým teplotám a suchu (Euractiv, 2018). Sucho sa v posledných rokoch stalo významnou témou výskumu aj na Slovensku. V práci Zuzulová a kol. (2014) bol hodnotený vývoj sucha na Slovensku počas obdobia rokov 1951 – 2010 a stanovený klesajúci trend Palmerovho indexu závažnosti sucha pre SR za obdobie rokov 1951 – 1980 a stúpajúci trend pre interval rokov 1981 – 2010. V príspevku Vido a kol. (2015) bol sledovaný výskyt sucha vo vyšších nadmorských výškach na území Tatranského národného parku, významnej biologickej rezervácie stredoeurópskej fauny a flóry. Výsledky potvrdili, že frekvencia výskytu sucha v skúmanom území má cyklický charakter s približne 30-ročným obdobím opakovania. Podľa Takáča a kol. (2014) suché obdobia v rokoch 2012 a 2013 významnou mierou a vo veľkom plošnom rozsahu ovplyvnili produkciu plodín v poľnohospodárskych regiónoch Slovenska. Štúdia Nikolovej a kol. (2016) potvrdila rastúci trend výskytu závažného alebo extrémneho sucha v letnom období pre väčšinu skúmaných staníc v oblastiach nížin SR. V práci Vido a kol. (2016) bola analyzovaná fyziologická odozva drevín na strednom Slovensku na najsuchšie mesiace roku 2012. Šustek a kol. (2017) zdokumentoval vplyv suchého obdobia roku 2012 na pokles počtu druhov chrobákov na území Vysokých Tatier. Brezianská a kol. (2018), analyzovala výskyt sucha a znížených zásob pôdnej vody na lokalitách Záhorkej nížiny v období rokov 1961 – 2010. Fendeková a kol. (2018) skúmala časové rady údajov o prietokoch z dvanástich povodí na Slovensku v období rokov 1981 – 2015. Analýza zložiek vodnej bilancie za obdobie 1931 – 2016 dokázala, že v dôsledku neustáleho zvyšovania teploty vzduchu a evapotranspirácie dochádza k poklesu odtoku v rámci povodí Slovenska. Vo všeobecnosti je možné sucho klasifikovať na základe meteorologického, hydrologického, poľnohospodárskeho a socioekonomického prístupu. Možno konštatovať, že pretrvávajúce meteorologické sucho počas dlhšieho obdobia vedie k poľnohospodárskym a sociálno-ekonomickým dôsledkom. Nenasýtená zóna pôdy je integrálnou a dynamickou súčasťou hydrologického cyklu. Pôda je prvou zložkou Zeme, ktorá interaguje s atmosférickými meteorologickými javmi, infiltruje zrážky a transportuje ich do hlbších vrstiev profilu alebo opačným smerom do atmosféry prostredníctvom výparu. Pôdne sucho (nízka úroveň pôdnej vlhkosti) priamo ovplyvňuje rast a výnosy poľnohospodárskych plodín (Ciais a kol., 2005) a preto sa označuje aj ako poľnohospodárske sucho. Poľnohospodárske sucho je stavom, kedy dochádza k poškodeniu vegetácie a zhoršeniu ekologického zdravia územia, ktorý spôsobuje nízka úroveň pôdnej vlhkosti v koreňovej zóne v dôsledku zvýšenej evapotranspirácie (Otkin a kol., 2018). Vzhľadom na nedostatok priamo meraných hodnôt vlhkosti pôdy a na ťažkosti s ich priestorovou extrapoláciou boli vyvinuté alternatívne spôsoby charakterizácie stavu pôdneho sucha. Najbežnejší prístup využíva indexy sucha odvodené z klimatických charakteristík (Dai a kol., 2004; Mika a kol., 2005), zatiaľ čo iné prístupy sú založe-

né na princípe diaľkového prieskumu Zeme a na simulačných modeloch.

Veľké množstvo literatúry sa zaoberá monitorovaním sucha, ktoré sa vykonáva prostredníctvom indexov sucha, normalizovaných štatistických ukazovateľov odvodených z časových radov zrážkovo-deficitných období (Mishra a Singh, 2010). Populárnymi a pomerne často používanými indexmi sucha, odvodenými od zrážkových úhrnov sú SPI (Standardized Precipitation Index), PNI (Percent of Normal Index), DI (Deciles Index), EDI (Effective Drought Index) (Byun a Wilhite, 1999; Deo, 2011), MCZI (modified CZI) a ZSI (Z-Score Index). Indexy sucha sa stanovujú kombináciou klimatických a meteorologických premenných, z ktorých najdôležitejšími pri definovaní veľkosti a intenzity sucha sú denné zrážkové úhrny (Alley, 1984; Chang a Kleopa, 1991).

Cieľom predkladanej práce bolo: i) stanoviť mesačné hodnoty meteorologických indexov sucha výskumnej lokality Nitra v časovom horizonte 2004 – 2018; ii) analyzovať a štatisticky potvrdiť vzťah medzi denným priebehom indexu EDI (efektívne sucho) a hodnotou vlhkosti hornej časti pôdneho profilu výskumnej lokality meranou v dennom intervale.

Materiál a metódy

Experimentálna lokalita a databáza zrážkových úhrnov

Priame meranie vlhkosti pôdy (θ) prebehlo na experimentálnej lokalite Slovenskej poľnohospodárskej univerzity Dolná Malanta, ktorá je situovaná v rámci geomorfologickej jednotky Podunajská pahorkatina v časti Nitrianskej pahorkatiny (obr. 1). Morfologicko-morfometrický typ reliéfu je mierne až stredne členitá pahorkatina. Zastúpenosť pôd: hnedozeme kultizemné, lokálne modálne a regozeme kultizemné a modálne karbonátové, zo spraši, zrnitostne hlinité.

Malanta spadá pod klimatickú oblasť teplú, mierne suchú s miernou zimou (Atlas krajiny SR, 2002). Základným súborom vstupných údajov boli denné zrážkové úhrny (H_z), ktoré boli merané na meteorologickej stanici Katedry biometeorológie a hydrológie SPU Nitra za obdobie 2004 – 2018.

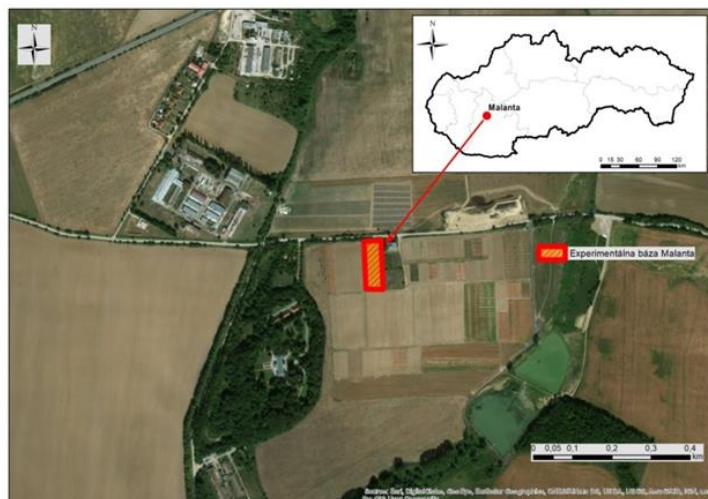
Metodika merania pôdnej vlhkosti

Meranie objemovej vlhkosti pôdy bolo realizované použitím dielektrických senzorov 5TM od firmy Decagon Devices, ktoré boli inštalované do hĺbky 5 – 10 cm pod povrchom terénu. Na sledovanej, poľnohospodársky využívannej ploche boli umiestnené 4 senzory. Kontinuálne merania v 5-minútových intervaloch boli zaznamenávané použitím datalogerov EM50 (od firmy Decagon Devices).

Meteorologické indexy sucha

SPI (štandardizovaný index zrážok)

SPI je najpopulárnejším indexom sucha, vo vedeckých



Obr. 1. Experimentálna báza Malanta pri Nitre

Fig. 1. Experimental base Malanta near Nitra

kruhoch veľmi často používaným na charakterizáciu meteorologických období sucha. McKee a kol. (1995) definoval SPI pre rôzne časové intervaly (1, 3, 6, 12, 24 a 48 mesiacov), pričom stanovené hodnoty sa pohybovali v intervale od $-2,0$ do $2,0$. Keďže údaje o zrážkových úhrnoch majú gama rozdelenie, SPI sa vypočíta nasledovne s použitím distribučnej funkcie gama rozdelenia:

$$g(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}} \quad (x > 0) \quad (1)$$

kde

$\Gamma(\alpha)$ – funkcia gama,

x – zrážkový úhrn ($x > 0$), [mm],

α – parameter tvaru ($\alpha > 0$),

β – parameter mierky ($\beta > 0$).

Viac podrobností možno nájsť v publikáciách Edwards a McKee (1997) a Dogan a kol. (2012).

PNI (percentá normálu)

Index PNI popísal Willeke a kol. (1994) ako percento normálu časového radu zrážkových úhrnov. Môže byť počítaný pre rôzne časové intervaly (mesačné, sezónne a ročné). Zistilo sa, že PNI je pomerne účinným indexom pri opise sucha v rámci jedného regiónu alebo počas jednej sezóny (Hayes, 2006).

Hodnota PNI sa vypočíta ako:

$$PNI = \frac{P_i}{P} \times 100 \quad (2)$$

kde

P_i – zrážkový úhrn skúmaného časového intervalu [mm],

P – hodnota normálu (obvykle 30-ročného radu) zrážkového úhrnu skúmaného obdobia [mm].

DI (decily)

Index DI bol definovaný ako klasifikácia zrážkových úhrnov v určitom časovom intervale v rámci celého skúmaného obdobia (Gibbs a Maher, 1967). Konkrétne sú mesačné údaje o historických zrážkach triedené od najnižších po najvyššie a sú rozdelené do desiatich rovnakých kategórií alebo decilov. Zrážky v danom mesiaci tak môžu byť zaradené do historického kontextu prostredníctvom decilov.

MCZI (modifikovaný z-index)

Národné klimatické centrum v Číne vyvinulo CZI v roku 1995 ako alternatívu k SPI (Ju a kol., 1997). Za predpokladu, že priemerné zrážkové úhrny majú Pearsonovo rozdelenie III. typu, CZI sa počíta ako:

$$CZI_{ij} = \frac{6}{c_{si}} \times \left(\frac{c_{si}}{2} \times \varphi_{tj} + 1 \right)^{1/3} - \frac{6}{c_{si}} + \frac{c_{si}}{6} \quad (3)$$

kde

i – sledované časové rozpätie,

j – aktuálny mesiac,

CZI_{ij} – vyjadruje sumu hodnôt CZI aktuálneho mesiaca j za obdobie i ,

c_{si} – koeficient šikmosti,

φ_{tj} – štandardizovaná variancia.

MCZI sa počíta použitím vyššie uvedeného vzorca (3), s tým rozdielom, že medián zrážkového úhrnu je nahradený hodnotou aritmetického priemeru.

ZSI (z-súčet)

Index ZSI býva v odborných kruhoch občas zamieňaný

s SPI. Tento index sucha je skôr analógiou k CZI, nepracuje však s gama ani s Pearsonovým rozdelením údajov o zrážkových úhrnoch. ZSI možno vypočítať podľa nasledujúcej rovnice:

$$ZSI = \frac{P_i - \bar{P}}{SD} \quad (4)$$

kde

$\bar{P}$ – priemerný mesačný úhrn zrážok [mm],
 P_i – zrážkový úhrn v konkrétnom mesiaci [mm],
 SD – smerodajná odchýlka zrážkových úhrnov počas hodnoteného časového intervalu [mm].

EDI (efektívne sucho)

EDI sa počíta v dennom časovom kroku a jeho hodnoty sa vo finálnom kroku štandardizujú podobným spôsobom ako hodnoty SPI. EDI odvodili Byun a Wilhite (1999), ktorí sa snažili prekonať niektoré obmedzenia existujúcich indexov sucha. Hodnota EDI sa vo všeobecnosti pohybuje v rozsahu od -2,5 do 2,5. Hodnoty v rozsahu od -1,0 do 1,0 sú blízke normálu, zatiaľ čo podmienky pre extrémne sucho sú indikované hodnotami EDI menšími alebo rovnými -2,0.

Predpokladom odvodenia EDI je výpočet efektívnej zrážky počas zvoleného časového obdobia. Pre účely tejto práce bola vybraná 365-denná efektívna zrážka (EP_{365}) a lineárna redukčná funkcia, predstavujúca rovnomerný úbytok vodných zdrojov počas celého roka:

$$EP_i = \sum_{n=1}^i \left[\left(\sum_{m=1}^n H_{z_m} \right) / n \right] \quad (5)$$

kde

i – počet dní, ktorých zrážkový úhrn sa zahŕňa do výpočtu EP [-],
 H_{z_m} – zrážkový úhrn m -dní pred prvým dňom zahrnutým do výpočtu EP [mm].

Zrážkové úhrny z predchádzajúcich dní hodnoteného obdobia sú k celkovým zásobám vody pripočítavané vo forme ich priemernej hodnoty. V prípade, že $i = 2$, potom $m = [1, 2]$, následne:

$$EP_2 = [H_{z_1} + (H_{z_1} + H_{z_2}) / 2] \quad (6)$$

Pre potreby komplexnej diagnostiky sucha je nutné index EP doplniť ďalšími odvodenými hodnotami. Prvou je hodnota dlhodobého priemeru EP pre každý deň kalendárneho roka (MEP). V práci bola priemerná hodnota efektívnej zrážky a jej štandardná odchýlka $st(EP)$ vypočítaná zo 14-ročného radu EP_{365} (obdobie 2004 – 2018).

S ohľadom na dlhodobý priemer možno prebytok alebo nedostatok vodných zdrojov (DEP) pre každý deň analyzovaného obdobia vyhodnotiť podľa rovnice:

$$DEP = EP - MEP \quad (7)$$

Ak hodnotu DEP podelíme štandardnou odchýlkou EP pre konkrétny kalendárny deň, potom výsledná štandardizovaná hodnota deficitu vody v hydrologickom systéme (EDI) je porovnateľná s inými lokalitami, prakticky celosvetovo.

$$EDI = DEP / st(EP) \quad (8)$$

kde

$st(EP)$ – smerodajná odchýlka od EP pre konkrétny kalendárny deň.

Štatistická analýza

Časové rady odvodených indexov sucha boli medzi sebou porovnané pomocou Pearsonovho korelačného koeficientu. Rozsah hodnoty korelačného koeficienta je -1 až 1. Hodnoty blízke -1 indikujú silný negatívny vzťah (vysoké hodnoty jednej premennej všeobecne indikujú nízke hodnoty druhej). Hodnoty blízke 1 indikujú silný pozitívny vzťah (vysoké hodnoty jednej premennej všeobecne indikujú vysoké hodnoty druhej). Hodnoty koeficienta korelácie blízke 0 dokazujú neexistenciu lineárneho vzťahu medzi týmito dvoma premennými.

Výsledky a diskusia

Použitím súboru vstupných údajov o denných zrážkových úhrnoch z meteorologickej stanice Nitra za obdobie 2004 – 2018 boli zostavené časové rady mesačných hodnôt 5-tich meteorologických indexov, prostredníctvom ktorých bol zhodnotený výskyt a rozsah sucha v sledovanom období.

Hodnotenie sucha v mesačnom časovom intervale

Priebeh vypočítaných hodnôt indexu SPI je zobrazený na obr. 2. Hodnoty oscilujúce medzi 0,99 a -0,99 sú hodnotené ako normálne. Hranica závažného sucha predstavuje hodnoty $SPI < -1,5$ a sucho extrémne je signalizované hodnotami $SPI < -2$. Na základe výsledkov hodnotenia podľa tohto indexu sucha sa počas sledovaného obdobia vyskytlo 10 mesiacov závažného sucha; extrémne suché boli 4 mesiace. Najnižšie hodnoty dosiahol SPI počas septembra 2006, novembra 2011, júla 2013 a januára 2017. Najsuchšími rokmi počas sledovaného obdobia boli na základe analýzy výsledkov hodnotenia podľa SPI roky v nasledovnom poradí: 2018 a 2017, 2015, 2012, 2011 a 2006.

Grafická reprezentácia časového radu mesačných hodnôt indexu PNI je na obr. 3. Výskyt závažného sucha predstavuje pokles hodnôt PNI pod 55, extrémne sucho signalizujú hodnoty PNI pod 40. Na obrázku je vidieť, že na rozdiel od indexu SPI hodnota PNI pomerne pravidelne klesá pod úroveň extrémneho sucha, t.j. tento index je citlivejší. Ako extrémne suchých je vyhodnotených až 22 mesiacov. Najnižšie hodnoty PNI dosahuje počas apríla 2007, v novembri 2011, v júli 2013 a v auguste 2018. Najsuchšími boli podľa PNI roky v nasledovnom poradí:

2018, 2015, 2017, 2012 a 2006.

Hodnoty indexu DI sú zobrazené na obr. 4. Hranica závažného sucha je stanovená hodnotou 2, extrémne sucho je zaznamenané keď dosiahne DI hodnotu 1. Citlivosť je tento index nastavený medzi úrovňami SPI a PNI, keďže ako extrémne suchých bolo vyhodnotených 12 mesiacov. Porovnanie extrémne suchých mesiacov medzi sebou navzájom nie je v prípade decilov možné, keďže hodnota DI je = 1 (prvý decil). Najsuchšími boli podľa DI roky v nasledovnom poradí: 2018, 2017, 2015, 2012 a 2006.

Priebeh vypočítaných hodnôt indexu MCZI je na obr. 5. Hranica závažného sucha predstavuje hodnoty MCZI < -1,5 a extrémne sucho je signalizované hodnotami MCZI < -2. Ako extrémne suché boli podľa tohto indexu vyhodnotené len 2 mesiace, čo je najmenej zo všetkých hodnotených indexov a MCZI je teda najmenej citlivým indexom. Najnižšie hodnoty MCZI dosahuje v septembri 2006, apríli 2007, v novembri 2011, v januári 2017. Najsuchšími boli podľa MCZI roky v nasledovnom poradí: 2018, 2017, 2015, 2006 a 2012.

Hodnoty indexu ZSI sú zobrazené na obr. 6. Výskyt závažného sucha predstavuje pokles hodnôt ZSI pod -0,84, základe výsledkov hodnotenia podľa tohto indexu sa počas sledovaného obdobia vyskytlo 13 extrémne suchých mesiacov, čím mu pripadá stredná citlivosťná úroveň v porovnaní s ostatnými hodnotenými indexmi. Najnižšie hodnoty dosiahol ZSI počas septembra 2006, apríla 2007, novembra 2011, júla 2013 a januára 2017. Najsuchšími rokmi počas sledovaného obdobia boli na zák-

lade analýzy výsledkov hodnotenia podľa ZSI roky v tomto poradí: 2018 a 2017, 2015, 2012, 2006 a 2004.

Mieru odlišnosti medzi jednotlivými IS popisujú vypočítané hodnoty korelačných koeficientov. Pearsonove koeficienty hodnotiace koreláciu medzi všetkými indexmi odvodenými zo súboru údajov o zrážkových úhrnoch sú uvedené v tabuľke 1. Bodové diagramy zobrazujúce typ vzťahu medzi hodnotenými indexmi sú uvedené na obr. 7. Na základe hodnôt korelačných koeficientov (od 0,9301 do 0,9962) a grafického zobrazenia bodových diagramov, môže byť konštatovaná vysoká miera korelácie medzi všetkými hodnotenými indexmi. Rozdiely sa prejavili v citlivosti jednotlivých indexov, t.j. v rozdielnom počte mesiacov hodnotených ako závažne, či extrémne suchých.

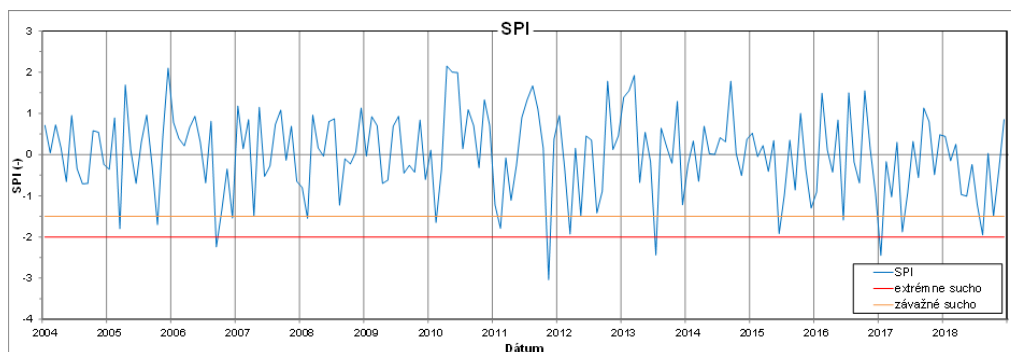
Hodnotenie sucha v dennom časovom intervale

Predpokladom odvodenia EDI je výpočet efektívnej zrážky; v prípade predkladanej štúdie bola vybraná 365-denná efektívna zrážka (EP_{365}). Priebeh denných zrážkových úhrnov, index efektívnej zrážky EP_{365} a jeho dlhodobá priemerná hodnota pre konkrétny kalendárny deň MEP sú graficky znázornené na obr. 8.

Grafická prezentácia deficitu alebo nadbytku vodných zdrojov (DEP) pre každý deň analyzovaného obdobia je na obr. 9. Prostredníctvom tohto indexu je možné identifikovať suché obdobia v dennom kroku. Na základe obr. 9 možno konštatovať, že suché obdobia prevládali

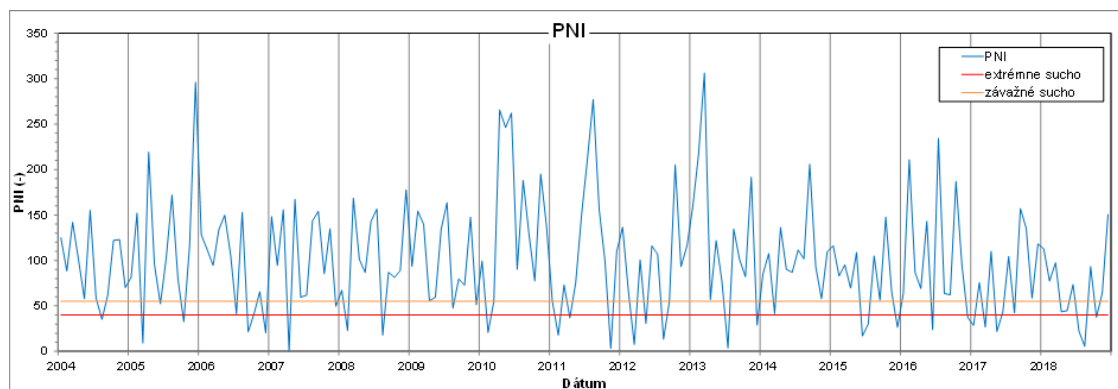
Tabuľka 1. Korelačné koeficienty medzi hodnotenými meteorologickými indexmi sucha
Table 1. Correlation coefficients between assessed meteorological drought indices

PEARSON	SPI	PNI	DI	MCZI	ZSI
SPI	1	0,9898	0,9563	0,9756	0,9962
PNI	0,9898	1	0,9301	0,9528	0,9822
DI	0,9563	0,9301	1	0,9572	0,9497
MCZI	0,9756	0,9528	0,9572	1	0,9693
ZSI	0,9962	0,9822	0,9497	0,9693	1



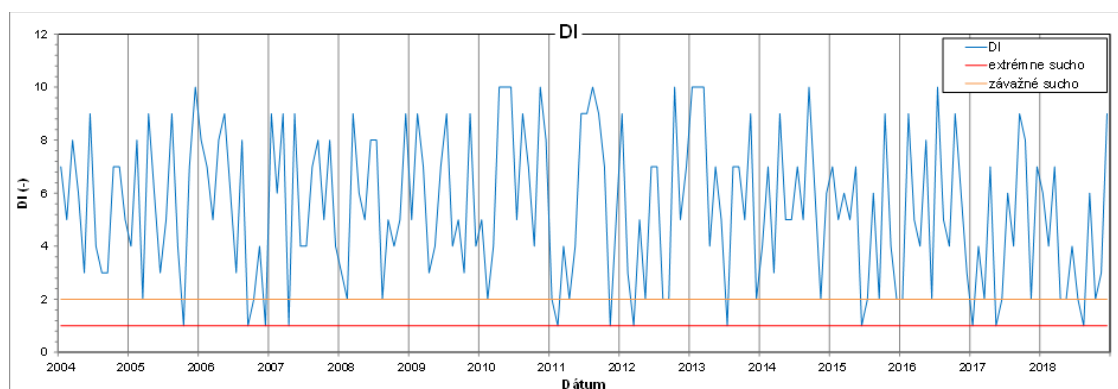
Obr. 2. Hodnoty indexu SPI pre skúmanú lokalitu za obdobie 2004 – 2018; hranica závažného a extrémneho sucha.

Fig. 2. SPI index values for the investigated site in the period 2004–2018; severe and extreme drought boundary.



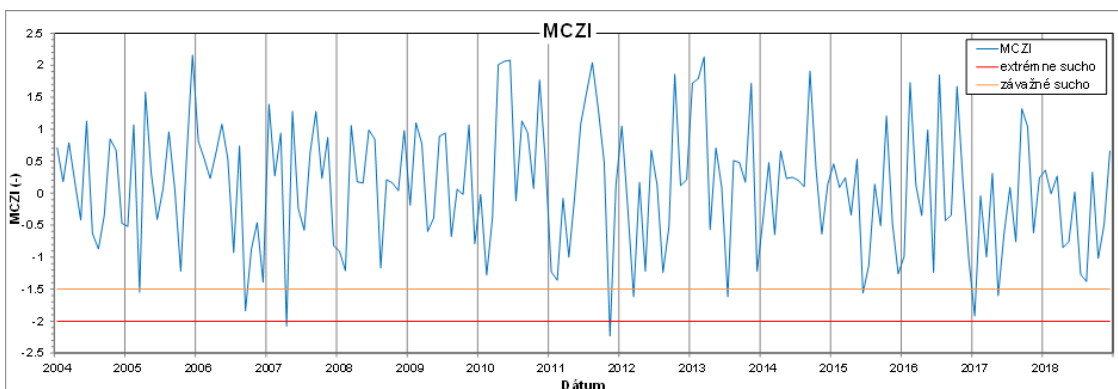
Obr. 3. Hodnoty indexu PNI pre skúmanú lokalitu za obdobie 2004 – 2018; hranica závažného a extrémneho sucha.

Fig. 3. PNI index values for the investigated site in the period 2004–2018; severe and extreme drought boundary.



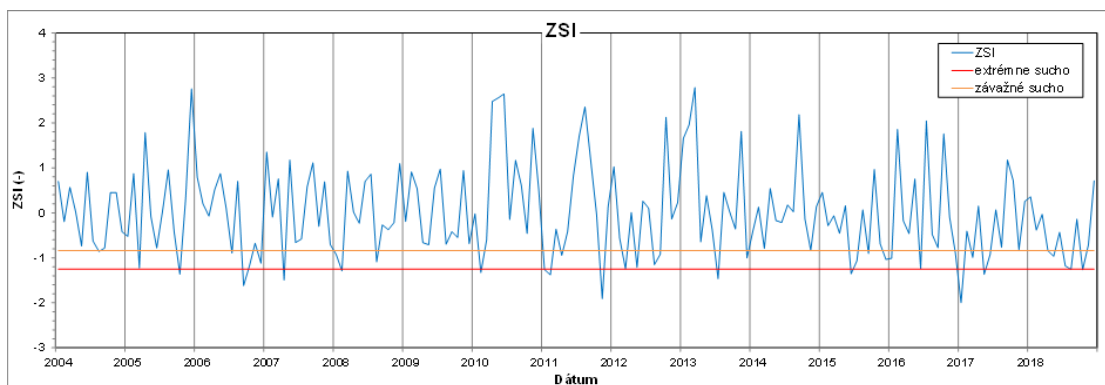
Obr. 4. Hodnoty indexu DI pre skúmanú lokalitu za obdobie 2004 – 2018; hranica závažného a extrémneho sucha.

Fig. 4. SPI index values for the investigated site in the period 2004–2018; severe and extreme drought boundary.



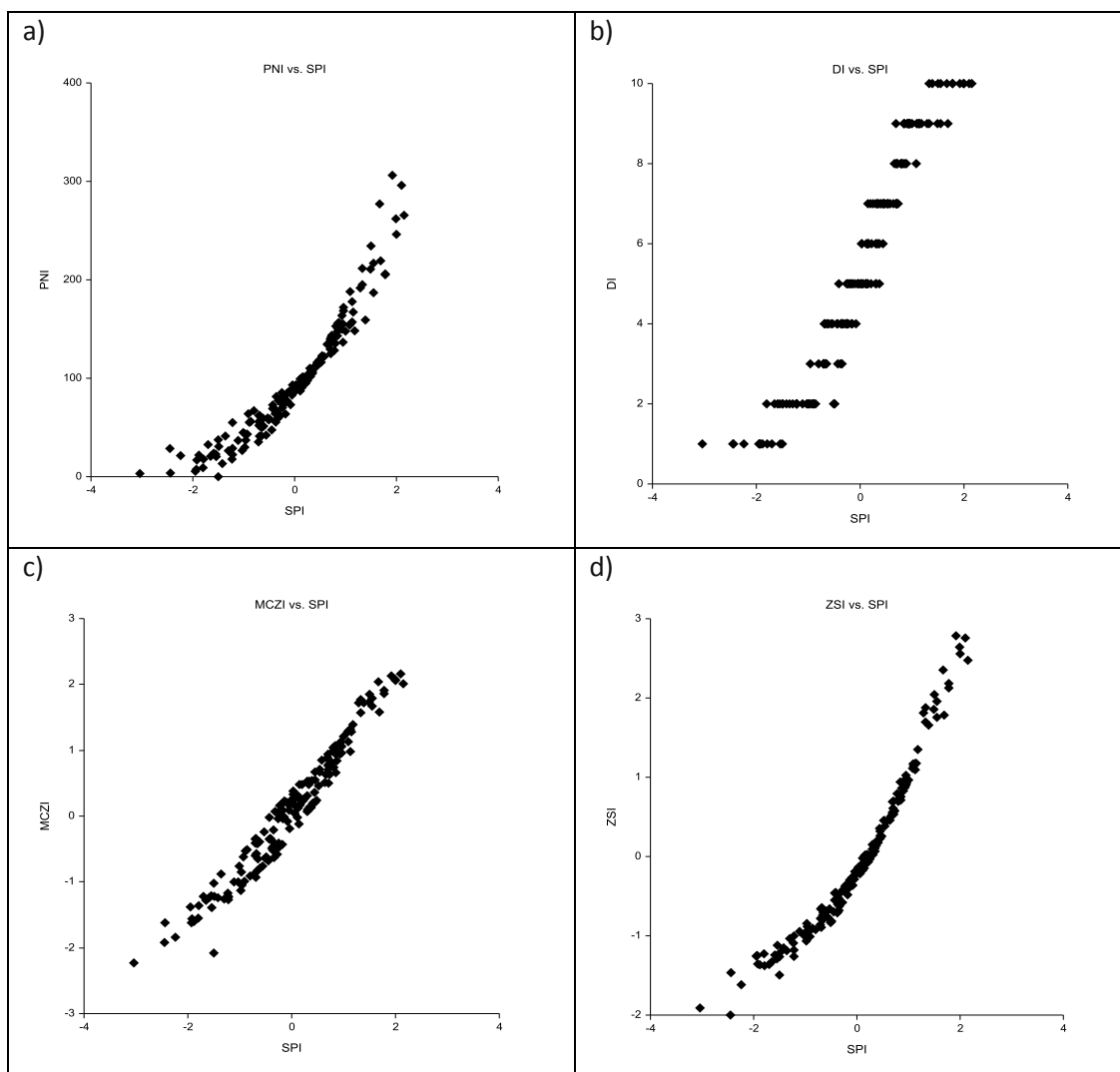
Obr. 5. Hodnoty indexu MCZI pre skúmanú lokalitu za obdobie 2004 – 2018; hranica závažného a extrémneho sucha.

Fig. 5. MCZI index values for the investigated site in the period 2004–2018; severe and extreme drought boundary.



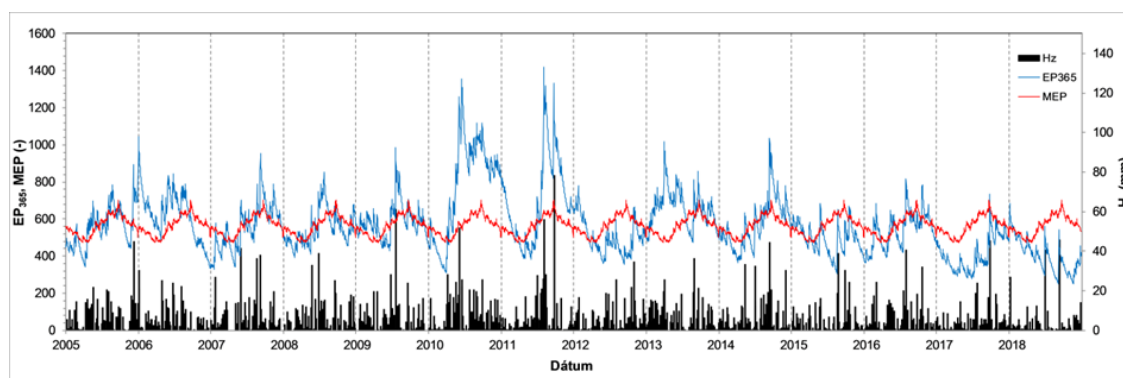
Obr. 6. Hodnoty indexu ZSI pre skúmanú lokalitu za obdobie 2004 – 2018; hranica závažného a extrémneho sucha.

Fig. 6. ZSI index values for the investigated site in the period 2004–2018; severe and extreme drought boundary.



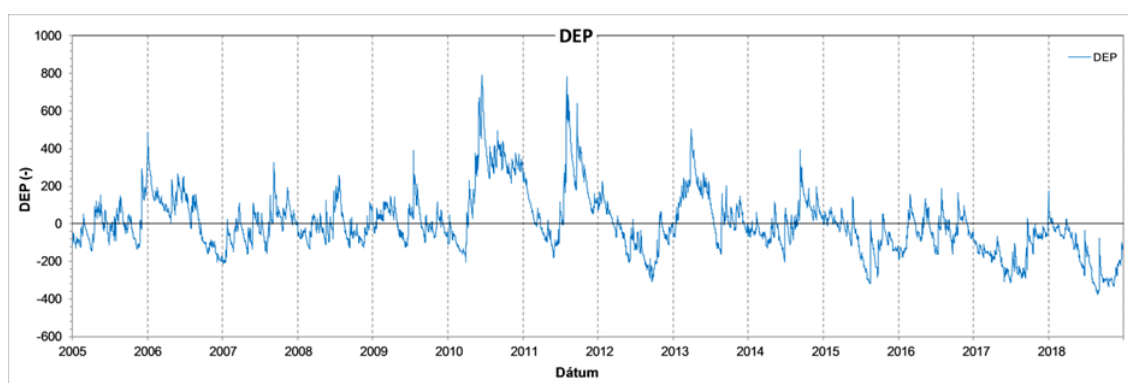
Obr. 7. Bodové diagramy vyjadrujúce korelačný vzťah medzi hodnotami a) SPI vs. PNI; b) SPI vs. DI; c) SPI vs. MCZI; d) SPI vs. ZSI.

Fig. 7. Scatter plots expressing the correlation relationship a) SPI vs. PNI; b) SPI vs. DI; c) SPI vs. MCZI; d) SPI vs. ZSI.



Obr. 8. Denné hodnoty Hz, MEP a EP₃₆₅ pre meteorologickú stanicu Nitra za obdobie 2005 – 2018.

Fig. 8. Daily values of Hz, MEP and EP₃₆₅ for the weather station Nitra in the period 2005–2018.



Obr. 9. Denné hodnoty indexu DEP pre meteorologickú stanicu Nitra za obdobie 2005 – 2018.

Fig. 9. Daily values of DEP index for the meteorological station Nitra in the period 2005–2018.

počas rokov 2018, 2017 a 2015. Ako suchý môže byť hodnotený aj koniec roka 2006 a začiatok rokov 2010 a 2011. Index DEP poskytuje detailnejší pohľad na vývoj sucha ako mesačné indexy. Korelácia medzi DEP a mesačnými hodnotami IS nebola počítaná vzhľadom na rozdielny časový krok hodnotenia. Prebehlo však zhodnotenie korelácie medzi denným priebehom indexu DEP a v dennom intervale meranou hodnotou vlhkosti hornej časti (10 cm) pôdneho profilu výskumnej lokality. Objemová vlhkosť bola meraná v 5-min. intervaloch počas dvoch období: 12.8. – 22.10.2015 a 14.6. – 20.7.2016.

Na obr. 10a) sú denné zrážkové úhrny a dynamika pôdnej vlhkosti v horizonte 0 – 10 cm spolu s hodnotami indexu deficitu vodných zdrojov DEP a indexu efektívnej zrážky EP₃₆₅ pre prvé obdobie a na obr. 10b) pre druhé obdobie. Priebeh indexov EP a DEP má podobný charakter ako merané hodnoty objemovej vlhkosti pôdy, pričom stanovené indexy citlivejšie reagujú na rozdelenie zrážkových úhrnov. Hodnoty korelačných koeficientov sú uvedené v tab. 2. Hodnoty Pearsonovho koeficientu sa pohybujú od 0,8230 do 0,9745, čo predstavuje pomerne silnú koreláciu medzi hodnotenými súbormi. Možno teda konšta-

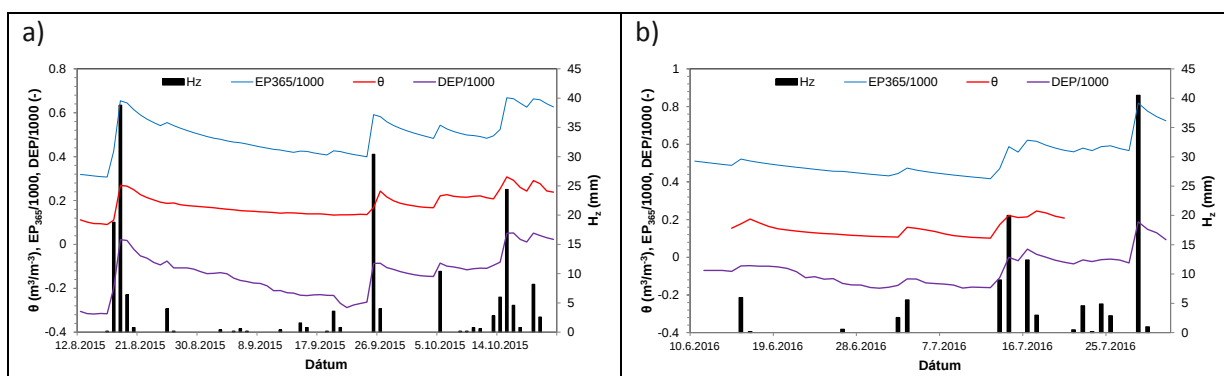
tovať, že možnosť použitia EP₃₆₅ a DEP pri signalizovaní rizika pôdneho sucha bola v podmienkach experimentu potvrdená.

Na obr. 11 je priebeh výsledného štandardizovaného indexu deficitu vody v hydrologickom systéme (EDI), ktorý zabezpečuje porovnateľnosť výsledkov s inými lokalitami. Hranica závažného sucha predstavuje hodnoty

Tabuľka 2. Korelačné koeficienty medzi hodnotenými meteorologickými indexmi sucha (EP₃₆₅, DEP) a meranými hodnotami vlhkosti pôdy (θ)

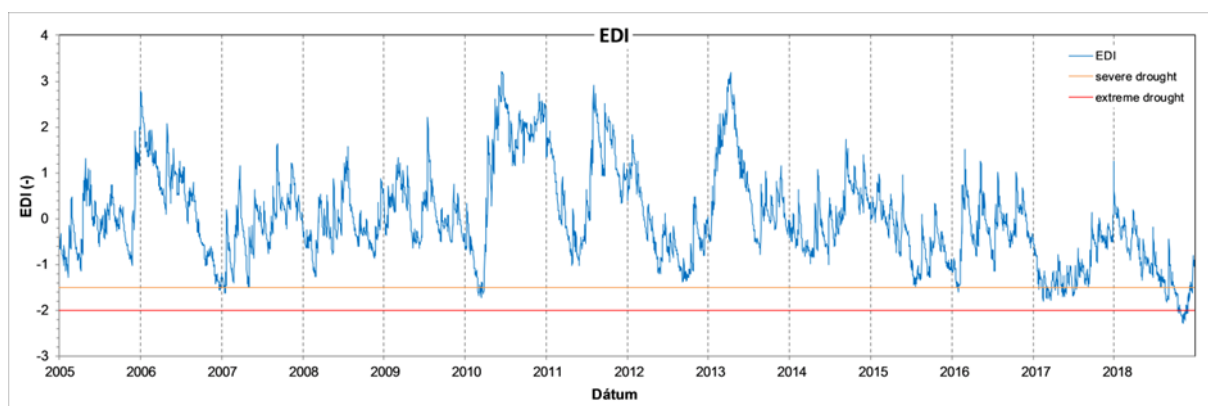
Table 2. Correlation coefficients between assessed meteorological drought indices (EP₃₆₅, DEP) and measured values of soil moisture (θ)

PEARSON	DEP	EP ₃₆₅	θ
DEP	1	0,9745	0,8230
EP ₃₆₅	0,9745	1	0,8478
θ	0,8230	0,8478	1



Obr. 10. a) Denné zrážkové úhrny (H_z), dynamika pôdnej vlhkosti (θ) v horizonte 0 – 10 cm, indexu DEP a EP_{365} v období 12.8. – 22.10.2015; b) v období 14.6. – 20.7.2016.

Fig. 10. a) Daily precipitation totals (H_z), soil moisture dynamics (θ) in the 0–10 cm soil horizon, DEP and EP_{365} in the period 12.8.–22.10.2015; b) in the period 14.6–20.7.2016.



Obr. 11. Denné hodnoty indexu EDI pre meteorologickú stanicu Nitra za obdobie 2005 – 2018.

Fig. 11. Daily values of EDI index for the meteorological station Nitra in the period 2005–2018.

$EDI < -1,5$ a extrémne sucho je signalizované hodnotami $EDI < -2$. Ako extrémne suché bolo podľa tohto indexu vyhodnotených len 1 obdobie počas roka 2018. Hranica závažného sucha bola prekročená v rokoch 2007, 2010, 2016, 2017 a 2018. Na základe tohto hodnotenia možno potvrdiť, že rok 2018 (najmä jeho koniec) bol najextrémnejším z hľadiska prejavov sucha za hodnotené obdobie, hodnoty indexov boli niekoľkonásobne nižšie ako hodnoty normálové.

Záver

Cieľom prekladaného príspevku bolo stanoviť a porovnať mesačné hodnoty meteorologických indexov sucha na výskumnej lokalite Nitra v časovom horizonte 2004 – 2018.

Vypočítané boli časové rady mesačných hodnôt 5-tich meteorologických indexov (SPI, PNI, DI, MCZI a ZSI), prostredníctvom ktorých bol zhodnotený výskyt a rozsah sucha v sledovanom období. Najsuchšími rokmi počas sledovaného obdobia boli na základe analýzy výsledkov hodnotenia roky v nasledovnom poradí: 2018 a 2017,

2015, 2012 a 2006. Na základe hodnôt korelačných koeficientov (od 0,9301 do 0,9962) môže byť konštatovaná vysoká miera korelácie medzi všetkými hodnotenými indexmi. Rozdiely sa prejavili v ich citlivosti, t.j. v rozdielnom počte mesiacov vyhodnotených ako závažné, či extrémne suchých. Pri hodnotení meteorologického sucha autori odporúčajú použiť index SPI z dôvodu existencie množstva výsledkov, poskytujúcich možnosti porovnania jednotlivých lokalít z dôvodu pomerne jednoduchého spôsobu výpočtu a vhodnej citlivosti indexu. Deficit alebo nadbytok vodných zdrojov v dennom časovom intervale bol hodnotený prostredníctvom konceptu „efektívnych zrážok“. Podľa hodnotenia indexu DEP suché obdobia prevládali počas rokov 2018, 2017 a 2015. Ako suchý môže byť hodnotený aj koniec roka 2006 a začiatok rokov 2010 a 2011. Index DEP poskytuje detailnejší pohľad na vývoj sucha ako mesačné indexy. Hodnoty korelačného koeficientu medzi EP_{365} a DEP a meranými hodnotami objemovej vlhkosti pôdy potvrdili možnosť použitia týchto indexov pri signalizovaní rizika pôdneho sucha.

Najnižšie hodnoty štandardizovaného indexu deficitu vo-

dy v hydrologickom systéme (EDI) boli stanovené pre rok 2018 (najmä jeho koniec) a toto obdobie bolo aj celkovo najextrémnejším z hľadiska prejavov sucha podľa všetkých použitých metodík, kedy hodnoty stanovených indexov boli niekoľkonásobne nižšie ako hodnoty normálové.

Pod'akovanie

Tento príspevok bol vytvorený s finančnou podporou z projektov Vedeckej grantovej agentúry VEGA 2/0189/17a Agentúry na podporu výskumu a vývoja APVV-15-0160 a realizáciou projektu ITMS 26210120009: Dobudovanie infraštruktúry hydrologických výskumných staníc, na základe podpory operačného programu Výskum a vývoj financovaného z Európskeho fondu regionálneho rozvoja.

Literatúra

- Alley, W. M. (1984): The Palmer drought severity index: limitations and assumptions. *Journal of Applied Meteorology*, 23, 7, 1100–1109.
- Atlas krajiny Slovenskej republiky. (2002): Bratislava: Ministerstvo životného prostredia SR a Banská Bystrica: Slovenská agentúra životného prostredia, 344.
- Brezianská, K., Vitková, J., Šurda, P. (2018): Analýza sucha a vplyv klimatických zmien na zásobu vody v pôde na Záhorskej nížine. In *Aktuálne problémy zóny aerácie pôdy v podmienkach prebiehajúcej klimatickej zmeny*. - Bratislava : Veda, vydavateľ SAV, 307 – 335.
- Byun, H.-R., Wilhite, D. A. (1999): Objective quantification of drought severity and duration. *Journal of Climate*, 12, 9, 2747–2756.
- Ciais, P., Reichstein, M., Viovy, N. (2005): Europe-wide reduction in primary productivity caused by the heat and drought in 2003. *Nature*, 437, 529–533.
- Dai, A., Trenberth, K. E., Qian, T. (2004): A global dataset of palmer drought severity index for 1870–2002: relationship with soil moisture and effects of surface warming. *J. Hydrometeorol.*, 5, 1117–1130.
- Deo, R. C. (2011): On meteorological droughts in tropical Pacific Islands: time-series analysis of observed rainfall using Fiji as a case study. *Meteorol Appl* 18, 171–180.
- Dogan, S., Berktaş, A., Singh, V. P. (2012): Comparison of multi-monthly rainfall-based drought severity indices, with application to semi-arid Konya closed basin, Turkey. *Journal of Hydrology*, 470–471, 255–268.
- Edwards, D. C., McKee, T. B. (1997): Characteristics of 20th century drought in the United States at multiple time scales. In: Department of Atmospheric Sciences, Colorado State University. Atmospheric Science Paper No. 634, Climat. Report No.97–2. Fort Collins.
- Euractiv. (2018): Extreme drought causes EU vegetables 'most serious' crisis in 40 years – EURACTIV.com. <https://www.euractiv.com/section/agriculture-food/news/extreme-drought-causes-eu-vegetables-most-serious-crisis-in-40-years/> (Accessed 14 Sep 2018).
- Fendeková, M., Gauster, T., Labudová, L., Vrabliková, D., Danacová, Z., Fendek, M., Pekarova, P. (2018): Analysing 21st century meteorological and hydrological drought events in Slovakia. *Journal of Hydrology and Hydromechanics*, 66, 4, 393–403.
- García-Herrera, R., Díaz, J., Trigo, R.M. (2010): A review of the European summer heat wave of 2003. *Crit. Rev. Environ. Sci. Technol.*, 40, 267–306.
- Gibbs, W., Maher, J. (1967): *Rainfall Deciles as Drought Indicators*. Melbourne: Bureau of Meteorology, 117.
- Hayes, M. J. (2006): *Drought Indices*. Van Nostrand's Scientific Encyclopedia. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc.
- Chang, T. J., Kleopa, X. A. (1991): A proposed method for drought monitoring. *Journal of the American Water Resources Association*, 27, 2, 275–281.
- Ju, X. S., Yang, X. W., Chen, L. J. (1997): Research on determination of station indexes and division of regional flood/drought grades in China. *Quarterly Journal of Applied Meteorology*, 8, 1, 26–33.
- McKee, T. B., Doesken, N. J., Kleist, J. (1995): Drought monitoring with Multiple Time scales. In: *Proceeding of the 9th Conference on Applied Climatology*. Dallas, TX: American Meteorological Society, 233–236.
- Mika, J., Horváth, S., Makra, L., Dunkel, Z., (2005): The Palmer Drought Severity Index (PDSI) as an indicator of soilmoisture. *Phys. Chem. Earth 30 (Parts A/B/C)*, 223–230.
- Mishra, A. K., Singh, V. P. (2010): A review of drought concepts. *J Hydrol.*, 391, 202–216
- Nikolova, N., Nejedlik, P., Lapin, M. (2016): Temporal variability and spatial distribution of drought events in the lowlands of Slovakia. *Geofizika*, 33, 2, 119–135.
- Otkin, J. A., Svoboda, M., Hunt, E. D. (2018): Flash droughts: a review and assessment of the challenges imposed by rapid-onset droughts in the United States. *Bull. Am. Meteorol. Soc.*, 99, 911–919.
- Šustek, Z., Vido, J., Škvareninová, J., Škvarenina J., Šurda, P. (2017): Drought impact on ground beetle assemblages (Coleoptera, Carabidae) in Norway spruce forests with different management after windstorm damage – a case study from Tatra Mts. (Slovakia). *J. Hydrol. Hydromech.*, 65, 4, 333–342.
- Takac, J., Moravek, A., Klikusovska, Z., Skalsky, R. (2014): Drought severity in agricultural land of Slovakia in the years 2011–2013. *Mendel and Bioclimatology*, 488–506.
- Vido, J., Tadesse, T., Sustek, Z., Kandrik, R., Hanzelova, M., Skvarenina, J., Skvareninova, J., Hayes, M. (2015): Drought Occurrence in Central European Mountainous Region (Tatra National Park, Slovakia) within the Period 1961–2010. *Advances in Meteorology Article Number: 248728*
- Vido, J., Štelciová, K., Nalevanková, P., Leštianska, A., Kandrik, R., Pástorová, A., Škvarenina, J., Tadesse, T. (2016): Identifying the relationships of climate and physiological responses of a beech forest using the Standardised Precipitation Index: a case study for Slovakia. *J. Hydrol. Hydromech.*, 64, 3, 246–251.
- Willeke, G., Hosking, J. R. M., Wallis, J. R. (1994): The national drought atlas. In: *Institute for Water Resources Report 94-NDS-4*. U.S Army Corp of Engineers. Norfolk, VA.
- Zuzulová, V., Šiška, B., Vavrovič, J. (2014): Evaluation of drought in Slovakia by the Palmer Drought Severity Index (PDSI) in the conditions of changing climate, in: *Extrémy obehu vody v krajine: Mikulov*, 8. – 9. April 2014, edited by Rožnovský, J., Litschmann, T., Štředa, T. and Štředová, H. ČHMU, Prag

REGIONAL DROUGHT ASSESSMENT BASED ON THE METEOROLOGICAL INDICES FOR LOCALITY NITRA

In recent years the droughts have become more severe as a result of climate change. The ability to monitor drought conditions and assess its risk is essential for an effective drought adaptation plan, especially in agricultural ecosystems. Drought indices allow characterization of drought occurrence and extent. The most widely used is the Standardized Precipitation Index (SPI), which is recommended by the World Meteorological Organization as the standard drought index. Although the main cause of drought is lack of rainfall, recent studies have also pointed to the significant role of air temperature and evapotranspiration.

The aim of the work was to determine the monthly values of the meteorological drought indices for the research site Nitra in the period 2014–2018 and to analyze their sensitivity based on the comparison of the determined droughts frequency. We used following indices: SPI (Standardized Precipitation Index), PNI (Percent of Normal Index), DI (Deciles index), MCZI (Modified CZI) and ZSI (Z-score Index), which take into account the values and distribution of daily precipitation amounts. The secondary aim of the work was to analyze and statistically confirm the relationship between daily EDI (Effective Drought Index) and moisture content of the top soil of the research site, measured in daily interval, i.e. to confirm the possibility of using EDI to signal the soil drought risk.

The monthly values of 5 meteorological indices (SPI,

PNI, DI, MCZI and ZSI) were calculated. Computed indices were used to evaluate the occurrence and extent of drought in the monitored time period. According to the analysis of obtained results, the driest years during the monitored period were years in the following order: 2018 and 2017, 2015, 2012 and 2006. High values of correlation coefficient (from 0.9301 to 0.9962) confirm strong correlation rate among all reviewed indices. Differences were only in the sensitivity of drought indices, i. e. in the number of months evaluated as severely or extremely dry.

Deficit or surplus of water resources in daily step was evaluated by the concept of "effective precipitation". According to the EDI index, dry periods prevailed during the year 2018, 2017 and 2015. The end of 2006 and the start of 2010 and 2011 can also be assessed as very dry. Daily value of EDI index provides a more detailed view of drought development than monthly indices. The correlation coefficients between EDI and the measured soil moisture values confirmed the possibility of using this index to signalize the soil drought risk.

The lowest values of the standardized water deficit index in the hydrological system were set for year 2018 (in particular the end of the year 2018) and this period was also the most extreme in terms of drought manifestations according to all used methodologies, when the computed values of indices were several times lower than normal values.

Ing. Peter Šurda, PhD.
Ing. Peter Rončák, PhD.
Ing. Justína Vitková, PhD.
Ústav hydrológie SAV
Dúbravská cesta 9
841 04 Bratislava
Tel.: +4212 3229 3520
E-mail: surda@uh.savba.sk
roncak@uh.savba.sk
vitkova@uh.savba.sk

Andrej Tárník
Katedra biometeorológie a hydrológie
Fakulta záhradníctva a krajinného inžinierstva SPU v Nitre
Hospodárska 7, Nitra
E-mail: andrej.tarnik@uniag.sk

SOIL MOISTURE CHANGES AFTER BIOCHAR APPLICATION IN 2018

Justína Vitková, Peter Šurda

Biochar, a product of thermal degradation of biomass, helps to improve the hydrophysical properties of the soil. It works at soils with low quality primarily but its use in conventional agricultural temperate soils has often different effect and depends mainly on the material from which the biochar is produced, the process of pyrolysis, the soil to which the biochar is applied and last but not least, the cultivated crop. In this paper, we deal with changes in silt-loam soil moisture at plots with applied biochar in amount of 20 t/ha and at plots without biochar in 2018. The cultivated crop was spring barley (*Hordeum vulgare* L.) during the monitoring period June–July 2018. Soil moisture was measured by 5TM sensors. The results confirmed the conclusions of a number of scientific studies that soil moisture was higher at plots with biochar at about 3–8% vol. than at plots without biochar application.

KEY WORDS: biochar, soil moisture, spring barley

ZMENY VLNKOSTI PŮDY PO APLIKÁCI BLOUHLIA V ROKU 2018. Použitie biouhlie, produktu termálnej degradácie biomasy, napomáha zlepšovať hydrofyzikálne vlastnosti pôdy. Primárne však vlastnosti pôd s nízkou kvalitou, preto jeho použitie v bežných poľnohospodárskych pôdach mierneho pásma má často rozdielne účinky a závisí predovšetkým od materiálu, z ktorého je biouhlie vyrobené, od procesu samotnej pyrolýzy, od pôdy do akej sa biouhlie aplikuje a v neposlednom rade od pestovanej plodiny. V tomto príspevku sa venujeme zmenám vo vlhkosti prachovito hlinitej pôdy na plochách s aplikovaným biouhlím a bez aplikácie biouhlie v roku 2018. Počas monitorovacieho obdobia jún – júl 2018 bol pestovanou plodinou jačmeň jarný (*Hordeum vulgare* L.). Vlhkosť pôdy bola meraná pomocou senzorov 5TM. Výsledky potvrdili závery viacerých odborných štúdií, že na plochách s biouhlím bola vlhkosť pôdy vyššia o 3 – 8 % obj. oproti plochám bez biouhlie.

KĽÚČOVÉ SLOVÁ: biouhlie, vlhkosť pôdy, jačmeň jarný

Úvod

Soil water is part of the hydrosphere located in soil profile and, together with groundwater and surface water, is the third source of water that is directly involved not only in the hydrological but also in the production and biological cycle. This water source has not an alternative to the crop production process and it is sensitive not only to climate change but also to anthropogenic activities (Demo et al., 2000). Changes in land use and the country's total water balance affect runoff processes and soil moisture (Rončák et al., 2016; 2017). Soil moisture is one of the basic elements the total water balance. It can be affected by surface runoff, soil erosion, infiltration processes or land management (Danáčová et al., 2017). Biochar, as a product of carbon-rich thermal degradation

of biomass, can improve soil hydrophysical properties, increase crop yields, improve soil quality and nutrient cycle, as well as stimulate soil microbial activity. The microscopic physical structure of biochar is one of the key determinants in its soil properties. The specific surface area of the pre-charred source material can be increased several thousand fold (Beesley and Marmiroli, 2011). This increased surface area is the result of the thermal decomposition of the organic material through which the volatiles are conducted and the remaining structure consists of highly concentrated carbon chains (Lehmann and Joseph, 2009). The most well-known example of using biochar for agricultural purposes is the *Terra Preta* land from the pre-Columbian times in the Amazon River basin. These soils were created by adding large amounts of charcoal to the soil to increase the nutrients of the poor

rainforest lands (Taylor, 2010). Many scientific studies have dealt with the impact of applied biochar on soil properties. Conclusions suggest that the use of biochar primarily helps low quality soil, so its use in conventional agricultural temperate soils often has different effects and depends primarily on the feedstock material, the pyrolysis process, and the amount of applied biochar. A substantial part of the research works was focused on sandy soils that are more prone to the consequences of reduced organic material. The results confirm that biochar can increase water retention in sandy soils (Bruun et al., 2014; Abel et al., 2013; Uzoma et al., 2011; Brockhoff et al., 2010). These studies conclude that the biochar application is generally a benefit for a soil and its hydrophysical properties. Ulyett et al. (2014) dealt with different land management practices. Ultimately, they concluded that the use of biochar increased water retention regardless of whether the land was farmed in a conventional or organic manner. The results of research in Slovakia confirmed the increase of soil pH after biochar application (Horák, 2015), improvement of soil sorption properties (Šimanský and Horák, 2017), but also the density of soil enhanced by the combination with compost (Rodný et al., 2017). By using a modern and simple technique, whose methodology was described by Kondrlová et al. (2017), there is possible to track changes in plant growth during the growing period, to detect differences in crop yields and to spread weeds at plots with and without applied biochar. Vítková et al. (2017) described connection between crop yields and soil

moisture after biochar application. Crop yields were higher at plots with higher soil moisture regardless of whether there was biochar or not.

In this paper, we focused on assessing the impact of applied biochar on soil moisture in field conditions during monitoring period in 2018. There is not too much research studies in Slovakia about impact of biochar on soil moisture with different types of vegetation. That's why we continue with our research which started in 2015.

Material and methods

Our measurements were conducted at the experimental site in Malanta (Fig. 1), which belongs to the Slovak University of Agriculture in Nitra. The research site is located approximately 5 km north-east of Nitra city (N48°19'00"; E18°09'00") in the Nitra river basin, where there is a deficit of soil water available to plants due to dry years (Tárník and Leitmanová, 2017). The locality is 175 m above sea level and the soil is classified as a silt-loam with content of sand 15.2%, silt 59.9% and clay 24.9% (Šimanský and Klimaj, 2017). Biochar, we used for our research, was applied to the soil in March 2014. A more detailed specification of the experiment foundation was described by Vítková and Šurda (2016). Basic biochar characteristics of used biochar are shown in Table 1. The biochar was produced from paper fiber sludge and grain husks in a ratio of 1:1 per weight, at a pyrolysis temperature of 550°C (Domanová et al., 2015). We focused on two plots with a maximum of



Fig. 1. The experimental site localization (© Google maps 2019).
Obr. 1. Lokalizácia výskumnej lokality (© Google maps 2019).

applied biochar, i.e. 20 t.ha⁻¹ (B20) and their comparison with two non-biochar plots (Kontrola). Two sensors were installed at each plot in a distance of about 30 cm from each other. The correlation coefficient between measured soil moistures at one plot was 0.86 or 0.92, respectively. Therefore we used the arithmetic mean of all sensors at the B20 plots and the arithmetic mean of all sensors at the Kontrola plots for more detailed analysis. Soil moisture was measured using the 5TM dielectric sensors by Decagon Devices (USA) and data was collected in five-minute interval and stored using the EM 50 data loggers. The monitoring period lasted from 22.06.2018 to 24.07.2018. The sensors were installed at a depth of 5–10 cm below the soil surface. The spring barley (*Hordeum vulgare* L.) was grown at the experimental site during the vegetation period in 2018.

Results and discussion

Our measurements from 2018 showed that higher soil moisture at B20 plot was measured in comparison to the Kontrola plot in about 3–8% vol. during monitoring period (Fig. 2). The difference between B20 and Kontrola

plots increased statistically insignificant during the longer non-precipitation period (30.06.–05.07., or 13.–17.07.). In general, the monitoring period (as well as the vegetation period) was very dry and the year 2018 was the warmest or equally warmest in the history of measurements in the meteorological station Nitra – Janíkovce according to SHMÚ (2019). The range of measured soil moistures is shown at Fig. 3. Difference between average values at B20 and Kontrola plots was 5% vol. Regression analysis revealed a positive relationship between the measured soil moisture values at B20 and Kontrola plots (Fig. 4). The Pearson correlation coefficient, dealing with the dependence between soil moisture at B20 and Kontrola plots, was $r=0.93$, indicates a strong dependence between variables. The measured soil moisture confirmed the conclusions of several scientific studies about increasing soil retention capacity after biochar application into the soil. Our previous research about impact of biochar on soil moisture which started at the same locality and at the same research plots in 2015 did not confirm directly that the applied biochar has a positive effect on soil moisture at studied area. In 2015, when the maize was grown, soil moisture in the Kontrola

Table 1. Biochar characteristics

Tabuľka 1. Zloženie biouhľia

Biochar	C [%]	N [%]	H [%]	O [%]	pH _(CaCl₂) [-]	Ash [%]	SSA [m ² .g ⁻¹]
	53.1	1.4	1.84	5.3	8.8	38.3	21.7

C – carbon, N – nitrogen, H – hydrogen, O – oxygen, pH determined by CaCl₂, SSA – specific surface area

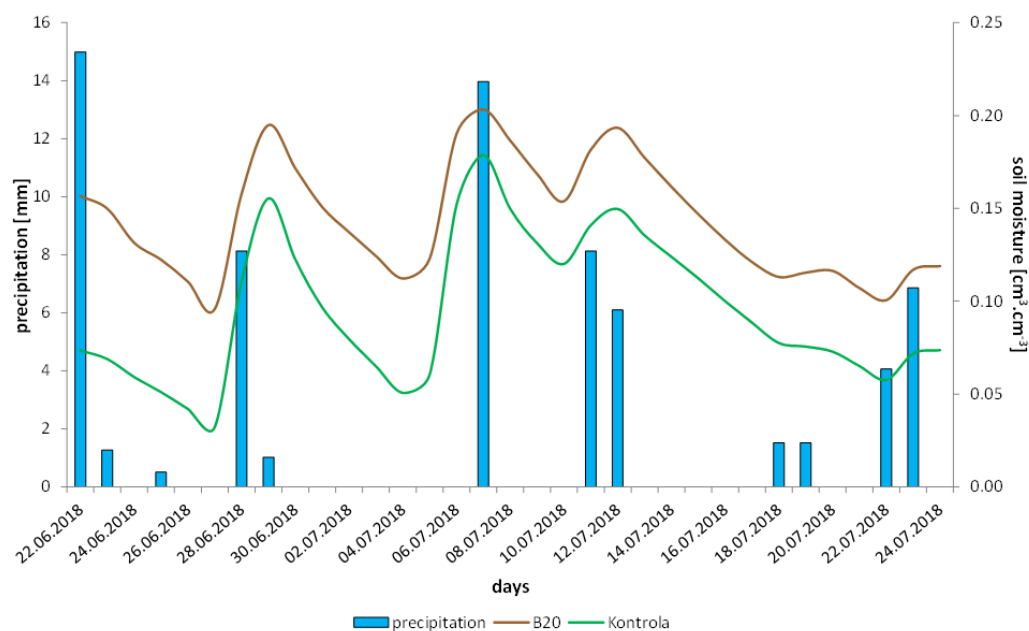


Fig. 2. Measured soil moisture at plots with biochar application (B20) and without biochar (Kontrola) in comparison to daily precipitation totals during monitoring period.

Obr. 2. Namerané vlhkosti pôdy na plochách s aplikovaným biouhlím (B20) a na plochách bez biouhľia (Kontrola) v porovnaní s dennými úhrnmi zrážok počas monitorovaného obdobia.

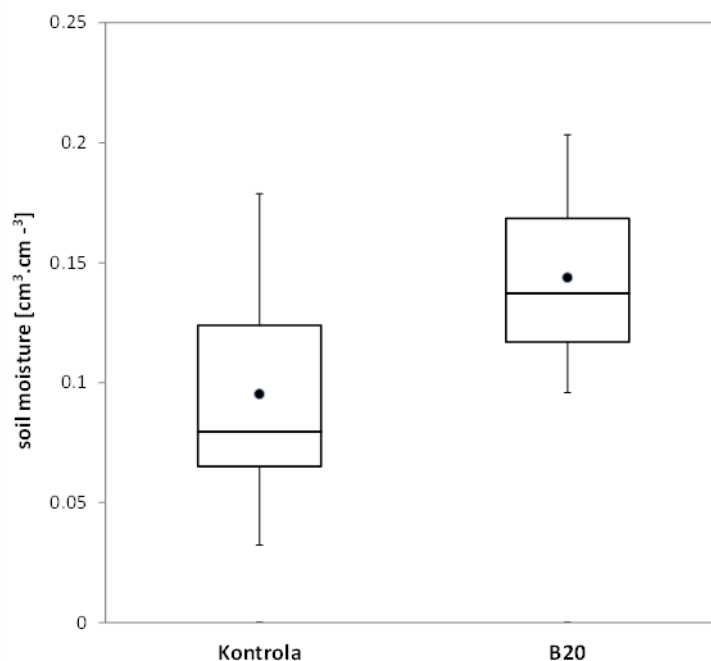


Fig. 3. Measured soil moisture at Kontrola and B20 plots during monitoring period. Value range: minimum, 25th percentile, median, 75th percentile, maximum and circles represent average value.

Obr. 3. Namerané vlhkosti pôdy na plochách Kontrola a B20 počas monitorovaného obdobia. Rozsah hodnôt: minimum, 25 percentil, medián, 75 percentil, maximum a čierny krížok predstavuje priemernú hodnotu.

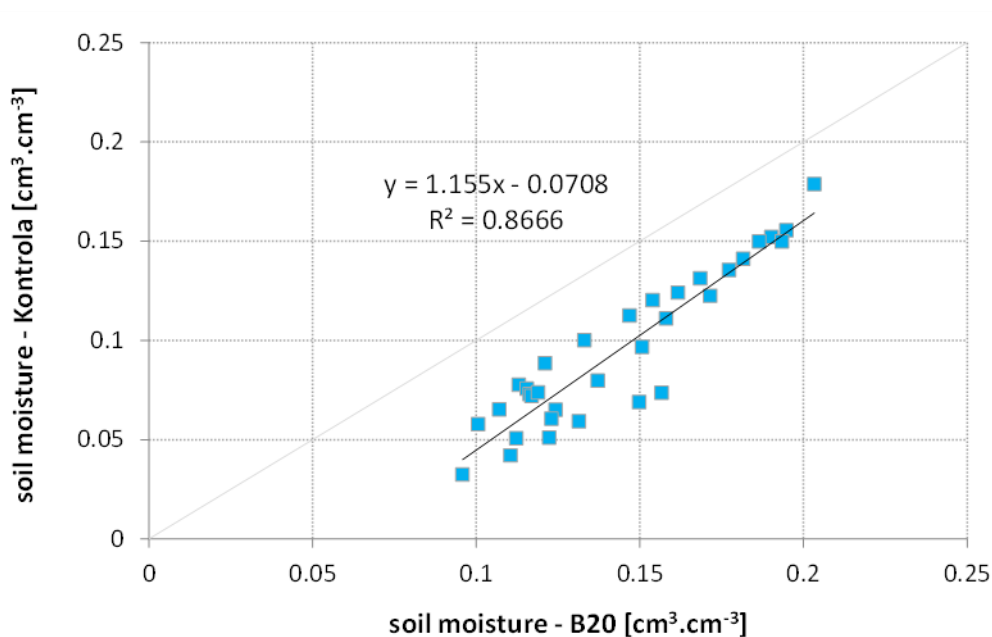


Fig. 4. Linear regression of dependence between measured soil moisture at Kontrola and B20 plots.

Obr. 4. Lineárna regresia závislosti nameraných vlhkostí pôdy na plochách Kontrola a B20.

plot was higher than at B20 plot during the monitoring period and in 2016, when spring wheat was grown, there was higher soil moisture at Kontrola plot but after more intensive precipitation events the soil moisture was higher at B20 plot (Vitková et al., 2017). In 2018, when the spring barley was grown, the soil moisture was higher at B20 plot than Kontrola plot during the whole monitoring period. It should be added that biochar was applied to the soil in 2014 and since that time it is naturally degraded, it becomes a part of soil aggregates and thus its properties change. This may also be one of the reasons why the results of our measurements were different.

Conclusion

In this paper, we have focused on impact of applied biochar on soil moisture in field conditions during monitoring period in 2018. We have continued in our previous research at Malanta area, where biochar with the above mentioned properties was applied to the silt-loam soil in March 2014. Soil moisture was measured since 2015 with the same 5TM sensors. Differences between studied years were in cultivated crops and meteorological conditions, which cannot be influenced by human. Therefore it was possible to assess the impact of biochar on soil moisture under various climatic and vegetation conditions. The results of 2015 and 2016 did not always show the positive effect of applied biochar on soil moisture. The opposite results were found in 2018, when root system of spring barley positively reacted on this type of biochar, and it is therefore advisable to apply it to silt-loam soil to increase its moisture and retention capacity. In conditions of the ongoing climate change, when there is needed to retain water in the country, the results of our measurements are very hopeful. However, we need to verify our results to confirm these conclusions. But based on our results we can say that the cultivated crop directly affects the effect of biochar added to the soil in field conditions.

Acknowledgement

This work was supported by Scientific Grant Agency No. VEGA 2/0053/18 and is also the result of the project implementation ITMS 26210120009 Infrastructure completion of hydrological research stations, supported by the Research & Development Operational Programme funded by the ERDF.

Literature

- Abel, S., Peters, A., Trinks, S., Schonsky, H., Facklam, M., Wessolek, G. (2013): Impact of biochar and hydrochar addition on water retention and water repellency of sandy soil. *Geoderma*, Vol. 202, 183–191.
- Beesley, L., Marmiroli, M. (2011): The immobilisation and retention of soluble arsenic, cadmium and zinc by biochar. *Environ Pollut*, Vol. 159, No. 2, 474–480.

- Brockhoff, S.R., Christians, N.E., Killom, R.J., Horton, R., Davis, D.D. (2010): Physical and mineral-nutrition properties of sand-based turfgrass root zones amended with biochar. *Agron. Journal*, Vol. 102, 1627–1631.
- Bruun, E. W., Petersen, C. T., Hansen, E., Holm, J. K., Hauggaard-Nielsen, H. (2014): Biochar amendment to coarse sandy subsoil improves root growth and increases water retention. *Soil Use and Management*, Vol. 30, No. 1, 109–118.
- Danáčová, M., Výleta, R., Valent, P., Hlavčová, K. (2017): The impact of slope gradients on the generation of surface runoff in laboratory conditions. In 17th International Multidisciplinary Scientific GeoConference SGEM 2017, Hydrology and Water Resources, Vol. 17, 677–684.
- Demo, M., Bielek, P., Húska, D., Jureková, Z., Kostrej, A., Hraška, S., Antal, J., Cagáň, L., Rehák, S., Dlouhý, J. (2000): Regulatory technologies in the production process of agricultural crops. Nitra : Slovak University of Agriculture, SR, 648.
- Domanová, J., Igaz, D., Borza, T., Horák, J. (2015): Retenčné charakteristiky pôdy po aplikácii biouhľia. *Acta Hydrologica Slovaca*, Vol. 16, No. 2, 193–198.
- Horák, J. (2015): Testing biochar as a possible way to ameliorate slightly acidic soil at the research field located in the Danubian lowland. *Acta Horticulturae et Regiotecturae*, Vol. 18, No. 1, 20–24.
- Kondrlová, E., Horák, J., Igaz, D., Dobiašová, D. (2017): The possibility of using digital images in assessment of plant canopy development and weed spread. *Acta Horticulturae et Regiotecturae*, Vol. 20, No. 2, 35–39.
- Lehmann, J., Joseph, S. (2009): *Biochar for Environmental Management: Science and Technology*. London: Earthscan/James & James, UK, 450.
- Rodný, M., Vitková, J., Šurda, P., Igaz, D., Horák, J., Domanová, J., Borza, T. (2017): Vplyv biouhľia, kompostu a anorganického hnojenia na využiteľnú vodnú kapacitu a objemovú hmotnosť piesočnatohlinitej pôdy. *Acta Hydrol. Slovaca*, Vol. 18, No. 1, 98–103.
- Rončák, P., Hlavčová, K., Látková, T. (2016): Estimation of the Effect of Changes in Forest Associations on Runoff Processes in Basins: Case Study in the Hron and Topľa River Basins. *Slovak Journal of Civil Engineering*, Vol. 24, No. 3, 1–7.
- Rončák, P., Lisovszki, E., Szolgay, J., Hlavčová, K., Kohnová, S., Csoma, R., Poorová, J. (2017): The potential for land use change to reduce flood risk in mid-sized catchments in the Myjava region of Slovakia. In *Contributions of Geophysics and Geodesy*, Vol. 47, No. 2, 95–112.
- SHMÚ, (2019): 2018 – najteplejší rok na viacerých miestach Slovenska. cit. [2019-03-29]. Dostupné na: <<http://www.shmu.sk/sk/?page=2049&id=972>>
- Šimanský V., Klimaj A. (2017): How does biochar and biochar with nitrogen fertilization influence soil reaction? *Journal of Ecological Engineering*, Vol. 18, 50–54.
- Šimanský, V., Horák, J. (2017): Pôdna reakcia a parameter sorpčného komplexu po aplikácii biouhľia a biouhľia s dusíkatým hnojením. *Agrochémia*, Vol. 2, 20–24.
- Tárník, A., Leitmanová, M. (2017): Analysis of the Development of Available Soil Water Storage in the Nitra River Catchment. In *IOP Conference Series: Materials*

- Science and Engineering, WMCAUS, 245, art No. 062017.
- Taylor, P. (2010): The Biochar Revolution: Transforming Agriculture & Environment. Mt Evelyn Victoria: Global Publishing Group, Australia, 377.
- Ulyett, J., Sakrabani, R., Kibblewhite, M., Hann, M. (2014): Impact of biochar addition on water retention, nitrification and carbon dioxide evolution from two sandy loam soils. *European Journal of Soil Science*, Vol. 65, No. 1, 96–104.
- Uzoma, K.C., Inoue, M., Andry, H., Zahoor, A., Nishihara, E. (2011): Influence of biochar application on sandy soil hydraulic properties and nutrient retention. *Journal of Food, Agriculture & Environment*, Vol. 9, 1137–1143.
- Vitková, J., Kondrlová, E., Rodný, M., Šurda, P., Horák, J. (2017): Analysis of soil water content and crop yield after biochar application in field conditions. *Plant Soil and Environment*, Vol. 63, No. 12, 569–573.
- Vitková, J., Šurda, P. (2016): Vplyv aplikácie biouhlia na vlhkosť v povrchovej vrstve pôdy. *Acta Hydrologica Slovaca*, Vol. 17, No. 2, 287–292.

ZMENY VHLKOSTI PÔDY PO APLIKÁCII BIOUHLIA V ROKU 2018

V našom predchádzajúcom výskume sme sa zamerali na vplyv aplikovaného biouhlia, s vyššie spomenutými vlastnosťami, na vlhkosť pôdy v poľných podmienkach. Od roku 2015 sme merali vlhkosť pôdy na výskumnej lokalite Malanta, pričom rozdiely medzi jednotlivými rokmi boli v pestovanej plodine a meteorologických podmienkach, ktoré sa nedajú ovplyvniť činnosťou človeka. Preto bolo možné posúdiť vplyv biouhlia na vlhkosť pôdy za rôznych klimatických a vegetačných podmienok. Výsledky z rokov 2015 a 2016 nevykazovali vždy pozitívny efekt tohto biouhlia na vlhkosť pôdy. Opak nastal

až pri meraniach v roku 2018, kedy môžeme konštatovať, že koreňový systém jačmeňa jarného reagoval pozitívne na tento typ biouhlia. Je preto vhodné ho aplikovať pri pestovaní jačmeňa do prachovito hlinitej pôdy na zvýšenie jej vlhkosti a retenčnej schopnosti. V podmienkach prebiehajúcej klimatickej zmeny, kedy je potreba zadržiavať vodu v krajine, je výsledok našich meraní veľmi nádejný. Je však potrebné urobiť verifikáciu našich výsledkov na potvrdenie týchto záverov. S určitosťou však môžeme konštatovať, že pestovaná plodina priamo vplýva na efekt biouhlia pridaného do pôdy.

Ing. Justína Vitková, PhD.
Ing. Peter Šurda, PhD.
Ústav hydrológie SAV
Dúbravská cesta 9
841 04 Bratislava
Tel.: +421 2 3229 3519
E-mail: vitkova@uh.savba.sk
surda@uh.savba.sk

**POROVNANIE NASÝTENEJ HYDRAULICKEJ VODIVOSTI STANOVENEJ
LABORATÓRNOU A EMPIRICKOU METÓDOU PODĽA ŠPAČKA**

Michaela Danáčová, Radovan Nosko, Marcela Maliariková, Miroslav Kandra, Roman Výleta

Nasýtená hydraulická vodivosť charakterizuje vodivostné pomery pôdných vrstiev rôznych oblastí, pričom je definovaná aj ako kľúčový parameter v oblasti matematického modelovania vodného režimu pôd. Jej meranie alebo nepriame určenie možno teda zaradiť medzi dôležité úlohy pri riešení problémov hydrológie pôdy. Príspevok sa zaoberá porovnaním dvoch metód určenia nasýtenej hydraulickej vodivosti (K), a to laboratórnou metódou a empirickou metódou podľa Špačka na vybraných vzorkách v lokalite Myjava – Turá Lúka a lokalite Záhorie – Veľké Leváre na západnom Slovensku. Získané hodnoty K z jednotlivých metód boli zhodnotené a porovnané, a to pre oba pôdne druhy.

KEÚČOVÉ SLOVÁ: nasýtená hydraulická vodivosť, zrnitostná krivka, pôdny druh, laboratórna metóda, empirická metóda podľa Špačka

COMPARISON OF SATURATED HYDRAULIC CONDUCTIVITY ESTIMATED BY LABORATORY AND EMPIRICAL METHOD OF ŠPAČEK. Saturated hydraulic conductivity characterizes the conductivity ratios of the soil layers of different areas. It is an important parameter in the mathematical modelling of the soil water regime. Its measurement and detection are one of the most important tasks in solving problems related in the soil hydrology. This paper deals compare two methods of determination of the saturated hydraulic conductivity obtained by a) the laboratory method, b) empirical method according to Špaček. These methods were applicated in Myjava – Turá Lúka and Záhorie – Veľké Leváre, on the west locations in Slovakia. The obtained values of K from laboratory and empirical methods were evaluated and compared in the type of soil.

KEY WORDS: saturated hydraulic conductivity, grain curve, soil type, laboratory method, empirical method according to Špaček

Úvod

Nasýtená hydraulická vodivosť je definovaná ako schopnosť vodou nasýtenej zeminy viesť vodu, kde najväčší vplyv na jej hodnotu má zrnitosť a štruktúra zeminy. Meranie a stanovenie nasýtenej hydraulickej vodivosti K je veľmi dôležité, pretože kvantitatívne určuje priepustnosť zeminy. Je jednou z dôležitých hydrofyzikálnych charakteristík zeminy a taktiež je významnou súčasťou pri návrhu a hodnotení praktických hydromelioračných zásahov do pôdy. Využitie tejto dôležitej charakteristiky pôdy sa netýka len návrhu zelených protipovodňových opatrení, ale aj problémov v oblasti zasolenia pôdy (Mallants a kol., 1997) a prenosu rozpustených látok v pôde počas intenzívneho dažďa (Dušek a Vogel, 2002). Problematiku merania a stanovenia nasýtenej hydraulickej vodivosti, ako aj porovnanie metód na jej určenie

popisuje mnoho domácich a zahraničných autorov (Jabro, 1992; Tietje a Hennings, 1996; Arya a kol., 1999; Šurda a kol., 2013; Lopez a kol., 2015;). Existuje množstvo empirických vzťahov na jej stanovenie, avšak každý z nich má limitujúci rozsah uplatnenia a teda je potrebné venovať tejto téme dostatočnú pozornosť (napr. Říha a kol., 2018). V našich fyzicko-geografických podmienkach sa Dulovičová a kol. (2016) venovali porovnaniu a analýze hodnôt nasýtenej hydraulickej vodivosti dnových sedimentov, ktoré boli získané z porušených vzoriek a stanovené podľa Beyera-Schweigera a Špačka, z neporušených vzoriek nánosov boli určené laboratórne. Neporušené vzorky mali hodnotu K až 10-krát vyššiu ako v prípade porušených vzoriek. Variabilitu hodnôt nasýtenej hydraulickej vodivosti pre rôzne pôdne druhy sledovali Šurda a kol. (2013) v oblasti povodia rieky Hron, kde overili tvrdenia Štekauerovej a Mikulca (2009), že hod-

noty nasýtenej hydraulikkej vodivosti sa v prípade výskytu ľahkých a ťažkých pôd vyznačujú veľkou variabilitou. Sú závislé od pôdnej textúry a ak je rozdielna, tak spôsobuje rôzne režimy vody v pôde. Vo všeobecnosti platí, že ťažké pôdy majú nižšiu hydraulickú vodivosť a vyššiu zásobu vody ako ľahké (Nováková a kol., 1994; Gomboš a kol., 2005). Zvala a kol. (2017) poukazujú na priestorovú variabilitu nielen v horizontálnom, ale aj vertikálnom smere. Nagy a kol. (2003) vo svojej štúdii skúmali nielen priestorovú, ale aj časovú variabilitu hydraulikkej vodivosti, ktorá závisí najmä od stavu siete hydrologicky efektívnych makropórov. Práve makropóry a sieť puklín na povrchu pôdy umožňujú rýchly prenos vody a rozpustených látok do jej väčšej hĺbky. Počet hydrologicky efektívnych makropórov sa zvyšuje predovšetkým vďaka aktivite pôdných živočíchov, odumieraní koreňových systémov rastlín, znižovaniu vlhkosti ťažkých ílovitých pôd spojeného s tvorbou výsušných pórov (Gomboš a kol., 2001). Z ich výsledkov vyplynulo, že priestorová variabilita hydraulikkej vodivosti v daných lokalitách je podstatne vyššia ako časová.

Cieľom práce bolo porovnanie určenia hodnôt nasýtenej hydraulikkej vodivosti stanovených v laboratóriu na zjednodušenom zariadení s premenlivou piezometrickou výškou a nepriamym spôsobom hodnôt získaných empirickou metódou podľa Špačka. Vychádzalo sa zo skutočnosti, že na Slovensku sa stále uprednostňuje tento vzťah v porovnaní s inými empirickými vzťahmi aplikovanými v zahraničí. Ďalším cieľom bolo poukázať na vhodnosť výberu spôsobu stanovenia metódy nasýtenej hydraulikkej vodivosti v závislosti od druhu pôdy. Metodický postup bol aplikovaný na dvoch vybraných lokalitách v rámci západného Slovenska.

Materiál a metódy

Záujmové lokality

Na analýzu nasýtenej hydraulikkej vodivosti boli použité vzorky pôdy odobraté z regiónu Myjava a Záhoria, kde je výskyt pôdneho druhu odlišný. V určených lokalitách boli pomocou vŕtanej sondy odobraté neporušené vzorky do Kopeckého odberných valčiekov s objemom 100 cm³ vo viacerých vertikálnych úrovniach, až do hĺbky 100 cm.

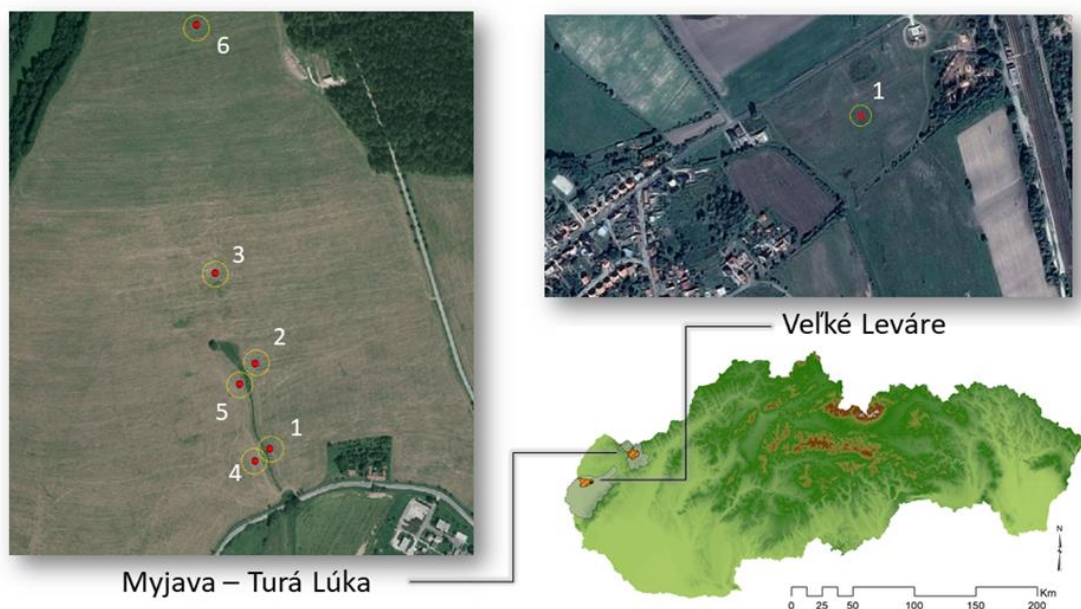
V rámci riešenia projektu *7RP RECARE*, ktorého hlavným cieľom bol návrh a prevencia územia pred vodnou eróziou, resp. ochrana pred degradáciou pôdy bola vybraná lokalita Myjava – Turá Lúka, v ktorej bol vykonaný v r. 2015 až 2016 pomerne rozsiahly hydroopedologický prieskum. V danej lokalite boli odobraté vzorky pôdy v transekte riešeného poľnohospodárskeho svahu (plocha 1 ha), kde bola upriamená pozornosť najmä na oblasť svahu s existujúcim eróznym výmoľom. Celkovo bolo spracovaných 25 neporušených vzoriek zo 6 vŕtaných sond. V každej sonde bola odobratá do Kopeckého valčeka vzorka pôdy z hĺbky každých 25 cm, až do hĺbky 100 cm. Okrem laboratórneho stanovenia *K* bol vykonaný aj zrnitostný rozbor. Ako je znázornené na obrázku 2,

vybrané vzorky pôdy definované vo vertikálnych úrovniach (0, 25, 50, 75 a 100 cm) zo sondy č. 2 (reprezentuje stred svahu) podľa Kopeckého označenia kategórií (I. – IV.) jemnozeme pozostávajú z ílovitých častíc menších ako 0,01 mm (35 – 47 %), z prachu (30 – 35 %), práškoveho piesku (14 – 6 %) a z množstva piesku (21 – 12 %). Ak by sa pôda pre túto lokalitu klasifikovala podľa obrábateľnosti, tak je definovaná ako stredne ťažká, pričom podľa Novákovej klasifikácie ide o hlinité pôdy. Druhou vybranou lokalitou slúžiacou už však výlučne len na porovnanie hodnôt *K* v rámci tejto práce bol región Záhoria situovaný taktiež na západnom Slovensku. Odbery vzoriek pôdy a ich spracovanie boli vykonané pre lokalitu Záhorie – Veľké Leváre v rámci projektu APVT–51–019804, pričom sa jedná o oblasť s výskytom ľahkých pôd. Opäť ide o poľnohospodársky využívanú plochu, rovinatého charakteru s plochou približne 0,5 ha. Tu však bola vŕtaná sonda len jedna, avšak pre tento druh pôdy boli odobraté vzorky pôdy Kopeckého valčiekov každých 10 cm až do hĺbky 100 cm. Zo zrnitostného rozboru uvedeného na obrázku 2 vyplýva, že vybrané vzorky pôdy definované vo vertikálnych úrovniach zo sondy podľa Kopeckého označenia kategórií jemnozeme pozostávajú z ílovitých častíc menších ako 0,01 mm (3 – 7 %), z prachu (2 – 4 %), práškoveho piesku (3 – 9 %) a z množstva piesku (92 – 80 %). Podľa Novákovej klasifikácie ide o výskyt piesočnatej pôdy. Zámerom projektu bolo vytvorenie databázy a regionalizácie hydrofyzikálnych charakteristík pôd Slovenska. Lokalizácie miest odberov vzoriek pôdy pre obe lokality sú uvedené na obrázku 1.

Stanovenie nasýtenej hydraulikkej vodivosti

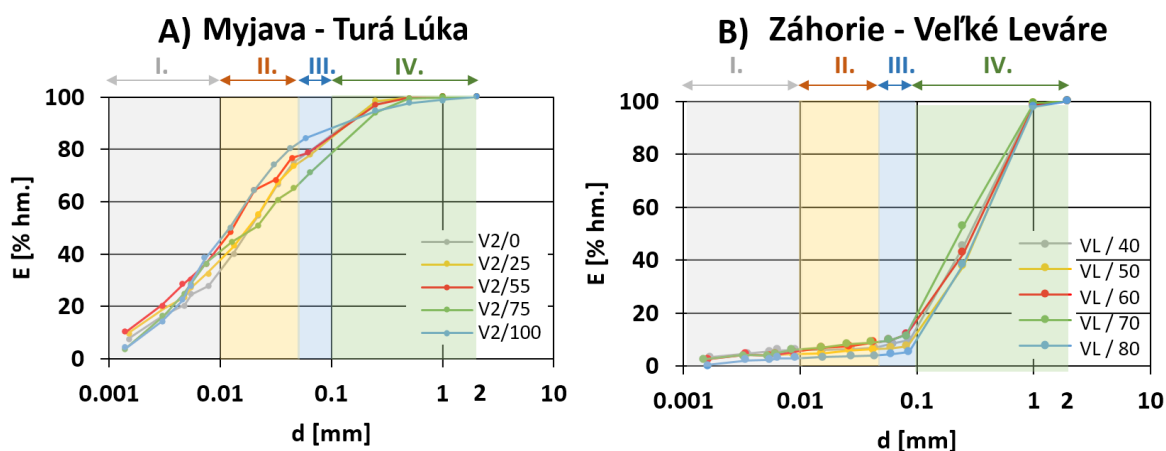
Na určenie hodnôt nasýtenej hydraulikkej vodivosti sa používa množstvo metód, ktoré možno rozdeliť na priame a nepriame. Medzi priame metódy patria terénne (napr. jednosondová a piezometrická metóda, metóda plnenej sondy, čerpanie a vsakovacie pokusy, Guelphský permeameter) a laboratórne metódy, ktoré pri meraní nasýtenej hydraulikkej vodivosti využívajú konštantný alebo premenlivý hydraulický sklon. Podrobný opis všetkých metód je uvedený v literatúre (pozri napr. Velebný, 1981; Skalová a Štekauerová, 2011; Mohsenipour a Shahid, 2016). Štekauerová a Stehlová (2009) vo svojej práci porovnávali vybrané terénne metódy (Guelphský a diskový permeameter) s laboratórnou metódou.

Nepriame metódy určenia hodnôt *K* sú založené prevažne na výsledkoch zrnitostných rozborov, resp. na základe pôdných vlastností. Väčšina metodických postupov vychádza zo zrnitostných kriviek, ktoré vstupujú do empirických vzorcov (Pokorná, 1996). V hydromelioračnej praxi je u nás najviac využívaná metóda podľa Špačka (1987), a dodnes sa jej aplikácia u nás odporúča. V zahraničí sú používané aj iné metodické postupy na určenie nasýtenej hydraulikkej vodivosti, ktorých základ tvoria viaceré empirické vzťahy, pričom ich prehľadom, porovnaním a hodnotením sa zaoberal Odong (2007) a mnohí ďalší. Z odporúčaní viacerých autorov možno vo všeo-



Obr. 1. Lokalizácia odberových miest: Myjava – Turá Lúka, Záhorie: Veľké Leváre.

Fig. 1. The location of the sampling points: Myjava – Turá Lúka, Záhorie: Veľké Leváre.



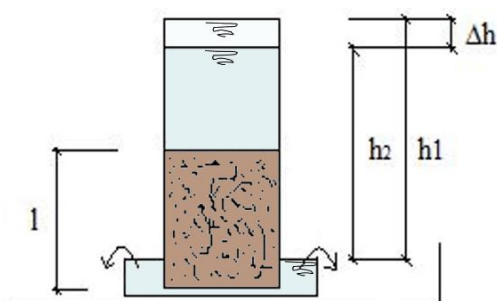
Obr. 2. Zrnitostné krivky: A) Myjava – Turá Lúka (sonda č. 2 / hĺbka); B) Záhorie – Veľké Leváre (VL / hĺbka).

Fig. 2. The grain curves: A) Myjava – Turá Lúka (well no. 2 / depth); B) Záhorie – Veľké Leváre (VL / depth).

obecnosti povedať, že by mal byť použitý vzťah, ktorý bol odvodený v rámci regionalizácie pre danú oblasť a charakter územia. Týmto spôsobom je zabezpečená vysoká dôveryhodnosť a kvalita stanovených hodnôt nasýtenej hydraulikkej vodivosti.

Pre potreby tejto práce boli hodnoty K namerané v laboratóriu na zariadení s premenlivou piezometrickou výškou (obr. 3.) a získané empirickou metódou podľa Špačka (1987). Táto jednoduchá laboratórna metóda spočíva v tom, že nad odberný valec obsahujúci vzorku pôdy je

pripevnený prázdny valec (napr. tesniacou gumenou spojkou). Spodný valec so vzorkou je položený na kovovej sieťke, aby sa zabezpečil výtok vody z nej. Oba valce sú uložené v miske s vodou, kde je potrebné zabezpečiť stálu úroveň dolnej hladiny vody (jej výška nie je dôležitá). Po príprave vzorky a jej nasátení sa meria čas Δt poklesu hladiny v hornom valci Δh (podrobnejšie napr. Novák a Hlaváčiková, 2016). V tabuľke č. 1 uvádzame ukážku jedného merania, kde sú potrebné vstupné hodnoty do rovnice (1) a výsledok výpočtu (tab. 1).



- l – výška odberného Kopeckého valčeka s meranou vzorkou zeminy [cm],
 h_1 – počiatočný rozdiel hladín: nad hladinou Petriho miske (referenčná hladina - výška hladiny na začiatku merania) po hranu horného valčeka naplneného vodou [cm],
 h_2 – výška hladiny na konci merania, $h_2 = h_1 - \Delta h$ [cm],
 Δh – pokles hladiny v zariadení [cm] za čas Δt [min].

Obr. 3. Zjednodušené zariadenie na meranie nasýtenej hydraulkej vodivosti neporušenej vzorky
 Fig. 3. Simplified Equipment for measuring of saturated hydraulic conductivity of undisturbed sample.

Tabuľka 1. Merané hodnoty potrebné pre výpočet hydraulkej vodivosti vzorky pôdy
 Table 1. The measured values to calculate the hydraulic conductivity of the soil sample

Číslo vzorky	t_1 [h:min]	t_2 [h:min]	Δt [min]	h_1 [cm]	h_2 [cm]	Δh [cm]	l [cm]	K [cm.min ⁻¹]	K [m.deň ⁻¹]
VL 40	8:02	8:06	4	8,22	7,16	1,06	4,7	0,162	2,56

Pozn. merania sa niekoľkokrát zopakujú a treba brať ohľad, aby sa pri prilievaní vody neporušil povrch vzorky

Výpočet nasýtenej hydraulkej vodivosti bol realizovaný pomocou vzťahu:

$$K = \frac{l}{\Delta t} \ln \frac{h_1}{h_2} \quad (1)$$

Nepriama metóda podľa Špačka vychádza zo zrnitostného rozboru pôdnej vzorky hustomernou metódou podľa Casagrandeho (Skalová a Štekauerová, 2011). Na výpočet K sa využívajú vzťahy (2) a (3) odvodené Špačkom (1987), do ktorých vstupujú hodnoty d_{10} a d_{60} odčítané z krivky zrnitosti.

Tento vzťah je však možné použiť za predpokladu, ak:

$$\left. \begin{array}{l} d_{10} < 0,01 \\ \text{alebo} \\ 0,01 \leq d_{10} < 0,13 \\ \text{a zároveň} \\ d_{60} < 0,0567 + 0,567d_{10} \end{array} \right\} K = 20,577d_{10}^{1,013} \left(\frac{0,5}{d_{60} - d_{10}} \right)^{0,059} \quad (2)$$

kde

d_{10} – veľkosť zŕn v 10 % hmotnosti súčtovej čiary zrnitosti [mm],

d_{60} – veľkosť zŕn v 60 % hmotnosti súčtovej čiary zrnitosti [mm],

K – nasýtená hydraulická vodivosť [m.d⁻¹].

Ak vstupné údaje (d_{10} a d_{60}) nespĺňajú tieto podmienky, tak možno použiť nasledujúci vzťah:

$$\left. \begin{array}{l} d_{10} \geq 0,13 \\ \text{alebo} \\ 0,01 \leq d_{10} < 0,13 \\ \text{a zároveň} \\ d_{60} > 0,0576 + 0,5765d_{10} \end{array} \right\} K = 108,438d_{10}^{0,8866} d_{60}^{0,7726} \quad (3)$$

Výsledky a diskusia

Lokalita Myjava – Turá Lúka

Odber vzoriek bol vykonaný na poľnohospodársky obrábanom svahu, na ktorom sa tvorí značná ryhová a výmlová erózia. V tomto prípade sa pracovalo so vzorkami stredne ťažkých pôd a bolo odobratých celkovo 25 neporušených vzoriek v stanovenom transekte poľnohospodárskeho svahu z hĺbky 0 až 100 cm zo 6 vŕtaných sond (obr. 1). Výsledky hodnôt K získané empirickou metódou podľa Špačka a laboratórnymi meraniami sú uvedené v tab. 2. Pred zberom neporušených vzoriek pôdy sa odstránila najskôr najvrchnejšia časť ornice, a to z dôvodu existencie zvyškov rastlín. Následne z tejto časti povrchu bola odobratá prvá vzorka pôdy, pre ktorú bola stanovená nasýtená hydraulická vodivosť označovaná v nulovej hĺbke. Od tejto hĺbky boli potom definované ďalšie úrovne vo vertikálnom smere.

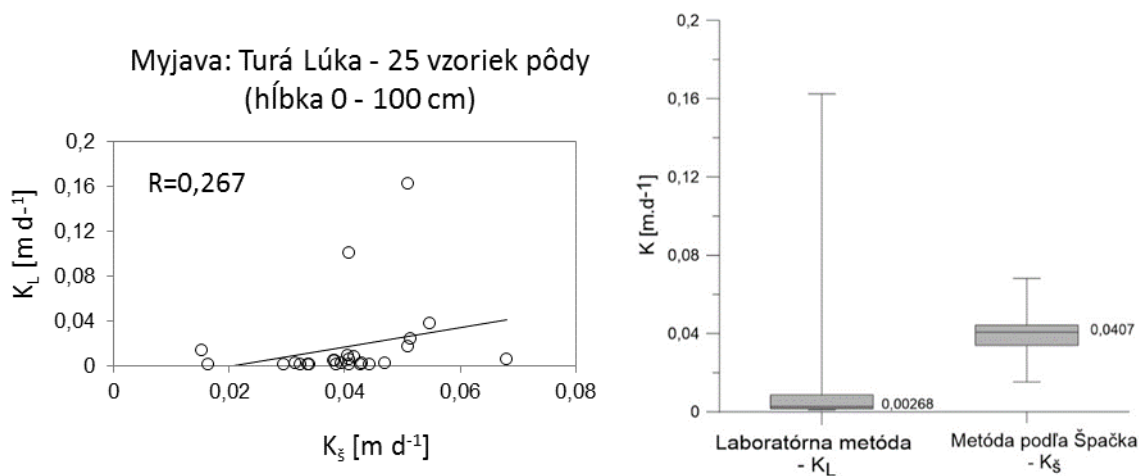
Korelačný koeficient popisujúci vzťah medzi vybranými metódami dosahuje v prípade vzoriek z lokality Myjava – Turá Lúka hodnotu $R = 0,267$, čo predstavuje nízku korelačnú závislosť, priam skoro žiadnu (obr. 4). Kvalita tejto závislosti je ovplyvnená vyššími hodnotami K stanovenými laboratórnou metódou, hlavne z pôdnych vzoriek Turá Lúka 1 / 50 a Turá Lúka 2 / 0. Nízka korelácia môže byť spôsobená viacerými faktormi a chybami merania, napr. jednotlivé merania môžu byť ovplyvnené stenovým efektom v Kopeckého valčeku, teda netesnosťou a na ich elimináciu sa používajú rôzne tesniace hmoty. Prípadne čiastočným porušením pôdnych vzoriek pri ich odbere, resp. preprave alebo manipulácii. Na obrázku 4 je vykreslený krabicový graf z hodnôt labora-

tórnej metódy – K_L a empirickej metódy podľa Špačka – K_S , kde možno vidieť extrémne hodnoty a celkovú variabilitu hodnôt K pri oboch metódach. Je badateľné, že rádovo vyšší medián je pri metóde podľa Špačka ako laboratórnej metóde. Iba v dvoch spomenutých vzorkách pô-

dy (Turá Lúka 1 / 50 a Turá Lúka 2 / 0) boli hodnoty K vyššie z merania s premenlivým hydraulickým sklonom ako podľa Špačka. Možno sa domnievať, že pri stredne ťažkých pôdach metóda podľa Špačka nadhodnocuje hodnotu nasýtenej hydraulickej vodivosti.

Tabuľka 2. Nasýtená hydraulická vodivosť získaná laboratórnou metódou – K_L a empirickou metódou podľa Špačka – K_S v lokalite Myjava – Turá Lúka (hlinité pôdy)
Table 2. Saturated hydraulic conductivity estimated by the laboratory experiment – K_L and empirical method of Špaček – K_S in Myjava–Turá Lúka (loamy soil)

P. č.	Lokalita / hĺbka [cm]	K_L [m.d ⁻¹]	K_S [m.d ⁻¹]	P. č.	Lokalita / hĺbka [cm]	K_L [m.d ⁻¹]	K_S [m.d ⁻¹]
1	Turá Lúka 1 / 0	0,01737	0,0510	14	Turá Lúka 4 / 0	0,00156	0,0408
2	Turá Lúka 1 / 25	0,00778	0,0416	15	Turá Lúka 4 / 25	0,00159	0,0385
3	Turá Lúka 1 / 50	0,16248	0,0510	16	Turá Lúka 4 / 50	0,00510	0,0382
4	Turá Lúka 1 / 75	0,03723	0,0547	17	Turá Lúka 4 / 75	0,00239	0,0431
5	Turá Lúka 1 / 100	0,00109	0,0443	18	Turá Lúka 4 / 100	0,00201	0,0394
6	Turá Lúka 2 / 0	0,10050	0,0407	19	Turá Lúka 5 / 0	0,00118	0,0336
7	Turá Lúka 2 / 25	0,00104	0,0339	20	Turá Lúka 5 / 25	0,00139	0,0427
8	Turá Lúka 2 / 55	0,00110	0,0323	21	Turá Lúka 5 / 55	0,00600	0,0681
9	Turá Lúka 2 / 75	0,00268	0,0470	22	Turá Lúka 5 / 75	0,00212	0,0315
10	Turá Lúka 2 / 100	0,02415	0,0515	23	Turá Lúka 6 / 0	0,00155	0,0295
11	Turá Lúka 3 / 0	0,00862	0,0405	24	Turá Lúka 6 / 25	0,00138	0,0163
12	Turá Lúka 3 / 25	0,00406	0,0383	25	Turá Lúka 6 / 100	0,01392	0,0152
13	Turá Lúka 3 / 100	0,00573	0,0408				



Obr. 4. Vzťah medzi hodnotami nasýtenej hydraulickej vodivosti z laboratórnej metódy – K_L a metódy podľa Špačka – K_S v lokalite Myjava – Turá Lúka (hlinité pôdy) and krabicové grafy.
Fig. 4. Relationship between the values saturated hydraulic conductivity from a laboratory experiment – K_L and the method of Špaček – K_S in Myjava–Turá Lúka (loamy soil) and box plots.

Lokalita Záhorie - Veľké Leváre

V danej lokalite bolo spolu odobratých a spracovaných len 10 neporušených vzoriek z poľnohospodárskej pôdy z jednej vŕtanej sondy (monitoring v rámci projektu APVT–51–019804). Rozpätie hĺbky sa pohybovalo v rozmedzí 10 až 100 cm. Prehľad odberov je uvedený v tab. 3 (Jánošík a kol., 2010). Sme si vedomí, že pre korektné závery a hodnovernú štatistiku, z ktorej je možné

odvodiť relevantné závery je potrebné odobrať väčší počet vzoriek. No pre potreby tohto článku sme sa rozhodli pracovať len s týmto počtom spracovaných vzoriek. Korelačný koeficient dosahuje v prípade lokality Záhorie – Veľké Leváre hodnotu $R = 0,412$, čo znamená, že ide o strednú korelačnú závislosť vzťahu medzi hodnotami K získanými laboratórnou metódou a metódou podľa Špačka. Vzťah nasýtenej hydraulickej vodivosti medzi hodnotami z laboratórnej metódy – K_L a metódy podľa Špačka

– K_s je znázornený na obrázku 5. Taktiež aj v prípade ľahkých pôd sú hodnoty K z laboratórnej metódy nižšie ako z metódy podľa Špačka. Výskyt vyšších hodnôt nasýtenej hydraulkej vodivosti oproti hodnotám stanovených laboratórne boli iba v dvoch vzorkách pôdy, konkrétne V. Leváre / 50 a V. Leváre / 60. Krabicové grafy vyhotovené z výsledkov danej lokality poukazujú na väčšiu variabilitu hodnôt K stanovených metódou podľa Špačka vychádzajúc z hodnôt 1. a 3. kvartilu, kde aj v tejto metóde je vyšší medián ako pri laboratórnej metóde (obr. 5), podobne ako v lokalite Myjava – Turá Lúka. No rozdiel už nie je rádový, čo potvrdzuje tesnejší vzťah medzi oboma metódami.

Výsledky hodnôt nasýtenej hydraulkej vodivosti potvrdili ich pomerne veľkú variabilitu a taktiež aj fakt, že ľahké pôdy dosahujú vo všeobecnosti vyššie hodnoty tejto charakteristiky pôdy ako stredne ťažké.

V lokalite Záhorie – Veľké Leváre s prevažne piesočnatými pôdami boli hodnoty K získané laboratórnou metódou max. do $13,3 \text{ m.d}^{-1}$ a vyjadrené metódou podľa Špačka do $9,1 \text{ m.d}^{-1}$. Hodnota mediánu bola v prípade laboratórnej metódy $2,491 \text{ m.d}^{-1}$ a metódy podľa Špačka $6,089 \text{ m.d}^{-1}$. V lokalite Myjava – Turá Lúka s výskytom

prevažne stredne ťažkých pôd, hlinité pôdy boli dosiahnuté max. hodnoty K laboratórnou metódou do $0,16 \text{ m.d}^{-1}$ (medián $2,68 \cdot 10^{-3} \text{ m.d}^{-1}$), resp. metódou podľa Špačka do $0,0681 \text{ m.d}^{-1}$ (medián $0,0407 \text{ m.d}^{-1}$).

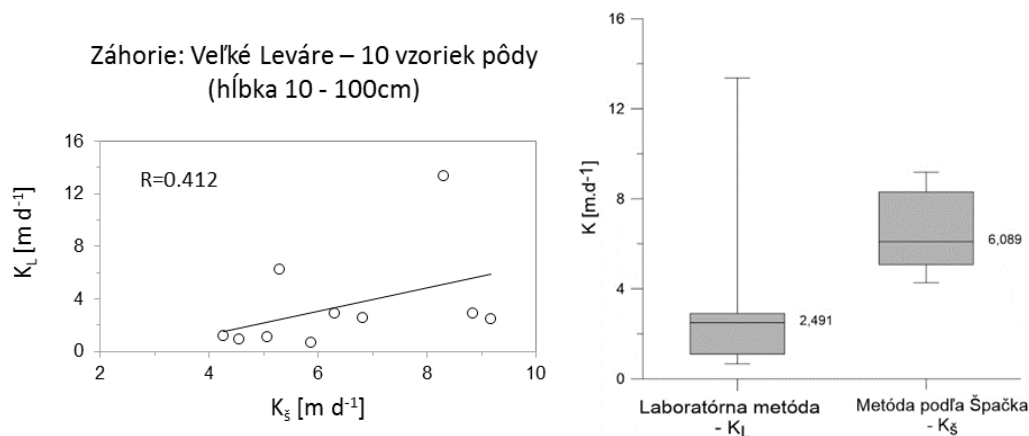
Pre lepšiu interpretáciu výsledkov a zovšeobecnenie záverov v rámci lokality Myjava – Turá Lúka boli zohľadnené zvolené vertikálne úrovne odobratých vzoriek zo všetkých 6 vŕtaných sond tým, že boli príslušné hodnoty K v rovnakej hĺbke spriemerované. Dochádza tým síce k skresleniu skutočne nameraných hodnôt (variabilita v priestore) a znižuje sa ich počet, no cieľom tohto prístupu bolo porovnať hodnoty K v jednotlivých výškových úrovniach v rámci sond. Tieto kroky smerovali aj k poznaniu alebo skôr porovnaniu nameraných hodnôt z oboch lokalít. Keďže v lokalite Záhorie neboli odobrané vzorky z hĺbky 25 a 75 cm a aj s cieľom zachovať rovnaký počet vzoriek, tak sa pristúpilo ešte k ich úprave, že boli priemerované hodnoty K z hĺbky 20 a 30 cm, resp. 60 a 70 cm.

Pre ilustráciu a konštatovanie sú uvedené na obrázku 6 regresie, kde možno porovnať tesnosť vzťahu rovnakého počtu vzoriek, pre dané výškové úrovne 0 – 10, 25, 50, 75 a 100 cm.

Tabuľka 3. Nasýtená hydraulická vodivosť získaná laboratórnou metódou – K_L a metódou podľa Špačka – K_s v lokalite Záhorie – Veľké Leváre (piesočnaté pôdy) (zdroj: Jánošík a kol., 2010)

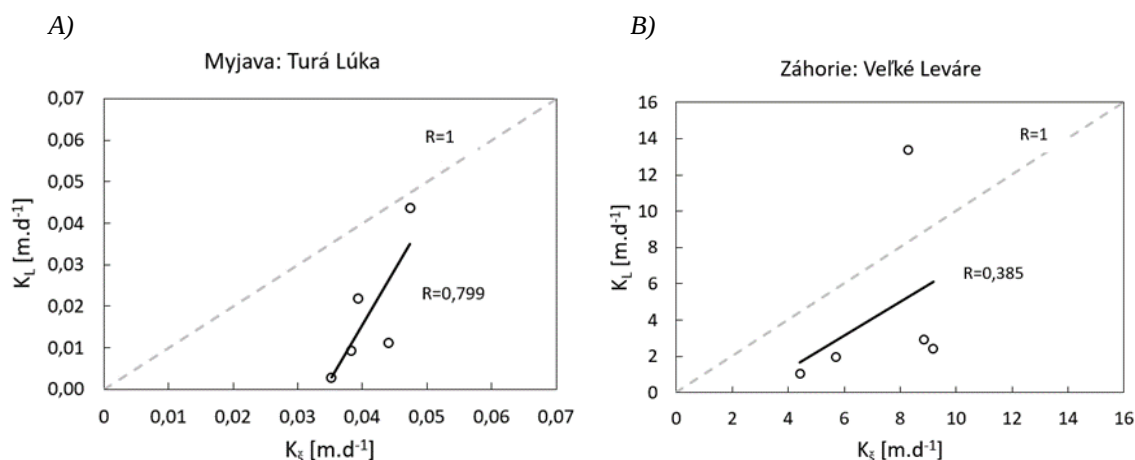
Table 3. Saturated hydraulic conductivity estimated by the laboratory experiment – K_L and the method of Špaček – K_s in Záhorie – Veľké Leváre (sand soil) (Jánošík a kol., 2010)

P. č.	Lokalita / hĺbka [cm]	K_L [m.d^{-1}]	K_s [m.d^{-1}]	P. č.	Lokalita / hĺbka [cm]	K_L [m.d^{-1}]	K_s [m.d^{-1}]
1	V. Leváre / 10	2,9100	8,8485	6	V. Leváre / 60	6,2226	5,2957
2	V. Leváre / 20	1,0961	5,0714	7	V. Leváre / 70	1,1520	4,2697
3	V. Leváre / 30	2,8579	6,3112	8	V. Leváre / 80	0,8993	4,5570
4	V. Leváre / 40	2,5606	6,8302	9	V. Leváre / 90	0,6655	5,8666
5	V. Leváre / 50	13,3616	8,2989	10	V. Leváre / 100	2,4214	9,1807



Obr. 5. Krabicové grafy a vzťah medzi hodnotami nasýtenej hydraulkej vodivosti z laboratórnej metódy – K_L a metódy podľa Špačka – K_s v lokalite Záhorie – Veľké Leváre (piesočnaté pôdy).

Fig. 5. Box plots and correlation of values saturated hydraulic conductivity from a laboratory experiment – K_L and the method of Špaček – K_s in Záhorie – Veľké Leváre (sand soil).



Obr. 6. Vzťah medzi priemerovanými hodnotami nasýtenej hydraulikkej vodivosti z laboratórnej metódy – K_L a metódy podľa Špačka – K_s v lokalite: A) Myjava – Turá Lúka (hlinité pôdy); B) Záhorie – Veľké Leváre (piesočnaté pôdy).

Fig. 6. Correlation average of saturated hydraulic conductivity between of values from a laboratory experiment – K_L and the method of Špaček – K_s in locality: A) Myjava – Turá Lúka (loamy soil); B) Záhorie – Veľké Leváre (sand soil).

Záver

Cieľom príspevku bolo vyhodnotiť nami odobraté vzorky pre potreby riešenia projektu RECARE, ktorý je zameraný na degradáciu pôdy a následne porovnať hodnoty nasýtenej hydraulikkej vodivosti stanovené dvomi metódami v rôznych lokalitách západného Slovenska. Konkrétne boli odobraté a porovnané pôdne vzorky z lokality Myjava – Turá Lúka, výskyt stredne ťažkých pôd a pôdne vzorky pochádzajúce z ľahkých pôd, región Záhorie – Veľké Leváre. Výsledky hodnôt nasýtenej hydraulikkej vodivosti potvrdili ich pomerne veľkú variabilitu na danom mieste a taktiež aj fakt, že ľahké pôdy dosahujú vo všeobecnosti vyššie hodnoty tejto charakteristiky ako ťažké pôdy. Medián hodnôt nasýtenej hydraulikkej vodivosti bol v prípade ľahkých aj ťažkých pôd o niečo vyšší v metóde podľa Špačka ako z laboratórnej metódy. V niektorých prípadoch sa v spracovaných vzorkách vyskytli extrémne hodnoty nasýtenej hydraulikkej vodivosti K stanovených laboratórnou metódou, a to v oboch regiónoch. Príčin môže byť viacero, ako napr. stenový efekt, porušenie vzorky, objem valčeka, no v rámci uvedeného článku sme sa nimi detailnejšie nezaoberali. Stupeň závislosti medzi hodnotami K stanovených metódou podľa Špačka a laboratórnou metódou bol hodnotený mierou tesnosti štatistickej závislosti – korelačným koeficientom. V prípade lokality Myjava – Turá Lúka s výskytom stredne ťažkých pôd bola zistená korelačná závislosť medzi hodnotenými prvkami a hodnota $R = 0,267$. Vzhľadom aj na vyšší počet odberných sond a predovšetkým na elimináciu možných chýb meraní boli hodnoty K priemerované v rovnakej hĺbke, čím sa odstránila aj ich priestorová variabilita. Takýmto rozhodnutým sa

hodnota korelačného koeficienta zvýšila na hodnotu $R = 0,799$ (obr. 6), ale treba upozorniť na veľmi nízky počet hodnotiacich prvkov. V prípade lokality Záhorie – Veľké Leváre, kde bol spracovaný menší počet vzoriek, bola definovaná korelačná závislosť a jej tesnosť vyjadrená prostredníctvom koeficienta korelácie $R = 0,412$. Pre možnosť porovnania rovnakého počtu hodnôt K pre obe lokality a v rovnakých hĺbkach boli vzorky pôdy priemerované vo vertikálnom smere (pre výškové úrovne 25 cm a 75 cm), čo malo za dôsledok mierne zníženie korelačného koeficienta $R = 0,385$ pre túto lokalitu.

Záverom možno konštatovať, že boli v prípade tohto výskumu dosiahnuté pomerne dobré korelačné závislosti medzi hodnotami hydraulikkej vodivosti stanovenými podľa Špačka a laboratórnou metódou v lokalite Myjava – Turá Lúka.

Priemerovaním vzoriek v rovnakých výškových úrovniach v lokalite Myjava – Turá Lúka sa podarilo znížiť vplyv priestorovej variability K a eliminovať tak extrémne hodnoty. V lokalite Záhorie – Veľké Leváre sa vplyv počtu hodnôt na tesnosť vzťahu vo vertikálnom smere nepotvrdil. Výsledky analýzy boli ovplyvnené aj nižším počtom vzoriek, ktorých databázu je nutné ešte doplniť a porovnanie metód zopakovať, a to možno aj s inými ďalšími empirickými vzťahmi.

Podakovanie

Článok bol vytvorený a podporený Európskou komisiou v rámci projektu 7RP RECARE, kontrakt č. 603498, Agentúrou na podporu výskumu a vývoja na základe zmluvy č. APVV-15-0497 a grantom VEGA č. 1/0891/17.

Literatúra

- Arya, L. M., Leij, F. J., Shouse, P. J., Van Genuchten, M. T. (1999): Relationship between the hydraulic conductivity function and the particle-size distribution, *Soil Science Society of America Jour.*, 63(5), 1063–1070.
- Dulovičová, R., Velísková, Y., Schügerl, R. (2016): Hydraulická vodivosť nánosov Chotárneho kanála na Žitnom ostrove, *Acta Hydrologica Slovaca*, Roč. 17, č. 2, 149 – 156.
- Dušek, M., Vogel, T. (2002): Modelování pohybu kadmia ve strukturních půdách. In: Jambor, P. (ed.): Zborník príspevkov z konferencie: Prvé pôdoznalecké dni v SR. Diel A. VÚPOP, Bratislava 2002, 175 – 179.
- Gomboš, M., Šutor, J., Ivančo, J. (2001): Charakteristiky ílovito-hlinitých pôd Východoslovenskej nížiny. I. Charakteristiky puklinovej siete. *Acta Hydrologica Slovaca*, Roč. 2, č. 2, 206 – 214.
- Gomboš, M., Šutor, J., Tall, A. (2005): Vplyv pôdných prostredí na ich vodný režim, Štvrté pôdoznalecké dni v SR, Zborník referátov z vedeckej konferencie pôdoznalcov SR, Čingov, 14 – 16.6.2005, Výskumný ústav pôdoznalstva, 96 – 101.
- Jabro, J. D., (1992): Estimation of saturated hydraulic conductivity of soils from particle size distribution and bulk density data, *Transactions of the ASAE*, 35(2), 557–560.
- Jánošík, J., Jarabíková, M., Pasztorová, M., Vitková, J. (2010): Využitie zrnitostných rozborov pri stanovení nasýtenej hydraulikkej vodivosti, In 9. konferencia mladých vodohospodárov: Zborník súťažných prác mladých odborníkov. SHMÚ Bratislava, 10.11.2010.
- Lopez, O. M., Jadoon, K. Z., Missimer, T. M. (2015): Method of relating grain size distribution to hydraulic conductivity in dune sands to assist in assessing managed aquifer recharge projects: Wadi Khulays dune field, western Saudi Arabia, *Water*, 7(11), 6411–6426.
- Mallants, D., Mohanty, B. P., Vervoort, A., Feyen, J. (1997): Spatial analysis of saturated hydraulic conductivity in a soil with macropores. *Soil Technol.*, 10, 115–131.
- Mohsenipour, M., Shahid, S. (2016): Estimation of Saturated Hydraulic Conductivity, Chapter 1, 26.
- Nagy, V., Houšková, B., Lichner, L. (2003): Priestorová a časová variabilita hydraulických vlastností pôdy, In *Hydrologie pôdy v malém povodí*, Ústav pro hydrodynamiku AVČR, Praha, 21 – 29.
- Nováková, K., Takáč, J., Košč, V. (1994): Vyhodnotenie retenčných, transportných a vybraných chemických vlastností pôd ovplyvňujúcich vodný režim pôd a kontamináciu podzemnej vody. Záverečná správa. VÚZH, Bratislava, 43.
- Odong, J. (2007): Evaluation of empirical formula for determination of hydraulic conductivity based on grain-size analysis, *Journal of American Science*, 3(3), 54–60.
- Pokorná, M., (1996): Posudzovanie metód určovania nasýtenej hydraulikkej vodivosti, Diplomová práca, Slovenská technická univerzita v Bratislave, Stavebná fakulta, 71.
- Říha, J., Petrula, L., Hala, M., Alhasan, Z. (2018): Assessment of empirical formulae for determining the hydraulic conductivity of glass beads. *Journal of Hydrology and Hydromechanics* 66 (3): 337–347.
- Skalová, J., Štekauerová, V. (2011): Pedotransférové funkcie a ich aplikácia pri modelovaní vodného režimu pôd, Slovenská technická univerzita v Bratislave, 101.
- Špaček, J. (1987): Stanovení koeficientu filtrace z totálních křivek zrnitosti, *Meliorace*, č. 1, 1 – 13.
- Štekauerová, V., Mikulec, V. (2009): Variability of Saturated Hydraulic Conductivities in the Agriculturally Cultivated Soils, *Soil & Water Res.*, 4, (Special Issue 2), 14–21.
- Štekauerová, V., Stehlová, K., (2009): Analysis of saturated hydraulic conductivity to the root's water supply stress, *Cereal Research Communicat.*, 37, 489–492.
- Šurda, P., Štekauerová, V., Nagy, V. (2013): Štatistická analýza hydraulikkej vodivosti pôdy v povodí rieky Hron, Mezinárodní konference Voda, půda, rostliny, Křtiny 29–30.5.2013.
- Tietje, O., Hennings, V. (1996): Accuracy of the saturated hydraulic conductivity prediction by pedotransfer functions compared to the variability within FAO textural classes, *Geoderma*, 69(1–2), 71–84.
- Velebný, V. (1981): *Hydropedológia: Učebná pomôcka na cvičenia*, 173, SVŠT, Bratislava.
- Zvala, A., Orfánus, T., Stojkovicová, D., Nagy, V. (2017): Hydraulická vodivosť pokrývkových horizontov lesnej pôdy, *Acta Hydrol. Slovaca*, Roč. 18, č. 1, 112 – 119.

COMPARISON OF SATURATED HYDRAULIC CONDUCTIVITY ESTIMATED BY LABORATORY AND EMPIRICAL METHOD OF ŠPAČEK

The main aim of this paper is to estimate the values of saturated hydraulic conductivity obtained by two methods: by the laboratory method and by using the Špaček computing/empirical method. Saturated hydraulic conductivity (K) is the ability of water-saturated soil to run water, which depend on granularity and soil textures. The paper compares the values of saturated hydraulic conductivity which were took from Myjava – Turá Lúka during period 2015–2016 (loamy soil) and Veľké Leváre (sand soil) in 2008 (as undisturbed samples).

To determine the values of the K by the laboratory method was used the equipment with variable slope. For Špaček empirical method the aerometric grain analysis was made. Subsequently, grain curves for the soil samples were designed. We have confirmed that sandy soils have a higher K value than clay soil. In the locality of Veľké Leváre, the values obtained by laboratory achieved max. 13.3 m.d^{-1} (by empirical method 9.1 m.d^{-1}). On Myjava – Tura Lúka (loamy soil) the maximum values K for the laboratory

method 0.16 m.d^{-1} , resp. calculated at 0.0681 m.d^{-1} were determined. In comparison, the median of K values was higher than the empirical method as laboratory determination. To assess the dependence between the values of saturated hydraulic conductivity of these two methods the correlation coefficient $R=0.267$ was determined. This result indicates a low relation between the evaluated elements. For higher number of sampling probes and elimination of possible measurement errors, the K values were averaged at the same depth, thus eliminating their

spatial variability. The correlation coefficient was increased to $R=0.799$. For the V. Leváre (sand soil), the correlation coefficient $R=0.412$ (i.e., moderate degree of correlation) was determined, respectively after averaging $R=0.385$.

The determination of saturated hydraulic conductivity of the soil confirmed the variability in the horizontal directions. By visual inspection of box plot and scatter plot was concluded that the values of the K exhibit a wide range of the numerical values.

Ing. Michaela Danáčová, PhD.
Ing. Radovan Nosko
Ing. Marcela Maliariková
Bc. Miroslav Kandra
Ing. Roman Výleta, PhD.
Katedra vodného hospodárstva krajiny
Stavebná fakulta, STU v Bratislave
Radlinského 11, 810 05 Bratislava
Tel.: + 4212 59 274 627
E-mail: michaela.danacova@stuba.sk
radovan.nosko@stuba.sk
marcela.maliarikova@stuba.sk
xkandra@stuba.sk
roman.vyleta@stuba.sk

WATER FOOTPRINT OF FIELD CROP SPECIES BASED ON THEIR PROTEIN YIELD

Márton Jolánkai, Katalin M. Kassai, Ákos Tarnawa

Water availability is one of the major physiological factors influencing plant growth and development. An assessment study has been done at the Szent István University, Gödöllő to evaluate and identify the water footprint of protein yield of field crop species. Six field crop species (Sugar beet *Beta vulgaris*, winter barley *Hordeum vulgare*, winter wheat *Triticum aestivum*, maize *Zea mays*, potato *Solanum tuberosum*, and alfalfa *Medicago sativa*) were involved in the study. Evapotranspiration patterns of the crops studied have been identified and physiologically reliable protein ranges within crop yields were evaluated.

The results obtained suggest, that water footprint of cereals proved to be the lowest, however maize values were highly affected by the high variability of protein yield. Alfalfa, potato and sugar beet water footprints were in accordance with their evapotranspiration patterns.

KEY WORDS: water footprint, evapotranspiration, protein, field crop species

MNOŽSTVO VODY VO VZŤAHU K OBSAHU BIELKOVÍN V RÔZNYCH DRUHOCH POĽNÝCH PLODÍN. Dostupnosť vody je jedným z najvýznamnejších faktorov ovplyvňujúcich rast a vývoj rastlín. Na Univerzite Szent István v Gödöllő bola urobená hodnotiacia štúdia na zhodnotenie a identifikáciu VODNEJ STOPY na množstvo bielkovín rôznych druhov poľných plodín. Predmetom štúdia bolo šesť druhov poľných plodín (repa cukrová *Beta vulgaris*, ozimný jačmeň *Hordeum vulgare*, ozimná pšenica *Triticum aestivum*, kukurica siata *Zea mays*, zemiaky *Solanum tuberosum* and lucerna siata *Medicago sativa*). Pri študovaných plodinách boli identifikované evapotranspiračné schémy a hodnotili sa fyziologicky spoľahlivé intervaly obsahov bielkovín v závislosti na úrodách. Získané výsledky naznačujú, že množstvo vody bolo najnižšie pri obilninách, pričom na hodnoty pri kukurici významne vplývala vysoká variabilita úrody bielkovín. Pri lucerne siatej, zemiakoch a repe cukrovej bolo množstvo vody v súlade s ich evapotranspiračnými schémami.

KEÚČOVÉ SLOVÁ: množstvo vody, evapotranspirácia, bielkoviny, druhy poľných plodín

Introduction

The water footprint shows the extent of water use in relation to consumption by people (Hoekstra and Chapagain, 2007). The water footprint of an individual, community or business is defined as the total volume of fresh water used to produce the goods and services consumed by the individual or community or produced by the business. Water use is measured in water volume consumed (evaporated) and/or polluted per unit of time. A water footprint can be calculated for any well-defined group of consumers (e.g., an individual, family, village, city, province, state or nation) or producers (e.g., a public

organization, private enterprise or economic sector), for a single process (such as growing crop plants) or for any product.

Traditionally, water use has been approached from the production side, by quantifying the following three columns of water use: water withdrawals in the domestic and agricultural and industrial sector. While this does provide valuable data, it is a limited way of looking at water use in a globalised world, in which products are not always consumed in their country of origin. International trade of agricultural and industrial products in effect creates a global flow of virtual water, or *embodied water*. Recently, the water footprint concept was introduced in

order to have a consumption-based indicator of water use that could provide useful information in addition to the traditional production-sector-based indicators of water use. It is analogous to the ecological footprint concept introduced in the 1990s. The water footprint is a geographically explicit indicator, showing volumes of water use and pollution, and also the locations. Thus, it gives a grasp on how economic choices and processes influence the availability of adequate water resources and other ecological realities across the globe (and vice versa).

In a UNESCO study series water footprint of various food and feed products have been evaluated (Mekonnen and Hoekstra, 2010). The research results give an evidence on the diverse amount of water used for production of food and feed. The differences between vegetables, cereals and meat products may have a 1:10:100 x ratio concerning water usage; e.g. 1 kg of vegetable may be produced with some 300 litres of water while bovine meat would require about 15000 litres. The specific values were much smaller if exact nutritional indicators like calories, protein or fats were evaluated. In this comparison the water footprint differences were within a five-fold range.

Climate change research results in Hungary have highlighted the variation induced by water availability on protein formation of field crops (Kassai et al., 2016; Eser et al., 2017; Jolánkai et al., 2018).

Crop water use, consumptive use, and evapotranspiration are terms used interchangeably to describe the water consumed by a crop. This water is mainly used for physiological processes; a negligible amount is retained by the crop for growth. Water requirements for crops depend mainly on environmental conditions. Plants use water for cooling purposes, and the driving force of this process is prevailing weather conditions. Different crops have different water use requirements, under the same weather conditions (Várallyay, 2008; Pepó, 2010).

The present study is dealing with the identification of water footprint of some field crops. The hypothesis of the work was not to rely on yield figures only, but rather the nutritional value of that. In our study the protein yield of various crop species has been evaluated in the context of evapotranspiration.

Materials and methods

The materials and methods of the present study cover a rather broad field, since there are various topics of the research work done by the Szent István University, Crop Production Institute, Hungary (SIU). Most of the results are based on experimental research, however, some evaluations were implemented by using national public data, or observation results published (FM, 2017; FAOSTAT, 2017).

An assessment study has been done by the authors to evaluate and identify the water footprint of protein yield of field crop species. Six field crop species (Sugar beet *Beta vulgaris*, winter barley *Hordeum vulgare*, winter

wheat *Triticum aestivum*, maize *Zea mays*, potato *Solanum tuberosum*, and alfalfa *Medicago sativa*) were involved in the study. Evapotranspiration patterns (ET) of the crops studied have been identified and physiologically reliable protein ranges within crop yields were evaluated.

Regarding water availability impacts, experimental mean values of respective treatments and homogenized bulk yield samples were used only. Precipitation records have been evaluated in relation with yield quantity and quality. Quality characteristics were determined at the Research Laboratory of the SIU Crop Production Institute, according to Hungarian standards (MSZ, 1998). Analyses were done by statistical programmes with respect to the methodology of phenotypic crop adaptation (Eberhart and Russell, 1966; Finlay and Wilkinson, 1963; Hohls, 1995).

The meteorological database of the research referring to precipitation as well as temperature data was provided by the Hungarian Meteorological Service (OMSZ). Statistical evaluations, crop ecological model adaptations, and correlation calculations were done by regular methods (Sváb, 1981; Finlay and Wilkinson, 1963).

The present paper produces results of the ongoing research in relation with weather impacts on crop production. Such an assessment has a diverse nature. Once, it is beneficial regarding the abundance and the duration of baseline data. On the other hand, it is restricted to the available structure and moreover it is bound mainly to available figures giving less chance for deep layer evaluations. However, the study could provide some novel specific information on crop performance in relation with their water footprint.

Results and discussion

The results obtained show that the evaluated crops may have ten times differences in their amount of yield built up under almost identical field conditions regarding precipitation, soil conditions and other meteorological factors influencing water availability.

Figure 1 presents data on ET patterns in comparison with the long term precipitation means. In accordance with that it can be stated, that the six species studied have profoundly diverse evapotranspiration patterns concerning water demand, seasonality, and in dynamics as well.

The most balanced water budget can be observed in the case of cereal crops like winter wheat and winter barley, where the early development stages are fully supplied by the precipitation and water deficiencies may be experienced mainly during the generative phases and ripening. Maize is the most deficient crop that should be supplied with water either from off season precipitation or irrigation. Similarly to that, the two root and tuber crops are having a negative budget in most of their life cycle. Alfalfa as a perennial crop has more similarities in its ET to that of the cereal species. The water footprint of

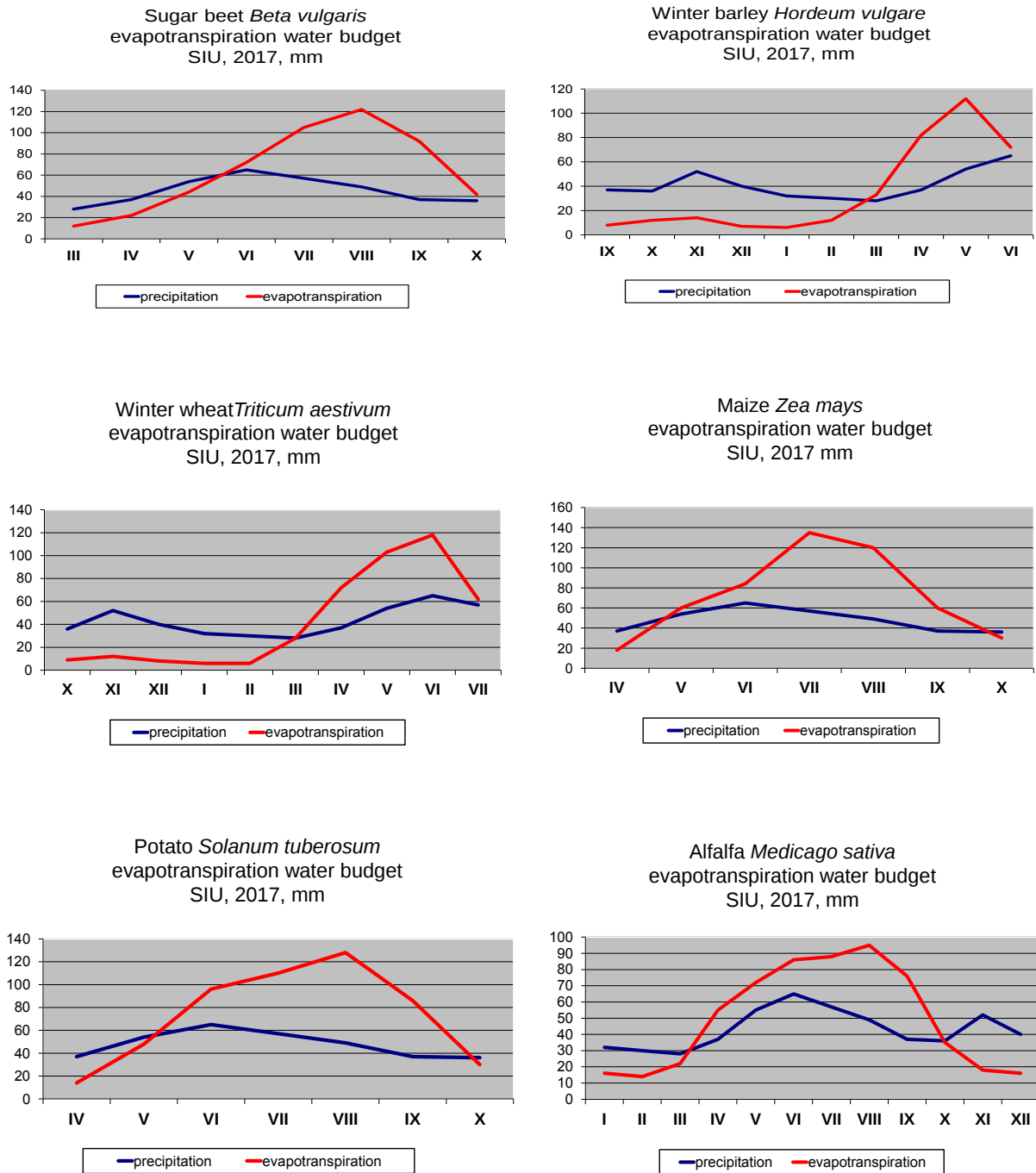


Fig. 1. Water budget of field crop species based on evapotranspiration. SIU, 40 years mean, 2017.

Obr.1. Množstvo vody pri poľných plodinách na základe evapotranspirácie SIU, 40 ročný priemer, 2017.

the examined crop species proved to be different as it is shown in Table 1. The amount of protein of the respective

crops ranged from 450 kg to almost 800 kg in the yield of the evaluated species. Root and tuber crops had

Table 1. Water footprint of six crop plant species SIU, 2017
Tabuľka 1. Množstvo vody pri šiestich druhoch plodín SIU, 2017

Crop	protein [%]	crop yield [t.ha ⁻¹]	protein yield [kg.ha ⁻¹]	protein kg / ET [mm]	litre / protein [g]
<i>Medicago sativa</i>	18.0	4,35*	783	1.32	44.9
<i>Solanum tuberosum</i>	2.0	24.9	498	0.97	52.7
<i>Beta vulgaris</i>	1.1	41.2	453	0.96	49.1
<i>Triticum aestivum</i>	13.0	4.8	624	1.83	23.1
<i>Hordeum vulgare</i>	16.5	4.1	676.5	1.88	18.9
<i>Zea mays</i>	9.5	5.8	551	1.09	46.5

*hay

*úroda sena

the lowest protein yield from among the crop species. Grain crops were in the mid-range and definitely alfalfa proved to produce the highest amount of protein.

There were considerable differences in the efficiency of water consumption regarding protein yields. Barley proved to be the most efficient protein producing crop regarding both evapotranspiration and direct water consumption of the crop. Wheat was the next water saving crop concerning protein production. Maize, the third grain crop had almost double specific water consumption in comparison with cereals. Alfalfa had the highest protein yield from among the species examined, however its water efficiency was about half of that of the cereal species.

Potato and sugar beet produced the least protein yield within the evaluated crop species. It is quite acceptable since both of them are initiated for the production of carbohydrous substances like starch and sugar rather than proteinous ones. Consequently the water efficiency of these crops proved to be the worst as well.

Acknowledgement

This paper presents research results gained from a long term trial supported by TÁMOP, NVKP and VKSZ funds of the Government of Hungary.

References

- Eberhart, S.A., Russell, W.A. (1966): Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*. 6, 36–40.
- Eser, A., Kassai, M.K., Tarnawa Á., Nárai, H.F., Jolánkai, M. (2017): Impact of crop year and nitrogen topdressing on the quantity and quality of wheat yield. *Columella* 4.1. Suppl. 157–162.
- FAOSTAT (2017): www.fao.org/faostat/
- Finlay, K.W. and Wilkinson, G.N. (1963): The analysis of adaptation in a plant breeding program. *Australian J.f Agric. Res.* 14, 742–754.
- FM (2017): Statistical data on agriculture. https://www.ksh.hu/hssz_tagok_fm
- Hoekstra, A.Y., Chapagain, A.K. (2007): Water footprints of nations: Water use by people as a function of their consumption pattern. *Water Resource Management*. 21. 35–48.
- Hohls, T. (1995): Analysis of genotype environment interactions. *South African J. Sci.* 91, 121–124.
- Jolánkai, M., Kassai, M.K., Tarnawa, Á., Pósa, B., Birkás, M. (2018): Impact of precipitation and temperature on the grain and protein yield of wheat (*Triticum aestivum* L.) varieties. *Időjárás*. 122. 1. 31–40.
- Kassai, M.K., Tarnawa, Á., Nyárai, H.F., Horváth, Cs., Jolánkai, M. (2016): Water availability and protein formations interrelations. *Acta Hydrologica Slovaca*, 17, 2, 260–264.
- Mekonnen, M.M. and Hoekstra, A.Y. (2010): The green, blue and grey water footprint of farm animals and animal products, *Value of Water Research Report Series No.48, UNESCO-IHE*.
- MSZ 6383 (1998): 824/2000/EK Crop quality standards, Hungary.
- Pepó, P. (2010): Adaptive capacity of wheat (*Triticum aestivum* L.) and maize (*Zea mays* L.) crop models to ecological conditions. *Növénytermelés*. 59. Suppl. 325–328. (in Hungarian)
- Sváb J. (1981): *Biometriai módszerek a kutatásban* (Biometric methods in research – in Hungarian). Mezőgazdasági Könyvkiadó, Budapest.
- Várallyay, G. (2008): Extreme soil moisture regime as limiting factor of the plants' water uptake. *Cereal Research Communications*. Suppl. 3–6.
- Wichelns, D. (2010): Virtual water and water footprints offer limited insight regarding important policy questions. *International Journal of Water Resources Development*. 26. 4. 639–651.

MNOŽSTVO VODY VO VZŤAHU K OBSAHU BIELKOVÍN V RÔZNYCH DRUHOCH POĽNÝCH PLODÍN

V štúdiu robenej na Szent István University v Gödöllő sa hodnotil vplyv vody na úrody proteínov pri šiestich druhoch poľných plodín, a to pri repe cukrovej (*Beta vulgaris*), ozimnom jačmeni (*Hordeum vulgare*), ozimnej pšenici (*Triticum aestivum*), kukurici siatej (*Zea mays*), zemiakoch (*Solanum tuberosum*) a lucerne siatej (*Medicago sativa*). Pre skúmané plodiny boli identifikované evapotranspiračné schémy a hodnotili sa fyziologicky hodnoverné intervaly proteínov medzi úrodami plodín. Cieľom štúdia bolo determinovať vplyv vody na úrodu rôznych poľných plodín. Vo vše-

obecnosti vplyv vody sa zvyčajne stanovuje na základe celkovej produkcie suchej hmoty, avšak pri rôznych plodinách nie sú tieto hodnoty porovnateľné. Nové metodické postupy výpočtu množstva vody naznačujú, že hodnovernjším základom pre jej hodnotenie je produkcia bielkovín. Z našich výsledkov vyplýva, že množstvo vody pri obilninách bolo najnižšie a hodnoty pri kukurici boli významne ovplyvnené vysokou variabilitou úrody bielkovín. Pri lucerne siatej, zemiakoch a repe cukrovej bolo množstvo vody v súlade s ich evapotranspiračnými schémami.

Márton Jolánkai, Prof.
Katalin M. Kassai, PhD
Ákos Tarnawa, PhD
Szent István University, Crop Production Institute,
2100 Gödöllő,
Páter Károly u. 1.
Tel.: +36-204174363
E-mail: jolankai.marton@mkk.szie.hu

**MODELOVANIE ODNOSU SEDIMENTOV FYZIKÁLNE ZALOŽENÝM
EROSION-3D MODELOM A EMPIRICKÝM MODELOM
USPED V POVODÍ SVACENICKÉHO JARKU**

David Honek, Zuzana Nemetová, Silvia Kohnová

Cieľom príspevku je kvantifikácia odnosu sedimentov pomocou fyzikálne založeného Erosion-3D modelu a pomocou empirického modelu USPED v povodí Svacenického jarku. Analýza bola uskutočnená pre obdobie od IX. 2015 do XI. 2016, pričom vstupné údaje tvorili reálne namerané zrážkové udalosti, ktoré boli vyhodnotené ako erózne účinné v rámci zvoleného obdobia. Množstvo sedimentov určené fyzikálne založeným modelom a empirickým modelom bolo porovnané s nameranými údajmi získanými batymetriou dna v poldri, ktorý sa nachádza v povodí Svacenického jarku. Na základe výsledkov je zrejmé, že fyzikálne založený model predstavuje omnoho vhodnejší a presnejší prístup pre stanovenie množstva erodovaného materiálu v povodí, než empirický model.

KEÚČOVÉ SLOVÁ: fyzikálne založený model, modelovanie erózných procesov, empirické modelovanie, vodná erózia, množstvo sedimentov, extrémna zrážková udalosť

MODELLING OF SEDIMENT DELIVERY AMOUNTS BY A PHYSICALLY BASED EROSION-3D MODEL AND EMPIRICAL MODEL USPED IN THE SVACENICKY CREEK CATCHMENT. The aim of the paper is to quantify the amount of sediments using a physically based Erosion-3D model and empirical model USPED in the Svacenicky creek catchment. The analysis was carried out for the period from IX.2015 to XI.2016 with input data based on real measured rainfall events that have been determined as erosion effective within the selected period. The amount of sediments quantified by the physically based model and empirical model were compared with the measured data obtained by the bathymetry of the bottom in Svacenicky polder, which is located in the Svacenicky creek catchment. Based on the results it can be concluded that the physically based model represents more appropriate and accurate approach for determining the amount of eroded material in the catchment then an empirical one.

KEY WORDS: physically based model, modelling of erosion processes, empirical modelling, water erosion, amount of sediments, extreme rainfall event

Úvod

Intenzita a rozsah degradačných procesov pôd nadobudla v posledných rokoch podstatný nárast v mnohých častiach sveta (Midriak, 1993; Rawat a kol., 2011). Spomedzi jednotlivých degradačných procesov má najzávažnejšie postavenie vodná erózia pôdy, ktorá v mnohých prípadoch vedie k úplnému odnosu jemnozeme a tým k zániku pôdy. Doposiaľ jej dlhodobý a veľkoplošne pôsobiaci vplyv zapríčinil znehodnotenie veľkej rozlohy pôdy vo viacerých krajinách (Montgomery, 2007; Terranova a kol., 2009). Z uvedeného vyplýva nielen nutnosť venovať pozornosť jej riešeniu, ale i výskumu a zavádza-

niu praktických opatrení určených na znižovanie jej intenzity. Keďže väčšina štúdií zameraných na riešenie tejto problematiky bola uskutočňovaná pomocou empiricky založených modelov, je žiaduce použiť na hodnotenie intenzity erózných procesov inovatívnejšie a komplexnejšie metódy a spôsoby. Jeden z takýchto nástrojov predstavujú fyzikálne založené modely, ktoré sa javia ako efektívna metóda kvantifikácie a hodnotenia erózie pôdy (Bhattarai a Dutta, 2007). Na druhej strane nemožno označiť empirické modely za menej hodnotný prístup posudzovania erózných procesov, len brať v úvahu možnosť lepšej a komplexnejšej kvantifikácie vodnej erózie pôdy. Avšak výber správneho prístupu a kvantifikácie

erózných procesov je silne závislý od dostupnosti kvalitných vstupných dát.

V posledných rokoch počet štúdií venujúcich sa problematike vodnej erózie pôdy dosiahol vysoké číslo a bolo vyvinutých mnoho metód hodnotenia intenzity vodnej erózie pôdy, avšak všeobecným problémom zostáva validácia a verifikácia použitých metodík (Garcia-Ruiz a kol., 2015). Terénne meranie erózneho zmyvu je obmedzené nielen finančnou náročnosťou, ale tiež nedostatkom vhodných lokalít. Jedným z riešení, ako zistiť mieru erózie v riešenom území, je meranie hrúbky sedimentov v nádržiach (Garcia-Ruiz a kol., 2015). Tejto problematike je venovaných množstvo prác (Erskine a kol., 2002; Boix-Fayos a kol., 2008; Boyle a kol., 2011; Bussi a kol., 2013; Hlavčová a kol., 2018).

Cieľom príspevku je nielen porovnanie výsledkov kvantifikácie objemu sedimentov vyššie opisovanými metodami, ale rovnako aj konfrontácia modelových výsledkov s reálne nameraným množstvom sedimentov v poldri na Svacenickej jarke.

Materiál a metódy

V nasledujúcej časti sú stručne popísané modely použité pre výpočet množstva sedimentov v povodí Svacenickej jarke. Ide o fyzikálne založený Erosion-3D model a empirický model USPED. Ďalej nasleduje opis batymetrie dna v Svacenickej jarke slúžiaci pre porovnanie modelových výsledkov s reálne nameranými dátami.

Erosion-3D model

EROSION-3D model predstavuje fyzikálne založený model, ktorý simuluje erózne a odtokové procesy na povodiach s veľkosťou do 400 km² (Schmidt a kol., 1999). Plocha povodia v modeli je delená pravidelnou štvorcovou sieťou a umožňuje identifikáciu intenzity erózie a ukladanie erodovaného materiálu vo farebnej škále. Model umožňuje simulovať jednu epizódu, t.j. jednu zrážkovú udalosť, ale rovnako aj sekvenciu zrážkových udalostí a napodobniť tak dlhodobú zrážkovú radu a dlhodobú simuláciu.

Ďalšou výhodou EROSION-3D modelu je výpočet založený na rastroch, ktorý umožňuje podrobnú priestorovú analýzu erózných procesov. Model je navrhnutý vhodne pre široký záber užívateľov, čoho dôkazom je malý počet vstupných parametrov (Michael, 1996). Napriek tomu obťažnosť získania niektorých pôdných vstupných parametrov, tak aby predstavovali dostatočne reprezentatívnu hodnotu, je vysoká. Drsnosť povrchu pôdy vstupuje do vzťahu pri výpočte rýchlosti povrchového odtoku pomocou Manningovej rovnice, ktorá ovplyvňuje celkové množstvo povrchového odtoku (Schmidt, 1996). Drsnosť povrchu pôdy je počítaná upravenou Manningovou rovnicou nasledovným spôsobom (Michael, 1996):

$$n = v_q^{-5/3} * q_0^{2/3} * S^{1/2} \quad (1)$$

kde

n – drsnosť povrchu podľa Manning-Stricklera [$s \cdot m^{-1/3}$] (Michael, 1996),
 v_q – rýchlosť odtoku [$m \cdot s^{-1}$],
 q_0 – priemerná rýchlosť odtoku [$m^2 \cdot s^{-1}$],
 S – sklon [$m \cdot m^{-1}$].

Empirický model USPED

Model USPED (Unit Stream Power based Erosion/Deposition model) je empirický model, vytvorený na koncepte modelu USLE v 90. rokoch (Mítáš a Mítášová, 1998; Mítášová a kol., 1996), ktorý sa používa k modelovaniu potenciálnej miery erózie a depozície pôdy na poľnohospodárskych plochách. Vstupnými parametrami do modelu sú DEM a hodnoty faktora R (erózna účinnosť dažďa), K (erodovateľnosť pôdy), C (ochranný vplyv vegetácie) a P (protierózne opatrenie).

Opis povodia Svacenickej jarke a batymetria dna

Lokalizácia povodia Svacenickej jarke je v oblasti Myjavskej pahorkatiny (obr. 1) v západnej časti Slovenskej republiky. Vďaka prírodným a socio-ekonomickým zmenám podlieha oblasť Myjavskej pahorkatiny rýchlemu odtoku, čoho dôsledkom sú bahenné povodne. Výsledkom takmer 600-ročného antropogénneho pretvárania prirodzene zalesnenej krajiny Myjavskej pahorkatiny, ktorá bola tvorená najmä dubovými a bukovými lesmi, je súčasná krajina povodia, kde orná pôda zastupuje 66 % plochy Myjavskej pahorkatiny. Zvyšok územia pokrývajú mozaiky lesov (9 %), trávnaté porasty (9 %), vodné plochy (7 %), záhrady (6 %), zástavba (2 %) a kroviny (1%). Prevládajúci pôdny druh predstavujú luvizeme (68 %), nasleduje pararendzina (28 %) a najmenšie zastúpenie majú kambizeme (3,7 %). Vodný tok Svacenickej jarok, predstavuje chrbtový tok územia a v spodnej časti sa vlieva do malej vodnej nádrže (poldra). Keďže mesto Myjava bolo v minulosti postihnuté častými povodňami (Bučko a Mazurová, 1958; Stankovičský, 1999; Stankovičský, 2003; Dotterweich, a kol., 2013) bola zrealizovaná výstavba poldra Svacenickej jarke ako súčasť protipovodňovej ochrany územia. Polder slúži predovšetkým na zníženie povodňových prietokov pravostranného prítoku toku Myjava – Svacenickej jarke.

Hydrografický prieskum a zber údajov v Svacenickej jarke bol vykonaný pomocou zariadenia AUV (Autonomous Underwater Vehicle) prístrojom EcoMapper. Batymetria dna v poldri bola uskutočnená v spolupráci so Slovenskou akadémiou vied v rokoch 2015, 2016 a 2017. AUV Ecomapper je zariadenie, ktoré je schopné samostatne sa pohybovať na povrchu a pod povrchom vodnej hladiny v hĺbke od 1 do 100 metrov. Pre analýzy v rámci tohto príspevku bolo zvolené obdobie od IX.2015 – XI.2016.

Vstupné údaje

Vstupnými údajmi pre oba modely boli zrážkové údaje v minútovom kroku počas obdobia IX.2015-X.2016 na

meteorologickej stanici Myjava (v prípade modelu USPED boli stanovené mesačné a ročné úhrny zrážok). Modely boli validované na kontinuálnom rade nameraných zrážok. Obr. 2 zobrazuje vybrané zrážky počas zvoleného obdobia, tab. 1 uvádza charakteristiky jednotlivých zrážkových udalostí; dátum výskytu zrážkovej udalosti, trvanie zrážkovej udalosti (min), množstvo zrážkovej udalosti (mm) ako aj intenzitu zrážkovej udalosti ($\text{mm} \cdot \text{min}^{-1}$). Ostatné zrážkové udalosti v tomto období neboli vhodné pre použitie v modeli EROSION-3D (žiadna odozva modelu).

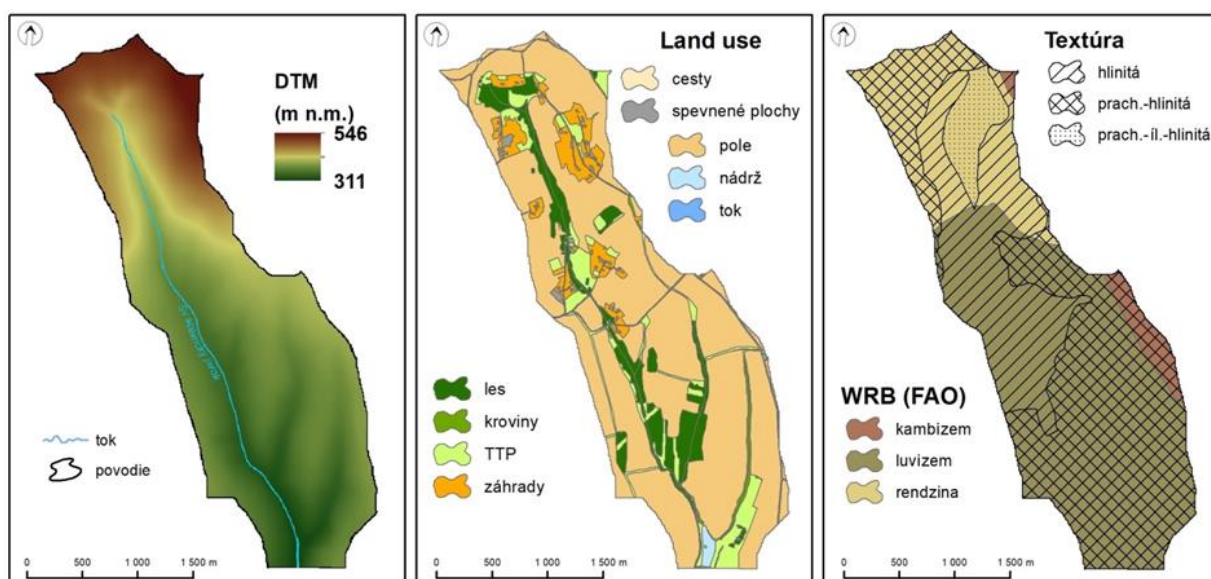
Ďalším vstupným parametrom boli pôdne charakteristiky, v prípade fyzikálne založeného EROSION-3D modelu ide o sedem pôdných charakteristík (Michael

a Schmidt, 1996). Ich podrobný prehľad s uvedením konkrétnych hodnôt uvádza tab. 2.

V prípade modelu USPED sumarizáciu vstupných charakteristík obsahuje tab. 3. Hodnoty C a P faktoru boli stanovené na základe literatúry (Janeček a kol., 2012), faktory R a K boli vypočítané na základe reálne meraných dát v povodí.

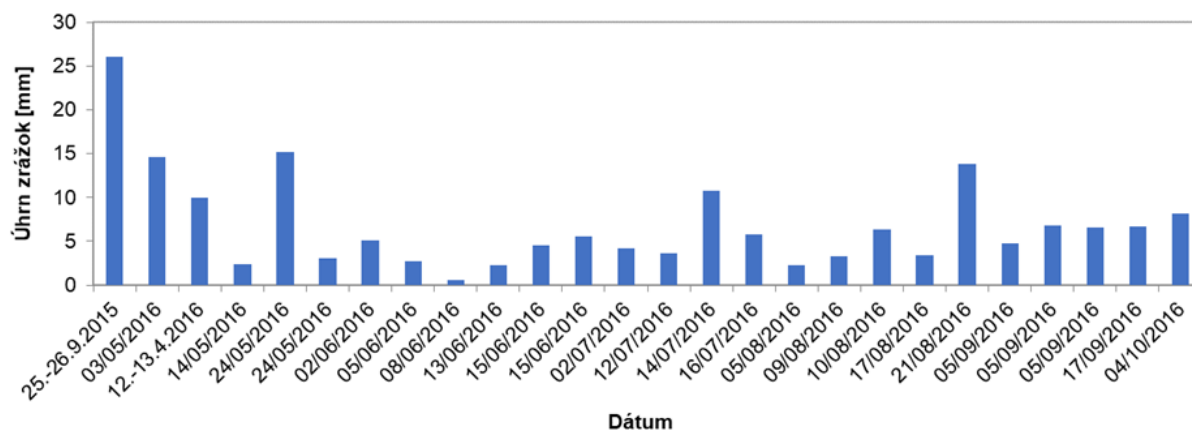
Výsledky a diskusia

Intenzívne erózne procesy v povodí Svacenickeho jarku sú spojené s miestami výrazne naklonených povrchov (nad 10°). Tieto plochy sa v území nachádzajú v blízkosti vodných tokov či erózných rýh. V týchto miestach do-



Obr. 1. Mapa lokalizácie povodia Svacenickeho jarku a DTM, mapa využitia územia a mapa pôdných typov WRB (FAO) a druhov.

Fig. 1. The map of the Svacenickeho jark catchment, DEM, land use and soil conditions according to texture and WRB (FAO).



Obr. 2. Grafické zobrazenie vybraných zrážkových udalostí počas hodnoteného obdobia.

Fig. 2. Chosen rainfall events during investigated time period.

Tabuľka 1. Charakteristiky vybraných zrážkových udalostí počas hodnoteného obdobia
Table 1. Characteristics of chosen rainfall events during investigated time period

Dátum zrážkovej udalosti	Trvanie zrážkovej udalosti [min]	Množstvo zrážkovej udalosti [mm]	Intenzita zrážkovej udalosti [mm.min ⁻¹]
25.-26.09.2015	1041	26,11	0,03
03.05.2016	206	14,66	0,07
12.-13.05.2016	260	9,92	0,04
14.05.2016	15	2,38	0,16
24.05.2016	161	15,22	0,09
24.05.2016	46	3,07	0,07
02.06.2016	64	5,15	0,08
05.06.2016	39	2,69	0,07
08.06.2016	1	0,57	0,57
13.06.2016	22	2,23	0,1
15.06.2016	67	4,5	0,07
15.06.2016	58	5,5	0,09
02.07.2016	8	4,18	0,52
12.07.2016	28	3,64	0,13
14.07.2016	241	10,71	0,04
16.07.2016	336	5,74	0,02
31.07.2016	122	2,2	0,02
05.08.2016	81	2,3	0,03
09.08.2016	48	3,32	0,07
10.08.2016	333	6,4	0,02
17.08.2016	50	3,38	0,07
21.08.2016	79	13,8	0,18
05.09.2016	141	4,71	0,03
05.09.2016	56	6,75	0,12
17.09.2016	31	6,66	0,22
04.10.2016	252	8,11	0,03

Tabuľka 2. Sumarizácia pôdných vstupných parametrov pre fyzikálne založený model EROSION-3D (Michael, Schmidt, 1996)

Table 2. Summary of input soil parameters for physically based model EROSION-3D (Michael and Schmidt, 1996)

Pôdne parametre	Pšenica			Kukurica		
	Hlinitá pôda	Prachovito-hlinitá	Prachovito-ílovito-hlinitá	Hlinitá pôda	Prachovito-hlinitá	Prachovito-ílovito-hlinitá
Objemová hmotnosť [kg.m ⁻³]	1497-1587	1432-1493	1479-1552	1341-1491	1329-1479	1328-1458
Počiatočná vlhkosť pôdy [%]	30-45	30-45	30-45	30-45	30-45	30-45
Obsah organickej hmoty [%]	1,473-1,502	1,420-1,480	1,490-1,557	1,350-1,473	1,650-1,750	1,465-1,557
Erózna odolnosť [N.m ⁻²]	0,0049-0,0081	0,003-0,023	0,004-0,0053	0,0008-0,0047	0,001-0,002	0,0007-0,0033
Drsnosť [s.m ^{-1/3}]	0,020-0,043	0,015-0,023	0,013-0,023	0,015-0,075	0,015-0,075	0,015-0,075
Pokrytie povrchu pôdy [%]	0-100	0-100	0-100	0-100	0-100	0-100
Opravný koeficient [-]	0,08-1	0,08-1	0,08-1	0,08-1	0,08-1	0,08-1

chádza k depozícii erodovaného materiálu, ktorý sa hromadí na úpätí svahov. Všeobecne je však miera erózie v povodí mierna (do 5 t.ha⁻¹.rok⁻¹). Z porovnania výsledkov modelovania pestovania úzko a širokoriadkových plodín jasne vyplýva, že širokoriadkové plodiny ako kukurica predstavujú veľké nebezpečenie, ktoré môže viesť k intenzívnej erózii a degradácii pôdy v území. Model EROSION 3D predpokladá približne dvojnásobne väčšiu mieru erózie pri kukurici ako pri pšenici (obr. 3). U modelu USPED je rozdiel až 4-násobný (obr. 4).

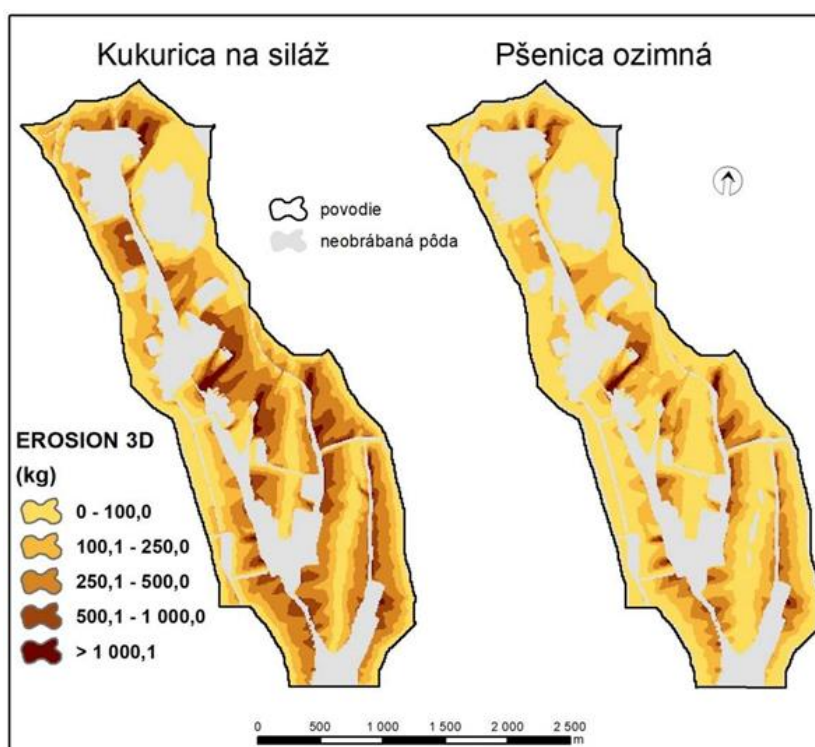
Výsledné hodnoty objemu erodovaného materiálu sú sumarizované v tab. 4. Podľa batymetrického prieskumu sa vo zvolenom období v nádrži usadilo asi 301,5 m³ sedimentov (pri uvažovanom zvodnení sedimentov 56,5 %). Výsledky z modelu EROSION-3D sa blížila k tejto referenčnej hodnote a je zrejmé, že reálna hodnota sa pohybuje medzi zvolenými scenármi pestovaných plodín, ktoré tak dobre simulujú reálnu situáciu v povodí. Výsledky z modelu USPED nadhodnocujú množstvo sedimentov,

ako bolo predpokladané (u kukurici na siláž je rozdiel až 2 365 m³).

Empirické modely ako USPED slúžia najmä pre stanovenie dlhodobej intenzity potenciálnej erózie či depozície a pre potreby priestorovej lokalizácie miest ohrozených vodnou eróziou, ako je vidieť na obr. 4. Presnosť výpočtu reálneho objemu erodovaného materiálu je zaťažená nepresnosťou vlastných vstupných parametrov, ktoré len parametrizujú reálne prírodné podmienky (Wischmeier a Smith, 1978). K tomu taktiež prispieva možné nadhodnotenie vplyvu zrážkových úhrnov (aj napriek tomu, že výsledná hodnota R faktora 169,3 je relatívne nízka, pretože zvolené obdobie bolo zrážkovo podpriemerné), kde na rozdiel od epizódneho modelu EROSION-3D, ktorý berie v úvahu len vybrané erózne účinné dažde, empirické modely uvažujú vplyv celkových ročných a mesačných úhrnov. To všetko vedie k záveru, že pre potreby presného modelovania objemu erodovaného materiálu (čo je dôležité najmä pri výpočte

Tabuľka 3. Sumarizácia vstupných parametrov pre empirický model USPED
Table 3. Summary of input parameters of model USPED

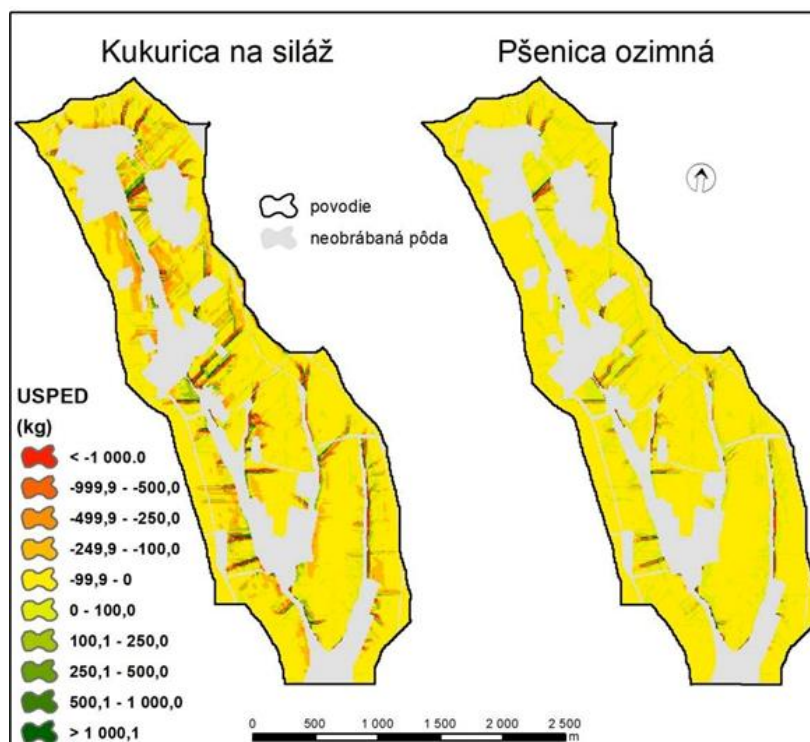
Parametre	R [MJ.mm.ha ⁻¹ .h ⁻¹ .yr ⁻¹]	K [t.ha.h.ha ⁻¹ .MJ ⁻¹ .mm ⁻¹]	C [-]	P [-]
Hodnota	169,3	0,017	0,72 (kukurica) 0,12 (pšenica)	1



Obr. 3. Množstvo sedimentov pre kukuricu na siláž a pšenicu ozimnú (Erosion-3D model).
Fig.3. Sediment budget calculated for silage corn and winter wheat (EROSION-3D model).

Tabuľka 4. Porovnanie výstupov jednotlivých modelov a výsledkov získaných batymetriou dna Svacenického poldra**Table 4. Comparison between models' outputs and bathymetric measurement in the Svacenický polder**

	EROSION- 3D	USPED	MERANÉ SEDIMENTY
Modelované druhy plodín	Objem sedimentov [m ³]		
Pšenica ozimná	270,0	712,9	301,5
Kukurica na siláž	658,0	2666,8	

**Obr. 4** Množstvo sedimentov pre kukuricu na siláž a pšenicu ozimnú (model USPED).**Fig. 4.** Sediment budget calculated for silage corn and winter wheat (model USPED).

životnosti vodných nádrží), predstavuje model EROSION-3D omnoho vhodnejší prístup.

Podobnou problematikou sa zaoberal Kavka (2011), ktorý vo svojej práci validoval funkčnosť fyzikálne založeného simulačného modelu SMODERP. Validácia modelu bola uskutočnená na výsledkoch meraných na dažďovom simulátore, ako aj na dátach nameraných na experimentálnych erózných plochách. Podľa Hasholta (1998) neexistuje univerzálny spôsob validácie modelov. Quinton (1994) vo svojej práci rozoberá validáciu epizódneho a fyzikálne založeného erózneho modelu EUROSEM a považuje za dôležité vykonávať validáciu modelu predovšetkým v súvislosti s hlavným účelom, pre ktorý bol model navrhnutý. Tak isto podrobne popisuje charakteristiky validácie fyzikálne založených modelov; a to od základných krokov, ktoré je potrebné vy-

konať pred samotnou validáciou až po konečné hodnotenie úspešnosti validácie modelov. O jednotlivých aspektoch validácie modelov vypovedá práca od autorov Refsgaarda a Knudsen (1996), kde sú opísané teoretické princípy validácie troch modelov; fyzikálne založeného hydrologického modelu MIKE SHE, klimatického modelu WatBal a koncepčného zrážkovo-odtokového modelu NAM.

Záver

Cieľom príspevku bolo určenie množstva sedimentov fyzikálne založeným modelom EROSION-3D a empirickým modelom USPED a porovnanie modelových výsledkov s nameraným množstvom sedimentov v povodí Svacenického jarku. Výpočty boli uskutočnené pre dve

plodiny pestované v analyzovanom území; pšenicu ozimnú a kukuricu na siláž. Z dosiahnutých modelových výstupov možno konštatovať, že empirický model USPED značne nadhodnocuje množstvo sedimentov v porovnaní s fyzikálne založeným modelom EROSION-3D. Na druhej strane sa model USPED preukázal ako vhodný nástroj pre lokalizáciu miest, ktoré sú náchylné na vodnú eróziu. Medzi jeho hlavnú nevýhodu patrí najmä nadhodnotenie vplyvu zrážkových úhrnov (vplyv celkových ročných a mesačných úhrnov), pričom EROSION-3D model pracuje iba s tzv. erózne účinnými zrážkami. V zmysle modelovaných plodín sa bližšie k nameraným dátam približuje pšenica ozimná a to v prípade fyzikálne založeného EROSION-3D modelu ako aj empirického modelu USPED. Na základe uvedeného možno zhrnúť, že fyzikálne založený EROSION-3D model preukázal vyššiu presnosť modelových výstupov vo vzťahu k meraným dátam ako empirický model USPED.

PodĎakovanie

Príspevok vznikol vďaka podpore APVV 15-0497, za čo sú autori práce vďační.

Literatúra

- Bhattarai, R., Dutta, D. (2007): Estimation of Soil Erosion and Sediment Yield Using GIS at Catchment Scale. *Water Resources Management*, 21, 1635–1647.
- Boix-Fayos, C., De Vente, J., Martínez-Mena, M., Barbéra, G.G., Castillo, V. (2008): The impact of land use change and check-dams on catchment sediment yield. *Hydrological Processes*, 22, 4922–4935.
- Bučko, Š., Mazurová, V. (1958): Výmoľová erózia na Slovensku. Zborník: Vodná erózia na Slovensku, 68–101. Bratislava, SAV.
- Bussi, G., Rodriguez-Llovera, S., Francés, F., Benito, G., Sánchez-Moya, Y., Sopena, A. (2013): Sediment yield model implementation based on check dam infill stratigraphy in a semiarid Mediterranean catchment. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17, 3339–3354.
- Dotterweich, M., Stankoviansky, M., Minár, J., Koco, Š., Papčo, P. (2013): Human induced soil erosion and gully system development in the Late Holocene and future perspectives on landscape evolution: The Myjava Hill Land, Slovakia. *Geomorphology*, 201, 227–245.
- Erskine, W. D., Mahmoudzadeh, A., Myers, C. (2002): Land use effects on sediment yields and soil loss rates in small basins of Triassic sandstone near Sydney, NSW, Australia. *Catena*, 49, 271–287.
- García-Ruiz, J. M., Beguería, S., Nadal-Romero, E., González-Hidalgo, J. C., Lana-Renault, N., Sanjuán, Y. (2015): A meta-analysis of soil erosion rates across the world. *Geomorphology*, 239, 160–173.
- Hasholt, B. (1998): Assessment of erosion and some implications for model validation. *Modelling Soil Erosion, Sediment Transport and Closely Related Hydrological Processes* (Proceedings of a symposium held at Vienna, July 1998). IAHS Publ., 249–260.
- Hlavčová, K., Kohnová, S., Velísková, Y., Studvová, Z., Sočuvka, V., Ivan, P. (2018): Comparison of two concepts for assessment of sediment transport in small agricultural catchments. *Journal of Hydrology and Hydromechanics*, 66, 4, 404–415.
- Janeček, M. a kol. (2012): Ochrana zemědělské půdy před erozí. ČZU, Prague, 113.
- Michael, A., Schmidt, J., Schmidt, W. (1996): Band II: Parameterkatalog Sachsen Anwendung. In *EROSION 2D/3D Ein Computermodell zur Simulation der Bodenerosion durch Wasser*; Sächsische Landesanstalt für Landwirtschaft, Sächsisches Landesamt für Umwelt und Geologie: Dresden, Freiberg, Germany, 121.
- Midriak, R. (1993): Únosnosť a racionálne využívanie územia vysokých pohorí Slovenska. Bratislava, SZOPK.
- Mitáš, L., Mitášová, H. (1998): Distributed soil erosion simulation for effective erosion prevention. *Water Resources Research*, 34, 3, 505–516.
- Mitášová, H., Hofierka, J., Zlocha, M., Iverson, L. R. (1996): Modelling topographic potential for erosion and deposition using GIS. *International Journal of GIS*, 10, 5, 629–641.
- Montgomery, D. R. (2007): Soil erosion and agricultural sustainability. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 104, 13268–13272.
- Quinton, J. N. (1994): The validation of physically-based erosion models, with particular reference to EUROSEM. In: Rickson, R. J. (eds.): *Conserving Soil Resources: European Perspectives*, 300–313. CAB International, Wallingford, Oxfordshire, UK.
- Rawat, P. K., Tiwari, P. C., Pant, C. C., Sharama, A. K., Pant, P. D. (2011): Modelling of stream run-off and sediment output for erosion hazard assessment in Lesser Himalaya: need for sustainable land use plan using remote sensing and GIS: a case study. *Natural Hazards*, 59, 1277–1297.
- Refsgaard, J.C., Knudsen, J. (1996): Operational Validation and Intercomparison of Different Types of Hydrological Models. *Water Resources Research*, 32, 2189–2202.
- Schmidt, J. (1996): Entwicklung und Anwendung eines Physikalisch Begründeten Simulationsmodells für die Erosion Geneigter Landwirtschaftlicher Nutzflächen; Selbstverlag des Instituts für Geographische Wissenschaften: Berlin, Germany, 148.
- Stankoviansky, M. (1999): Geomorphic response of agricultural landscape to land use changes associated with introduction of large-scale farming in Slovakia. In: Jambor, P., et al. [eds.]: *Soil conservation in large-scale land use*, 49–58. Bratislava, ESSC, SSCRI.
- Stankoviansky, M. (2003): Geomorfologická odozva environmentálnych zmien na území Myjavskej pahorkatiny. Bratislava, Comenius University, 157.
- Terranova, O., Antronico, L., Coscarelli, R., Iaquina, P. (2009): Soil erosion risk scenarios in the Mediterranean environment using RUSLE and GIS: An application model for Calabria (Southern Italy). *Geomorphology*, 112, 228–245.
- Wishmeier, W. H., Smith, D. D. (1978): *Predicting Rainfall Erosion Losses – A Guide to Conservation Planning*. Washington, USDA, 67.

MODELLING OF SEDIMENT AMOUNTS BY A PHYSICALLY BASED EROSION-3D MODEL AND EMPIRICAL MODEL USPED IN THE SVACENICKY CREEK CATCHMENT

The study presents the determination of sediment amounts using two different kinds of methods; physically based models and empirical models in the agricultural catchment. The main goal of the article includes the quantification of sediment amounts using physically based model and empirical model and confrontation the modelled results with the real measured data. The measured data were obtained by the bathymetry measurement in the Svacenický Jarok polder. The polder bathymetry measurement was performed using Autonomous Underwater Vehicles (EcoMapper) which represents a device able to move on the surface level in water with depth more than one meter. The hydrographical survey and data mapping of the Svacenický polder were performed by Slovak Academy of Sciences in the year 2015 and 2016.

The calculations were targeted at the 27 rainfall events which have been determined as the erosion effective during 2015-2016 and for two land cover types; silage corn and winter wheat. The selected crops reflect the real conditions in the catchment. One minute rainfall data were measured at the Myjava rain-gauge station during chosen period time.

The study area is localized in the middle of the Myjava Hill Land situated in the western part of Slovakia. The area is strongly affected by quick runoff response and related muddy floods. It is thanks to ~600-year anthropogenic transformation of the naturally forested landscape, which was predominantly formed by oak and beech forests. Nowadays more than half of the territory is covered by arable land (66% of area), other parts of

area consist of forests (9%), grassland (9%), water bodies (7%), gardens (6%) and shrubbery (1%).

The results present differences between physically based EROSION-3D model and empirical model USPED and crop types selected. In general, erosion processes are moderate in the catchment (up to 5 tons per hectare/year). Considering the different types of crops, it is obvious that the effect of vegetation on runoff and sediment yields plays an important role in preventing runoff-erosion processes. According the results, it can be concluded that silage corn represents a major hazard causing the intense erosion and soil degradation in the area. The most intensive erosion processes were calculated for the silage corn using empirical model USPED. The results from the model USPED overestimated the amount of sediments in comparison with physically based EROSION-3D model. Empirical model USPED is more suitable for the spatial distribution of places endangered by water erosion.

Based on the polder bathymetry measurement, there was deposited about 301.5 m³ amount of sediments. The results from the Erosion-3D model are closer to this value and it is clear that the measured value fluctuates between crops selected. Both models are suitable for evaluating the effects of changing management practices on the sediments volume quantification. However, the empirical model USPED overestimated the sediment volume in the catchment in comparison with EROSION-3D model and that's why physically based approach represents more relevant approach for the assessing runoff-erosion processes.

Mgr. David Honek
Geografický ústav, Přírodovědecká fakulta,
Masarykova Univerzita,
Kotlářská 2, 611 37, Brno
Výzkumný ústav vodohospodářský T.G.M.,
Podbabská 2582/30, 160 00, Praha 6
Tel.: +420 541 126 317
E-mail: ston.david@windowlive.com

Ing. Zuzana Némětová
prof. Ing. Silvia Kohnová, PhD.
Katedra vodného hospodárstva krajiny, Stavebná fakulta,
Slovenská technická univerzita v Bratislave
Radlinského 11, 810 05 Bratislava
Tel.: +4212 59 274 623
Fax: +4212 52 967 027
E-mail: zuzana.nemetova@stuba.sk
silvia.kohnova@stuba.sk

ÚROVEŇ EUTROFIZÁCIE POVRCHOVÝCH VÔD
V ČIASTKOVOM POVODÍ DUNAJA

Viera Kováčová

Eutrofizácia je zvýšený rast siníc, rias a vyšších rastlinných foriem ako dôsledok obohacovania vody živinami ľudskou činnosťou, najmä zlúčeninami dusíka a fosforu, čím môže dôjsť k nežiaducemu zhoršovaniu biologickej rovnováhy a kvality vody. Zásoby N a P vo vodných ekosystémoch sú dané širokou rozmanitosťou zdrojov, vrátane podzemných vôd, riečnych a atmosferických vstupov. Vstup nutrientov do recipientu môže pochádzať z bodových zdrojov, ktoré sú lokalizované a ľahšie monitorované, a z nebodových zdrojov, ktoré sú difúzneho charakteru. Monitorovanie vodných útvarov povrchových vôd sa uskutočnilo podľa požiadaviek Rámcovej smernice o vode v období rokov 2010 – 2015. Podľa požiadaviek medzinárodnej legislatívy pre hodnotenie ekologického stavu sa sledovali biologické prvky kvality, podporné fyzikálno-chemické a hydromorfologické prvky. Cieľom príspevku bolo zhodnotiť stav eutrofizácie vôd v čiastkovom povodí Dunaja na základe fyzikálno-chemických a mikrobiologických ukazovateľov v sledovanom období a faktory, ktoré ju spôsobujú. Koncentrácie dusičnanového-N v 1 zo 16 monitorovaných miest (6,66 %) v roku 2015 prekročili limitnú hodnotu $5 \text{ mg.l}^{-1} \text{ N-NO}_3^-$. Koncentrácie dusitanového-N až v 15 zo 17 monitorovaných miest (88,23 %) v roku 2010 a v 4 zo 16 (25 %) v roku 2015 prekročili limitnú hodnotu $0,02 \text{ mg.l}^{-1} \text{ N-NO}_2^-$. Pre fosfor zo 17 monitorovaných miest v 1 (5,88 %) bola prekročená limitná hodnota $0,4 \text{ mg.l}^{-1} \text{ P}_{\text{celk}}$ v roku 2010, všetky vzorky v roku 2015 spĺňali kritériá a nie sú v riziku ohrozenia. Vo všeobecnosti tempo nárastu externých zdrojov N a P v čiastkovom povodí Dunaja v monitorovanom období kleslo.

KĹÚČOVÉ SLOVÁ eutrofizácia, dusík, fosfor, nutrienty, bodové a plošné zdroje znečistenia

LEVEL OF SURFACE WATER EUTROPHICATION IN DANUBE RIVER BASIN. Eutrophication as excessive plant growth resulting from nutrient enrichment (mainly nitrogen and phosphorus compounds) by human activity is the primary problem relating most surface waters today. The external supplies of N and P to aquatic ecosystems are derived from a wide variety of sources, including groundwater, fluvial, and atmospheric inputs. The environmental consequences of excessive nutrient enrichment are the degradation of water resources by eutrophication and worsening of water quality. Monitoring of surface water bodies has been provided in terms of requirements of the Water Framework Directive in the period of 2010–2015. With regards of international legislative for the ecological status assessment, chemical status, biological quality elements, supporting physical-chemical and hydro-morphological quality elements have been investigated. The aim of this contribution was to evaluate eutrophication state of water in Danube River basin following the assessment physical-chemical and microbiological indicators in monitored period. Nitrate-N concentrations 1 of 16 monitoring sites (6.66 %) in 2015 was over the limit value $5 \text{ mg.l}^{-1} \text{ N-NO}_3^-$. Nitrite-N concentrations 15 of 17 monitoring sites (88.23%) in 2010 and 4 of 16 (25%) in 2015 was over the limit value $0.02 \text{ mg.l}^{-1} \text{ N-NO}_2^-$. For phosphorus, of 17 monitoring sites 1 (5.88%) was over the limit value $0.4 \text{ mg.l}^{-1} \text{ P}_{\text{tot}}$ in 2010, all of the samples meet the criteria in 2015 and are not at risk. In general, the rate of increase the external supplies of N and P has slowed down in Danube River basin during the monitoring period.

KEY WORDS: eutrophication, nitrogen, phosphorus, nutrients, point and non-point sources of pollution

Úvod

Eutrofizáciu definujeme ako zvýšený rast siníc, rias

a vyšších rastlinných foriem v dôsledku obohacovania vody živinami ľudskou činnosťou, najmä zlúčeninami dusíka a fosforu, čím môže dôjsť k nežiaducemu zhoršo-

vaniu biologickej rovnováhy a kvality vody. Emisie živín sa dostávajú do povrchových vôd rôznymi cestami: z bodových zdrojov (sídelné aglomerácie, priemysel, poľnohospodárstvo) a z difúzných zdrojov (erózia a povrchový odtok, z podzemnej vody, atmosférickej depozície). Difúzne zdroje sú z časti prirodzeného pôvodu a z časti antropogénneho pôvodu. Živiny v povrchových vodách podliehajú širokej škále transformačných procesov. Niektoré transformačné procesy vyúsťujú do strát alebo trvalých, či čiastočne odbúrateľných akumulácií. Zvyšné živiny sú transportované tokom do tokov nižšieho rádu, prípadne až do mora. Najvýznamnejším dopadom vysokej záťaže živinami je zvýšený rast rias a vyšších foriem rastlínstva. Tento stav spôsobuje neželateľné narušenie rovnováhy organizmov prítomných vo vode, zhoršenie kvality vody a stavu vodných útvarov (Jickells, 2005; Nedwell a kol., 2001; Newman a kol., 2005; Pärn a kol., 2012).

Historicky sú významné roky 1991, kedy bola prijatá európska Smernica o čistení mestských odpadových vôd (91/271/EHS) a Smernica o ochrane vôd pred znečistením spôsobeným dusičnanmi z poľnohospodárskych zdrojov (91/676 EHS) a rok 2000, kedy bola prijatá Smernica 2000/60/ES známa pod názvom Water Framework Directive (WFD).

V smerniciach Európskej únie a rôznych medzinárodných dohovoroch sa kladie dôraz na zachovanie ekologickej kvality vody. Jedným zo závažných problémov dodržania tejto podmienky je práve eutrofizácia vôd. Eutrofizácia je proces obohacovania vôd o živiny, najmä dusík a fosfor, čo vedie k výborným podmienkam pre premnoženie planktónu a teda aj siníc (cyanobacteria). Poznáme dva typy eutrofizácie a to prirodzenú, kedy sa do vody dostávajú živiny z pôdy, z odumretých tiel organizmov, alebo umelú, kde za nadmerné obohatenie vôd živinami môže ľudský faktor. V oboch prípadoch dochádza k premnoženiu rias a siníc, čo má negatívny vplyv nielen na vodnú flóru ale aj faunu. Vysoký obsah živín vedie k porušeniu prirodzeného prostredia vôd a k vytvoreniu vodného kvetu na hladine, čo je sprevádzané práve premnožením siníc (Dzuro-Králiková, 2016; Pavlidou a kol., 2015).

Mechanizmy, ktoré vedú k eutrofizácii sú komplexné a vzájomne previazané. Jej hlavnou príčinou je vysoký prísun živín do vodného telesa, čo vedie k porušeniu rovnováhy potravinového reťazca a vysokej koncentrácii biomasy tvorenej fytoplanktónom v postihnutej vrstve vody. Tento stav môže viesť ku tvorbe vodného kvetu, ktorého priamym dôsledkom je nadmerná spotreba kyslíka v blízkosti dna vodného telesa. Ďalšie podporné faktory tohto procesu sa dajú rozdeliť do dvoch kategórií v závislosti od toho, či sú spojené s disperziou živín a rastom fytoplanktónu, alebo s kolobehom kyslíka vo vrstvách vody v blízkosti dna (obmedzenie obehu kyslíka, svetla, pohybu vody). V závislosti od stupňa eutrofizácie sa dajú pozorovať aj iné nepriaznivé účinky. Pri narušení ekosystému dochádza k ochudobňovaniu biodiverzity dôsledkom zvýšeného obsahu toxínov produkovaných sinicami (cyanotoxíny). Za najväznejšie nežiaduce účinky eutrofizácie

poznačujeme deficit kyslíka, zníženie biodiverzity a zhoršenie kvality vody (Devlin a kol., 2011; Harper a kol., 1992; Pärn a kol., 2018).

Zákon č. 364/2004 Z. Z. o vodách, v znení neskorších zmien a úprav (vodný zákon) ustanovil právne inštitúty na ochranu vodných pomerov, a to citlivé oblasti a zraniteľné oblasti, ktoré sú transponované zo Smernice Rady EÚ č. 91/271 EHS týkajúcej sa čistenia komunálnych odpadových vôd a Smernice Rady EÚ č. 91/676 EHS týkajúcej sa ochrany vôd pred znečistením spôsobeným dusičnanmi z poľnohospodárskych zdrojov.

Vodný zákon definuje citlivé oblasti ako vodné útvary povrchových vôd, ktoré sú alebo môžu byť eutrofizované v dôsledku vypúšťania mestských odpadových vôd alebo organicky znečistených priemyselných odpadových vôd. Do citlivých oblastí sa zaraďujú aj vodné útvary využívané alebo využiteľné ako vodárenské zdroje, a to bez ohľadu na koncentráciu živín v nich z hľadiska možnej eutrofizácie. Smernica 91/271/EHS stanovuje požiadavky na odvádzanie a čistenie komunálnych odpadových vôd všeobecne, a navyše aj požiadavku na ochranu recipientov pred zvýšeným zaťažením nutrientami (dusík a fosfor) v citlivých oblastiach. Všeobecné kritériá na identifikáciu citlivých oblastí pre vodné útvary sú uvedené v prílohe č. 3 vodného zákona. Pod citlivými oblasťami sa rozumejú vody, ktorých kvalita je zhoršená, alebo potencionálne ohrozená v ukazovateľoch N_{celk} a P_{celk} v dôsledku vypúšťania znečistených, alebo nedostatočne čistených komunálnych odpadových vôd. V citlivých oblastiach je preto potrebné zabezpečiť vyššiu úroveň čistenia mestských odpadových vôd, ako je sekundárne čistenie a čistiarne odpadových vôd musia mať dobudované biologické stupne aj na odstraňovanie nutrientov.

Na základe týchto kritérií boli vypracované štúdie s návrhom citlivých oblastí pre Slovenskú republiku. Vo vykonaných analýzach sa hodnotil aktuálny stav v eutrofizácii vodných útvarov, ako aj potencionálna eutrofizácia v dôsledku zvýšeného zaťaženia jednotlivých tokov nutrientami. Dôležitým kritériom bola využiteľnosť a ochrana povrchových vôd ako zdroja pre zásobovanie obyvateľstva kvalitnou pitnou vodou, a to z hľadiska kvalitatívneho, ako aj z hľadiska úpravy na vodu pitnú. Významným dôvodom bola aj snaha redukovat' zaťaženie nutrientami, ktoré sú transportované do oblastí dolných úsekov tokov mimo územia nášho štátu.

Vodný zákon definuje zraniteľné oblasti ako poľnohospodársky využívané územia, ktoré sa odvodňujú do povrchových vôd alebo podzemných vôd, pričom koncentrácia dusičnanov v podzemných vodách je vyššia ako 50 mg.l^{-1} , alebo by táto hodnota mohla byť prekročená, ak by sa neurobili potrebné opatrenia na zamedzenie tohto trendu. Cieľom smernice 91/676/EHS je určenie požiadaviek na zníženie znečistenia vôd spôsobené dusičnanmi z poľnohospodárskych zdrojov a prijatie opatrení. Od členských štátov sa vyžaduje, aby identifikovali vody, ktoré sú ovplyvnené, alebo môžu byť ovplyvnené dusičnanovým znečistením v súlade s kritériami na identifikáciu vôd v zraniteľných oblastiach, ktoré sú uvedené v prílohe č. 4 vodného zákona. Na základe kritérií sa

vykonalo hodnotenie jednotlivých vodných útvarov, ktoré sa využívajú pre odbery pitnej vody na celom území Slovenska. Týmto nariadením vlády sa ustanovujú zraniteľné oblasti, za ktoré sú považované poľnohospodársky využívané územia, v ktorých je koncentrácia dusičnanov vyššia ako 50 mg.l^{-1} , alebo môže byť v blízkej budúcnosti prekročená.

V záujme riešenia problematiky zvyšujúcich sa požiadaviek na využívanie zdrojov vody v požadovanom množstve a vo vyhovujúcej kvalite, s cieľom zabezpečenia jej trvalo udržateľného využívania aj pre budúce generácie Európsky parlament a Rada prijali smernicu 2000/60/ES, ktorá ustanovuje rámec pôsobnosti spoločenstva v oblasti vodnej politiky, skrátene nazývaná Rámcová smernica o vode (RSV). Prijatím Rámcovej smernice o vode, sa mení pohľad na ochranu zdrojov vôd. Orientuje sa na vytváranie podmienok pre trvalo udržateľné využívanie zdrojov vody, prostredníctvom ich integrovaného manažmentu v povodiach. Kladie sa dôraz na zachovanie hydroekologických potrieb krajiny. Tento meniaci sa vzťah človeka k vode vyžaduje zo strany štátnych orgánov a inštitúcií zavedenie nových prístupov v chápaní a zabezpečovaní jej ochrany, ktoré vychádzajú z požiadavky zabezpečenia potrebného množstva vody v zodpovedajúcej kvalite pre jej využitie, za podmienky zachovania prírodných funkcií vodných tokov, prírodného ekosystému a krajiny.

Hlavným nástrojom na dosiahnutie cieľov RSV sú plány manažmentu správnych území povodí. Proces plánovania sa realizuje v 6-ročných cykloch, ktoré pozostávajú z etapy prípravy, implementácie a revízie:

- analýza charakteristík správnych území povodí a zhodnotenie vplyvov a dopadov ľudskej činnosti,
- stanovenie environmentálnych cieľov,
- návrh a realizácia programov monitorovania,
- návrh a realizácia programov opatrení.

Základnými plánovacími dokumentmi na realizáciu monitorovania vôd na Slovensku sú Rámcové programy monitorovania vôd Slovenska na roky 2008 – 2010 a 2010 – 2015 a Programy monitorovania pre konkrétny rok.

Rámcový program monitorovania vôd na roky 2010 – 2015 obsahuje základné ciele monitorovania, metodické postupy, zásady postupu prípravy programov monitorovania (výber lokalít, zásady spôsobu odberu vzoriek, výber ukazovateľov a prvkov kvality, požadované limity kvantifikácie analytických metód), zásady uchovávania, odovzdávania, zdieľania a správy údajov, technické a administratívne náležitosti (úlohy jednotlivých rezortných organizácií v procese prípravy a realizácie programov monitorovania, zodpovednosti za jednotlivé činnosti, harmonizácia prác) a odhad finančných nákladov (Makovinská a kol., 2015).

Požiadavky Rámcovej smernice o vode na monitorovanie povrchových a podzemných vôd boli transponované do legislatívy Slovenskej republiky prostredníctvom zákona č. 364/2004 Z. Z. o vodách a Vyhlášky Ministerstva pôdohospodárstva, životného prostredia a regionálneho rozvoja Slovenskej republiky č. 418/2010 Z. z. o vyko-

naní niektorých ustanovení vodného zákona. V zmysle uvedenej legislatívy sa monitorovanie povrchových vôd člení na základné, prevádzkové a prieskumné.

Dusík a fosfor patria medzi najdôležitejšie makrobiogénne prvky. Zúčastňujú sa na všetkých biochemických premenách v živých organizmoch i v prírodných vodách. Zlúčeniny dusíka a fosforu znečisťujúce vodu pochádzajú predovšetkým zo splaškových vôd a z odpadov zo živočíšnej výroby (napr. močovka, odpad zo silážovania). Dôležitým anorganickým zdrojom znečisťovania vôd zlúčeninami fosforu a dusíka je poľnohospodárska pôda hnojená priemyselnými hnojivami. Zvýšený prísun živín v podobe zlúčenín dusíka a fosforu do vôd môže spôsobiť premnoženie niektorých organizmov, najmä zelených rias a planktónu, na úkor iných. Riasy odumierajú, v dôsledku nadmerného množenia a rozkladných procesov sa z vody odčerpáva kyslík a vytvárajú sa toxické plyny (sulfán a amoniak), ktoré zabíjajú vodné živočíchy. Vody postihnuté týmto javom menia svoje sfarbenie do zelena až hnedá a neprijemne zapáchajú. Tento proces sa nazýva eutrofizácia. Eutrofizácii možno predchádzať obmedzovaním hnojenia poľnohospodárskej pôdy, čistením odpadových vôd, vysádzaním planktónožravých rýb, prevzdušňovaním vody a pod. (Hessen, 1999; Smith a kol., 1999; Wang a kol., 2001).

Súčasný stav eutrofizácie povrchových vôd Slovenska naznačuje, že dochádza k postupnému zlepšeniu, ktoré môžeme pripísať aj vstupu Slovenska do EÚ. Dochádza k pravidelnému odberu vzoriek a ich následnému vyhodnoteniu v akreditovaných laboratóriách. Súčasťou je aj vyhodnocovanie ukazovateľov, ktoré majú za následok vznik eutrofizácie. Pravidelným monitoringom, vhodnou aplikáciou hnojív, znížením prísunu živín, správnou agrotechnikou a úplným čistením odpadových vôd možno predchádzať významnému environmentálnemu problému akým je eutrofizácia povrchových vôd (Sárköziová, 2010; Burger a Čelková, 2009; Dulovičová a kol., 2016; Schügerl a kol. 2018).

V tokoch vyššieho rádu došlo k charakteristickému zlepšeniu v 90. rokoch. Za posledné roky ale k výraznému zníženiu koncentrácií N, či P už nedochádza, v niektorých profiloch dochádza k stagnácii. Sezonálna je v dátach stále výrazná, teda pri nízkych letných prietokoch dosahujú koncentrácie vysoké hodnoty. Na pozadí doloženého trendu možno interpretovať výsledky bilančných štúdií v jednotlivých povodiach. Pre zjednodušenie možno zhrnúť, že eutrofizačne aktívny fosfor pochádza v súčasnosti z cca 70 % z bodových zdrojov (hlavne komunálnych), zatiaľ čo pri dusíku je to iba cca 20 %. Zostávajúce podiely živín potom pripadajú na zdroje plošné (prevažne poľnohospodárske), teda cca 30 % P a 80 % N. Za posledných 25 rokov došlo k poklesom všetkých vstupov dusíka a fosforu na poľnohospodársku pôdu (výrazné zníženie stavu hospodárskych zvierat, znížená spotreba minerálnych hnojív, rozsiahle zmeny vo využívaní pôdy), výsledkom je stagnácia obsahu prístupného fosforu. Jednoznačná priorita v opatreniach proti eutrofizácii spočíva v súčasnosti v odstraňovaní fosforu z komunálnych zdrojov (Fiala, 2016; Tlučáková a Cibulka, 2016).

Eutrofizáciu v riekach možno najlepšie riadiť redukováním vstupov, ako inými in situ nápravnými opatreniami. Bodové zdroje znečistenia sú ľahšie kontrolovateľné, zatiaľ čo difúzne znečistenie z poľnohospodárstva, priemyslu a urbanizácie sú ťažšie kontrolovateľné. Difúzne znečistenie môže byť spôsobené vylúhovaním nutričov z pôdy za dlhé časové obdobie. Významná redukcia nutričov má kapacitu zmeniť rastlinnú komunitu, jej populačnú štruktúru a zlepšiť kvalitu vody (Newman a kol., 2005).

V období rokov 2010 – 2015 sa uskutočňovalo monitorovanie vodných útvarov povrchových vôd v zmysle Rámцovej smernice o vode v definovaných vodných útvaroch podľa požiadaviek medzinárodnej a národnej legislatívy pre hodnotenie ekologického stavu a ekologického potenciálu sa sledovali biologické prvky kvality, podporné fyzikálno-chemické a hydromorfologické prvky kvality a relevantné špecifické znečisťujúce látky. Hodnotenie chemického stavu sa uskutočnilo v súlade s požiadavkami smernice o environmentálnych normách kvality. Cieľom bola vyvážená kontrola emisií živín z bodových i difúzných zdrojov znečistenia v čiastkovom povodí Dunaja tak, aby nebolo ohrozené alebo negatívne ovplyvnené eutrofizáciou, dosiahnutie environmentálnych cieľov pre vodné útvary a zároveň zabezpečenie súladu s platnou legislatívou.

Materiál a metódy

Vo vymedzení útvarov povrchových vôd v kategórii „rieky“ došlo od prijatia prvého Vodného plánu k zmenám. Potreba zmien vyplynula nielen v nadväznosti na vykonanú validáciu typológie, terénnych prieskumov v rámci monitorovania, ale aj z lepšieho poznania stavu a kvality útvarov povrchových vôd. Rieka Dunaj predstavuje typ vodného útvaru P1V a je rozdelená do dvoch podtypov: D1 (P1V) a D2(P1V). Týmto dvom podtypom sa po testovaní navrhli zmeny v multimetrickom indexe a spoľahlivosť a správnosť klasifikačnej schémy v uvedených dunajských podtypoch sa testovala v procese interkalibrácie na medzinárodnej úrovni. Kód podtypu D1(P1V) - veľké toky v nadmorskej výške do 200 m v Panónskej panve – podtyp Dunaj v úseku Devín-Klížská Nemá a D2(P1V) – veľké toky v nadmorskej výške do 200 m v Panónskej

panve – podtyp Dunaj v úseku Klížská Nemá – štátna hranica s HU.

Čiastkové povodie Dunaja zahŕňa 18 vodných útvarov, dĺžka vodných útvarov je 369,7 km. Monitorovanie prebiehalo v jednotlivých vodných útvaroch 2-krát mesačne pre všeobecné ukazovatele kvality (24 údajov ročne) a 1-krát mesačne pre hydrobiologické a mikrobiologické ukazovatele kvality vody (12 údajov ročne). Bola hodnotená minimálna, maximálna a priemerná hodnota pre každý parameter pre daný rok a určená štatistická hodnota P90/10, porovnávaná s limitnými hodnotami.

Na základe analýzy národnej legislatívy a požiadaviek uplatnených v Rámцovej smernici o vode (RSV) 2000/60/ES, ktorá ustanovuje rámec pôsobnosti spoločenstva v oblasti vodnej politiky, Smernice Rady 91/271/EHS o čistení komunálnych odpadových vôd a Smernice Rady 91/676/EHS o ochrane vôd pred znečistením dusičnanmi z poľnohospodárskych zdrojov bolo v SR navrhnuté hodnotenie trofického stavu vodných útvarov podľa nasledovných metodík/postupov (Hucko, 2013; Makovinská a kol., 2015; Májovská, 2015):

- Hodnotenie trofického stavu povrchových vôd na základe Prílohy č.1 Nariadenia vlády č.269/2010 Z. z. – sledovanými ukazovateľmi sú: koncentrácia celkového dusíka, celkového fosforu, amoniakálneho, dusičnanového a dusitanového dusíka, množstvo biomasy (chlorofyl-a) a abundancia fytoplanktónu (tab. 1).
- Hodnotenie trofického stavu tečúcich vôd podľa „francúzskej metodiky“. Táto metóda je presnejšia v porovnaní s predchádzajúcim postupom, avšak možno ju použiť len na tečúce vody. Na hodnotenie je potrebné použiť letný priemer koncentrácií pre dusičnany, fosforečnany a celkový fosfor a pre chlorofyl-a letné maximum keď letným obdobím sa rozumie obdobie apríl – september vrátane (tab. 2).
- Hodnotenie trofického stavu stojatých vôd podľa metodiky OECD (podľa ročných priemerov koncentrácií celkového fosforu, chlorofylu-a a Secchiho hĺbky)

Kvalitatívne ukazovatele sledované vo všetkých monitorovaných miestach boli zhodnotené podľa Nariadenia vlády SR č. 296/2010 Z. z., ktorým sa ustanovujú požiadavky na dosiahnutie dobrého stavu vôd. Hodnotenie

Tabuľka 1. Hodnotenie trofického stavu povrchových vôd podľa Prílohy č.1 Nariadenia vlády č.269/2010 Z.z. v ukazovateľoch, ktoré majú vzťah k eutrofizácii

Table 1. Evaluation of trophic state of surface water according to Supplement No.1 Directive of Government SR No. 269/2010

Ukazovateľ	Symbol	Jednotka	Hodnota
Amoniakálny dusík	$N-NH_4^+$	$mg.l^{-1}$	1
Dusitanový dusík	$N-NO_2^-$	$mg.l^{-1}$	0,02
Dusičnanový dusík	$N-NO_3^-$	$mg.l^{-1}$	5
Celkový dusík	N_{celk}	$mg.l^{-1}$	9
Fosfor celkový	P_{celk}	$mg.l^{-1}$	0,4
Biomasa fytoplanktónu (chlorofyl-a)	CHL_a	$\mu g.l^{-1}$	50

$N-NH_4^+$ – ammonia nitrogen, $N-NO_2^-$ – nitrite nitrogen, $N-NO_3^-$ – nitrate nitrogen, N_{tot} – total nitrogen, P_{tot} – total phosphorus, CHL_a – chlorophyll-a

eutrofizácie vychádza z požiadaviek na kvalitu vôd podľa Prílohy č. 1 tohoto nariadenia v ukazovateľoch, ktoré majú vzťah k eutrofizácii v časti A – Všeobecné ukazovatele kvality vody a v časti E – Hydrobiologické a mikrobiologické ukazovatele.

Okrem Prílohy č.1 sa otázkou živín v útvaroch povrchových vôd zaoberá aj Príloha č. 12, resp. Príloha č. 13 pre výrazne zmenené vodné útvary. Limitné hodnoty pre relevantné fyzikálno-chemické prvky kvality môžu byť rôzne pre jednotlivé typy vodných útvarov, čo v konečnom dôsledku sťažuje porovnanie trofie medzi jednotlivými typmi. Pre hodnotenie citlivých oblastí a identifikáciu miest ohrozených eutrofizáciou sa využívajú výsledky monitorovania. Používajú sa ukazovatele a limitné hodnoty uvedené v Prílohe č. 1 Nariadenia vlády č.269/2010 Z. z. Hodnotenie sa vykonáva pre miesta, v ktorých boli monitorované ukazovatele viažuce sa k eutrofizácii vôd.

Sledujú a hodnotia sa koncentrácie dusíka (N_{celk}), fosforu (P_{celk}), amoniakálneho dusíka ($N-NH_4^+$), dusičnanového dusíka ($N-NO_3^-$), dusitanového dusíka ($N-NO_2^-$) podľa časti A Prílohy č.1 a podľa časti E Prílohy č. 1 biomasa fytoplanktónu ako chlorofyl-a (CHL_a) alebo abundancia fytoplanktónu (ABU_{fy}). Pre hodnotenie kvality povrchovej vody pre jednotlivé ukazovatele sa použijú vypočítané štatistické hodnoty, t. j. hodnota 90-teho percentilu (P_{90}), ktoré sa porovnávajú s limitnými hodnotami v Prílohe č. 1.

Kvalita povrchovej vody je v súlade s požiadavkami uvedenými v prílohe č. 1 NV č.269/2010 Z. z., ak hodnota vypočítaná z údajov nameraných počas roka je nižšia alebo rovná hodnote pre príslušný ukazovateľ kvality vody (§3 ods.1 Nariadenia vlády SR č.269/2010 Z. z.).

Výsledky a diskusia

V období rokov 2010 – 2015 sa uskutočňovalo monitorovanie povrchových vôd v zmysle Rámcovej smernice

o vode v definovaných vodných útvaroch podľa požiadaviek medzinárodnej a národnej legislatívy pre hodnotenie ekologického stavu a ekologického potenciálu.

Výsledky monitorovania boli využité pre hodnotenie citlivých oblastí a identifikáciu miest ohrozených eutrofizáciou. Použili sa ukazovatele a limitné hodnoty uvedené v Prílohe č. 1 Nariadenia vlády č. 269/2010 Z. z. Sledovali a hodnotili sa koncentrácie celkového dusíka (N_{celk}), celkového fosforu (P_{celk}), amoniakálneho dusíka ($N-NH_4^+$), dusičnanového dusíka ($N-NO_3^-$), dusitanového dusíka ($N-NO_2^-$) podľa časti A Prílohy č.1 a podľa časti E Prílohy č. 1 biomasa fytoplanktónu ako chlorofyl-a (CHL_a) alebo abundancia fytoplanktónu (ABU_{fy}). Tabuľka 3 poskytuje pohľad na časový rad koncentrácií amoniakálneho, dusitanového, dusičnanového, celkového dusíka, celkového fosforu a biomasy fytoplanktónu na príklade čiastkového povodia Dunaja (podtyp vodného útvaru D1[P1V], D2[P1V]) a trend vývoja eutrofizácie v danom čiastkovom povodí.

V parametroch $N-NH_4^+$ a $N-NO_3^-$ sa požiadavky prevažne darilo splňať (1x prekročenie $N-NH_4^+$ v roku 2014; $N-NO_3^-$ 1x prekročenie v roku 2010, 2x prekročenie v roku 2011, 1x v roku 2014, 1x v roku 2015 zo všetkých monitorovaných miest). Parameter dusitanový dusík $N-NO_2^-$ nespĺňal požadované hodnoty v prevažnom počte monitorovacích miest na začiatku monitorovaného obdobia, na konci monitorovaného obdobia v roku 2015 nespĺňali požadované hodnoty 4 zo 16 monitorovaných miest (tab. 3).

Z pohľadu indikátorov N_{celk} , P_{celk} , biomasa fytoplanktónu v posledných rokoch prišlo k výraznému zlepšeniu, preto môžeme konštatovať, že sa znížilo riziko čiastkového povodia Dunaja stať sa eutrofickým.

Na obr. 1 je vyhodnotenie splnenia požiadaviek na kvalitu povrchovej vody podľa Prílohy č.1 NV č. 269/2010 Z. z., časť A (všeobecné ukazovatele) z výsledkov monitorovania v roku 2015 na konci druhého monitorovacieho cyklu

Tabuľka 2. Hodnotenie eutrofizácie – Smernica Rady 91/676/EHS – Povrchové – tečúce vody (metodika Rivers, France)

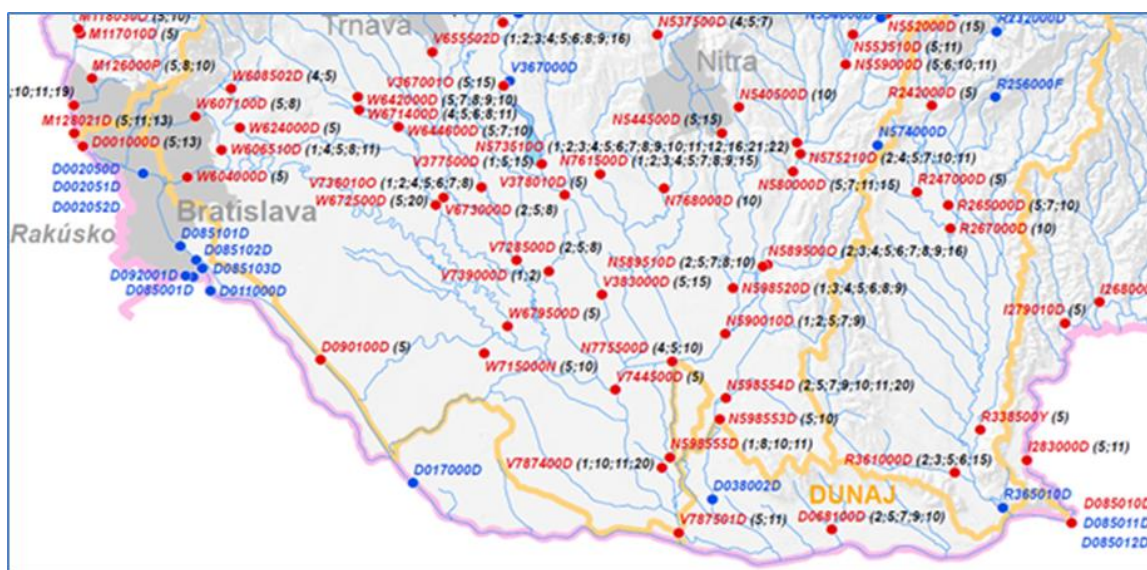
Table 2. Evaluation of eutrophication – Directive 91/676/CEE – Surface water - rivers

Ukazovateľ	Jednotka	Hranice tried trofie/stav				
		I Ultraoligotrofný	II Oligotrofný	III Mezotrofný	IV Eutrofný	V Hypereutrofný
Dusičnany (priemerná letná konc.)	mg.l ⁻¹	< 2	< 10	< 25	< 50	> 50
Fosforečnany (priemerná letná konc.)	mg.l ⁻¹	< 0,1	< 0,5	< 1	< 2	> 2
Celkový fosfor (priemerná letná konc.)	mg.l ⁻¹	< 0,05	< 0,2	< 0,5	< 1	> 1
Chlorofyl-a (maximálna letná koncentrácia)	µg.l ⁻¹	< 2,5	< 8	< 25	< 75	> 75

Tabuľka 3. Hodnotenie trofického stavu povrchových vôd čiastkového povodia Dunaja 1. plánovacie obdobie (2010 – 2015)**Table 3. Evaluation of trophic state (condition) of Danube River basin in 2010–2015**

Ukazovateľ	Symbol	Jednotka	Hodnota	2010		2011		2012		2013		2014		2015	
				n = 17		n = 25		n = 17		n = 17		n = 16		n = 16	
				S	N	S	N	S	N	S	N	S	N	S	N
Amoniakálny dusík	N-NH ₄ ⁺	mg.l ⁻¹	1	17	-	21	4	17	-	17	-	15	1	16	-
Dusitanový dusík	N-NO ₂ ⁻	mg.l ⁻¹	0,02	2	15	8	17	10	7	8	9	14	2	12	4
Dusičnanový dusík	N-NO ₃ ⁻	mg.l ⁻¹	5	16	1	23	2	17	-	17	-	15	1	15	1
Celkový dusík	N _{celk}	mg.l ⁻¹	9	16	1	23	2	17	-	17	-	16	-	15	1
Fosfor celkový	P _{celk}	mg.l ⁻¹	0,4	16	1	21	4	17	-	16	1	16	-	16	-
Biomasa fytopl. (chlorofyl-a)	CHL _a	µg.l ⁻¹	50	16	1	23	2	17	-	16	1	15	1	16	-

n – počet monitorovaných miest (number of monitoring sites); *S* – spĺňajúce požiadavky na kvalitu povrchovej vody podľa prílohy 1 Nariadenia vlády č. 269/210 Z. z. (meet the requirements according to Supplement No.1 Directive of Government SR No. 269/2010, part A - general indicators and part E - hydrological and microbiological indicators); *N* - nespĺňajúce požiadavky na kvalitu povrchovej vody podľa prílohy 1 Nariadenia vlády č. 269/210 Z. z. (does not meet criteria according to Supplement No.1 Directive of Government SR No. 269/2010). Zdroj: SHMÚ.

**Legenda:**

- hodnoty ukazovateľa **spĺňajú** požiadavky na kvalitu vody podľa Prílohy č. 1, NV č. 269/2010 Z.z.
- hodnoty ukazovateľa **nespĺňajú** požiadavky na kvalitu vody podľa Prílohy č. 1, NV č. 269/2010 Z.z. (Zdroj : SHMÚ)

Obr. 1. Vyhodnotenie splnenia požiadaviek na kvalitu povrchovej vody podľa Prílohy č. 1 NV č. 269/2010 Z. z., časť A (všeobecné ukazovatele) z výsledkov monitorovania v roku 2015.

Fig. 1. Evaluation of request fulfillment for surface water quality according to Supplement No.1 Directive of Government SR No. 269/2010, part A (general indicators) - results of monitoring 2015.

Záver

Mechanizmy, ktoré vedú k eutrofizácii sú komplexné a vzájomne previazané. Jej hlavnou príčinou je vysoký prísun živín do vodného telesa, čo vedie k porušeniu rovnováhy potravného reťazca a vysokej koncentrácií bio-

masy tvorenej fytoplanktónom v postihnutej vrstve vody. Tento stav môže viesť ku tvorbe vodného kvetu, ktorého priamym dôsledkom je nadmerná spotreba kyslíka v blízkosti dna vodného telesa. Ďalšie podporné faktory tohto procesu sa dajú rozdeliť do dvoch kategórií v závislosti od toho, či sú spojené s disperziou živín a rastom fyto-

planktónu, alebo s kolobehom kyslíka vo vrstvách vody v blízkosti dna (obmedzenie obehu kyslíka, svetla, pohybu vody). V závislosti od stupňa eutrofizácie sa dajú pozorovať aj iné nepriaznivé účinky. Pri narušení ekosystému dochádza k ochudobňovaniu biodiverzity dôsledkom zvýšeného obsahu toxínov produkovaných sinicami (cyanotoxíny). Za najväčšie nežiaduce účinky eutrofizácie považujeme deficit kyslíka, zníženie biodiverzity a zhoršenie kvality vody.

Monitorovanie vodných útvarov povrchových vôd sa uskutočnilo podľa požiadaviek Rámцovej smernice o vode v období rokov 2010 – 2015. Podľa požiadaviek medzinárodnej a národnej legislatívy pre hodnotenie ekologického stavu a ekologického potenciálu je potrebné sledovať biologické prvky kvality, podporné fyzikálno-chemické a hydromorfologické prvky.

Cieľom príspevku bolo analyzovať problematiku eutrofizácie, faktory, ktoré ju spôsobujú, jej dôsledky a možnosti predchádzania jej vzniku. Parciálnym cieľom bolo zhodnotiť stav eutrofizácie vôd v čiastkovom povodí Dunaja na základe fyzikálno-chemických a mikrobiologických ukazovateľov v sledovanom období.

Koncentrácie dusičnanového-N v 1 zo 17 monitorovaných miest (5,88 %) v roku 2010 a v 1 zo 16 monitorovaných miest (6,66 %) v roku 2015 prekročili limitnú hodnotu 5 mg.l⁻¹ N-NO₃⁻. Koncentrácie dusitanového-N až v 15 zo 17 monitorovaných miest (88,23 %) v roku 2010 a v 4 zo 16 monitorovaných miest (25 %) v roku 2015 prekročili limitnú hodnotu 0,02 mg.l⁻¹ N-NO₂⁻. Pre fosfor zo 17 monitorovaných miest v 1 (5,88 %) bola prekročená limitná hodnota 0,4 mg.l⁻¹ P_{celk} v roku 2010, všetky vzorky v roku 2015 spĺňali kritériá a nie sú v riziku ohrozenia. Vo všeobecnosti tempo nárastu externých zdrojov N a P v čiastkovom povodí Dunaja v monitorovanom období kleslo a zároveň sa znížilo riziko eutrofizácie.

Pod'akovanie

Príspevok bol podporovaný projektom VEGA 2/0025/19, projektom APVV-14-0735 a projektom VEGA 1/0805/16.

Literatúra

- Burger, F., Čelková, A. (2009): Salinizácia a kontaminácia podpovrchového environmentu. Monografia ÚH SAV, ISBN 978–80–89139–17–0, 327.
- Devlin, M., Bricker, S., Painting, S. (2011): Comparison of five methods for assessing impacts of nutrient enrichment using estuarine case studies. *Biogeochemis.* 106, 177–205.
- Dulovičová, R., Velísková, Y., Schügerl, R. (2016): Modification of Silts Hydraulic Conductivity along the Lowland Channel Gabčíkovo-Topoľníky (Slovakia). In 16th International Multidisciplinary Scientific GeoConference SGEM 2016 : conference proceedings. Book 3, vol. 1. Hydrology and Water Resources. – Sofia, 521–528. ISBN 978–619–7105–61–2.
- Dzuro, T., Králiková, R. (2016): Efektívna patentovaná metóda v procese eutrofizácie povrchových vôd. Nástroje environmentálnej politiky. Zborník zo VI. medzinárod. vedec. konf., Bratislava, 36 – 42.

- Fiala, D. (2016): Boj o fosfor, aneb pracují všichni vodohospodáři na plný výkon? *Vodní hospodářství*, 5, 2016.
- Harper D. (1992): *Eutrophication of Freshwaters : Principles, problems and restoration*. Chapman & Hall 1992, ISBN 978–94–011–3082–0, [https:// doi.org/ 10.1007/978-94-011-3082-0](https://doi.org/10.1007/978-94-011-3082-0)
- Hessen, D.O., (1999): Catchment properties and the transport of major elements. In: Nedwell, D.B., Raffaelli, D.G. (Eds.), *Estuaries. Adv. Ecol. Res.* vol. 29, 1–41.
- Hucko P., Štetina M., Luther S. (2013): Národný prístup hodnotenia povrchových vôd v SR. *Vodárenská biologie*, Praha, 1 – 21.
- Jickells, T. (2005): External inputs as a contributor to eutrophication problems. *J.Sea Res.* 54, 58–69.
- Kováčová V., Velísková Y. (2011): Stanovenie dusičnanov v povrchových vodách. 19. medzinárodný posterový deň ÚH SAV – Transport vody, chemikálií a energie v systéme pôda-rastlina-atmosféra, Bratislava, ISBN 978–80–89139–26–2.
- Makovinská, J. a kol. (2015): Metodika monitorovania a hodnotenia vodných útvarov povrchových vôd Slovenska. VÚVH, 179. ISBN 978–80–89740–02–4.
- Májovská A. (2015): Kvalita povrchovej vody v povodí Dunaja z pohľadu plnenia požiadaviek dusičnanej smernice 91/676/EEC. Zb. z konf. Deň Dunaja, SHMÚ, Bratislava, Nariadenie vlády Slovenskej republiky č. 269/2010 Z.z., ktorým sa ustanovujú požiadavky na dosiahnutie dobrého stavu vôd.
- Nedwell, D.B., Dong, L.F., Sage, A., Underwood, G.J.C. (2001): Variations of the nutrient loads to the mainland UK estuaries: correlations with catchment areas, urbanisation and coastal eutrophication. *Est. Coast. Shelf Sci.* 56, 951–970.
- Newman, J.R., Anderson, N.J., Bennion H., Bowes, M.J., Luckes, S., Winder, J., (2005): Eutrophication in rivers : an ecological perspective. *Centre for Ecology and Hydrology*, 37. DOI: 10.13140/2.1.3711.5208
- Pavlidou, A., Simboura N., Rousselaki E., Tsapakis M., Pagou, K., Drakopoulou, P., Assimakopoulou, G., Kontoyiannis H., Panayotidis P. (2015): Methods of eutrophication assessment in the context of the water framework directive: Examples from the Eastern Mediterranean coastal areas. *Continental Shelf Research*, 108, 156–168.
- Pärn, J., Pinay, G., Mander, Ü. (2012): Indicators of nutrients transport from agricultural catchments under temperature climate : A review. *Ecological Indicators*, 22, 2012, 4–15.
- Pärn, J., Henided, H., Kasaka, K., Kauere, K., Sohar, K., Tourneboze, J, Uema, E., Välik, K., Mander, U. (2018): Nitrogen and phosphorus discharge from small agricultural catchments predicted from land use and hydroclimate. *Land Use Policy*, 75, 260–268.
- Sárköziová, L. (2010): Ekologické účinky a prejavy eutrofizácie sladkých vôd. SPU Nitra, 70.
- Schügerl, R., Velísková, Y., Dulovičová, R. (2018): Identifikácia zmien prietokových pomerov a rýchlostného profilu pri prúde s voľnou hladinou. Hydrologický výskum v podmienkach prebiehajúcej klimatickej zmeny. Monografia ÚH SAV. Veda, Bratislava, 391.
- Smith, V.H., Tilman, G.D., Nekola, J.C. (1999): Eutrophication: impacts of excess nutrient inputs on freshwater, marine, and terrestrial ecosystems. *Environmental Pollution*, 100, 179 - 196.
- SMERNICA Rady 1991/676/EHS z 12. decembra 1991 o ochrane vôd pred znečistením dusičnanmi z poľnohospodárskych zdrojov

SMERNICA Rady EÚ 1991/271 EHS o čistení komunálnych odpadových vôd
SMERNICA 2000/60/ES EURÓPSKEHO PARLAMENTU A RADY z 23. októbra 2000, ktorou sa stanovuje rámec pôsobnosti pre opatrenia spoločenstva v oblasti vodného hospodárstva
Tlučáková, A., Cibulka, R. (2016): Sledovanie časového

vývoja priestorového rozšírenia dusičnanov v povrchových vodách Slovenska. *Vodní hospodárství*, 3, 2016.
Wang, J., Fu, B., Qiu, Y., Chen, L., (2001): Soil nutrients in relation to land use and landscape position in the semi-arid small catchment on the loess plateau in China. *Journal of Arid Environments*, 48, 537–550.
Zákon č. 364/2004 Z.z. o vodách.

LEVEL OF SURFACE WATER EUTROPHICATION IN DANUBE RIVER BASIN

The purpose of this report is to review the role of nitrogen (N) and phosphorus (P) in the eutrophication of rivers (surface water). The work was required by Water Framework Directive 2000/60/ES as part of investigating excessive nutrient enrichment. This report reviews nutrient inputs to rivers; the role of nutrients in the eutrophication of rivers; the response of biota to nutrient enrichment; monitoring of changes due to eutrophication and the management of riverine eutrophication.

Monitoring of surface water bodies has been provided in terms of requirements of the Water Framework Directive in the period of 2010–2015. With regards of international and national legislative for the ecological status assessment ecological potential, chemical status, biological quality elements, supporting physical-chemical and hydro-morphological quality elements as well as the specific substances have been investigated.

The aim of this contribution was to analyse eutrophication problem, factors affecting this process, its consequences and possibilities of prevention. The partial aim was to evaluate eutrophication state of water in Danube River basin following the assessment physical-chemical and microbiological indicators in monitored period. The present work sets out the ecological consequences of increased nutrient loading to freshwaters in the context of providing information on the effects of implementing international and national legislative for the ecological status assessment.

Eutrophication is the term applied to the observable effects of increased nutrients on an aquatic system. The nutrients of primary concern are nitrogen (N) compounds and phosphorus (P) compounds. Eutrophication is a process not a state, requiring factors external to a system to act in order to bring about change within the system. This is especially so in rivers where plant communities respond to flow, sediment type, and underlying geology more than any transient changes in dissolved nutrient status derived from external inputs. Flushing in flowing systems tends to reduce exposure times to enhanced nutrient loads, thereby reducing the scale of any change. Increases in both N and P cause changes in plant communities.

The majority of observable effects of eutrophication are due to enrichment of running waters by P, or a combination of N and P. Enrichment by N tends to be associated

with dissolved nutrients in the water column, whereas enrichment by P is associated with both sediment-bound and water column nutrients. It is therefore theoretically possible to reduce the effects of N-enrichment relatively easily over a relatively short timeframe if inputs are controlled, while the effects of P will be less easily resolved over short timescales. Assuming that the major observable effects are P-driven, and exacerbated by N-enrichment, then the observable effects of a reduction in N may not be detectable until P is also reduced.

Eutrophication of rivers is best managed by reducing inputs to the river system, rather than any in situ remedial action. Point source pollutants are easily managed, but diffuse pollution from agriculture, industry, urbanisation and others is less easily controlled. Diffuse pollution may be caused by leaching of nutrients from soil over a long period. Significant reductions in nutrients are those that have the capacity to alter plant community, population structure and to improve the water quality.

The effects of an eutrophication process on submerged macrophyte species will be more easily characterised in large, slow-flowing, sediment-retaining rivers, rather than in fast flowing smaller river systems. The speed of change due to eutrophication will be more rapid in large, slow-flowing rivers because plant communities are able to adapt within the timeframe of exposure to increased nutrients. Monitoring of eutrophication rates and effects needs to be adapted to the type of river system under investigation. Groundwater nutrient concentrations and their variability by region and over time are less well documented and this needs further work. There are clear ecological effects of raised nutrient concentrations in both lakes and rivers, including.

The external supplies of N and P to aquatic ecosystems are derived from a wide variety of sources, including groundwater, fluvial, and atmospheric inputs. The sum of these three sources can be termed the external load. The external supplies of nutrients to a water body can originate both as point sources, which are localized and more easily monitored and controlled, and as nonpoint sources, which are diffuse and much more difficult to monitor and regulate. The relative contributions of these two types of sources can differ substantially from watershed to watershed, depending upon local human population densities and land use.

N and P exports from point and nonpoint sources can have profound effects upon the quality of receiving waters. The most common effects of increased N and P supplies on aquatic ecosystems are perceived as increases in the abundance of algae and aquatic plants. However, the environmental consequences of excessive nutrient enrichment are more serious and far-reaching than nuisance increases in plant growth alone. The degradation of water resources by eutrophication can result in worsening of water quality.

Eutrophication in freshwaters is primarily driven by increases in N and P compounds. In terms of N, nitrate concentrations in rivers (and ground waters) have increased substantially during the last decades and have been linked to changing agricultural practices (increased levels of fertilisation and the move to growing crops with higher N demand). There has also been an increasing input from atmospheric N-deposition, but this is probably a relatively insignificant contribution apart from in upland catchments with little agricultural influence. For phosphorus the main period for the transport of diffuse, agricultural sources of P is during the winter and particularly the autumn rains and the P concentration from these sources will be at its highest during the low summer flows.

Changes in freshwater biological communities as a response to pollution have long been recognised. Mostly research has focused on impairment to water quality resulting from pollution of either a physical, chemical or organic nature. Gradually there has been recognition of the role of both point – and non-point (or diffuse) sources

of nutrient enrichment of surface waters. Studies of this eutrophication have historically concentrated on lentic and transitional waters of estuaries and coasts, but since the 1960's interest has also turned to the importance of nutrient enrichment from increasing levels of nitrogen and phosphorus in lotic systems or flowing waters.

The impact of nutrient enrichment on rivers is complicated by their dynamic nature, but symptoms such as excessive phytoplankton and filamentous algae development, weed growth and changes in macrophyte communities have clearly impacted water supply, fisheries and conservation value.

The present work focus on the assessment of surface water eutrophication state in Danube River basin. The values from monitoring in 2010–2015 were evaluated according to Supplement No.1 Directive of Government SR No. 269/2010, part A (general indicators) and part E (hydrogeological and microbiological indicators).

In terms of N, nitrate-N concentrations 1 of 17 monitoring sites (5,88%) in 2010 and 1 of 16 monitoring sites (6,66%) in 2015 was over the limit value $5 \text{ mg l}^{-1} \text{ N-NO}_3^-$. Nitrite-N concentrations 15 of 17 monitoring sites (88,23%) in 2010 and 4 of 16 monitoring sites (25%) in 2015 was over the limit value $0,02 \text{ mg.l}^{-1} \text{ N-NO}_2^-$. For phosphorus, of 17 monitoring sites 1 (5,88%) was over the limit value $0,4 \text{ mg.l}^{-1} \text{ P}_{\text{tot}}$ in 2010, all of the samples meet the criteria in 2015 and are not at risk, or probably not at risk. In general, the rate of increase the external supplies of N and P has slowed down in Danube River basin during the monitoring period.

Ing. Viera Kováčová
Ústav hydrológie SAV
Dúbravská cesta 9
841 04 Bratislava
Tel. + 421 2 32 293 510
E-mail: kovacova@uh.savba.sk