MAPOVANIE N-ROČNÝCH MAXIMÁLNYCH DENNÝCH ÚHRNOV ZRÁŽOK NA ÚZEMÍ SLOVENSKA

Renáta Remiašová[1], Pavol Faško[2], Silvia Kohnová[1], Kamila Hlavčová[1], Ladislav Gaál[1]

Abstrakt

Mapovanie povodňového rizika, hydrologické modelovanie, dimenzovanie rôznych vodohospodárskych stavieb, či integrovaný manažment povodí si vyžaduje poznanie pravdepodobnosti výskytu maximálnych úhrnov zrážok. Mimoriadne úhrny zrážok sa vyskytujú sporadicky a ich veľkosť je výsledkom kombinácie viacerých klimatologických faktorov. Predložený príspevok sa zaoberá mapovaním 2 a 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok na území Slovenska. Na analýzu bol použitý rad ročných maximálnych denných úhrnov zrážok za obdobie 1951-2000 z 557 staníc na Slovensku. Testovaných bolo 5 typov trojparametrických distribučných funkcií: generalizované extremálne rozdelenie (GEV), generalizované logistické rozdelenie (GLO), generalizované normálne rozdelenie (GNO), Pearsonovo rozdelenie III. Typu (PE3) a generalizované rozdelenie Pareto (GPA). Lokálny odhad ich parametrov bol vykonaný pomocou L-momentového algoritmu. Pre regionálny odhad bola použitá metóda vplyvného regiónu (ROI) a extremálne rozdelenie GEV. Pre priestorovú regionalizáciu zrážok boli použité viaceré interpolačné metódy: metóda inverzne váženej vzdialenosti, kriging a cokriging. V závere je urobené porovnanie máp 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok zíkaných interpoláčnou metódou kriging s expertne vytvorenou mapou.

Klíčová slova: ročné maximálne denné úhrny zrážok, frekvenčná analýza, interpolačné metódy

1. Úvod

Mimoriadne úhrny zrážok sa vyskytujú sporadicky a ich veľkosť je výsledkom kombinácie klimatologických faktorov. Úlohou analýzy početnosti výskytu (frekvenčnej analýzy) extrémnych úhrnov zrážok je podávať pravdepodobnostné odhady o veľkosti zrážkového úhrnu určitého trvania, ktorý sa môže pozorovať na určitej stanici alebo na uvažovanom území s danou pravdepodobnosťou. Priestorová analýza mimoriadnych úhrnov zrážok sa spravidla odvádza z maxím denného úhrnu (resp. iného časového intervalu) zaznamenaných na príslušných meteorologických staniciach a následne sa interpoluje do priestoru pre každý bod skúmaného územia. V uplynulom období sa spracovaniu a vyhodnocovaniu maximálnych zrážok venovala pozornosť vo svete, ako aj v Európe. V USA bol vypracovaný atlas NOAA č. 14, ktorý slúži na odhad návrhových hodnôt úhrnov zrážok pre trvanie od 5 minút až po 60 dní, a to pre priemernú dobu opakovania *N* od 2 do 1000 rokov. Na Novom Zélande vyvinuli softvér HIRDS určený na odhad návrhových hodnôt mimoriadnych úhrnov zrážok [1]. Zahŕňa v sebe odhad parametrov metódou pravdepodobnosťou vážených momentov [2], metódu vplyvného regiónu [3], mapovanie tzv. indexového dažďa a regionálnych čiar prekročenia. Návrhové hodnoty úhrnov zrážok sa určujú na základe rozdelenia GEV. Príručka FEH [4] je určená na odhad návrhových prietokov, resp. vysokých úhrnov zrážok na území Veľkej Británie. V rámci rozsiahleho vedecko-výskumného projektu KOSTRA [5] sa štatistickým spracovaním extrémnych hodnôt zrážkových úhrnov zaoberala Nemecká meteorologická služba. Weisse a Bois [6,7] porovnávali kriging a regresnú metódu pri mapovaní 10 a 100ročných návrhových úhrnov zrážok trvania 1–24 hodín vo Francúzskych Alpách.

Extrémnymi dennými úhrnmi zrážok a ich významnosťou sa v našom regióne zaoberali viacerí autori [8,9,10,11,12,13,14]. Práce [15,16] sú venované problematike možného rastu výskytu a úhrnov extrémnych zrážok v súvislosti s klimatickou zmenou.

Odhad zrážkového úhrnu určitého trvania sa vzťahuje len na príslušnú meteorologickú stanicu. Modelovanie rôznych procesov v prírode si však vyžaduje priestorovú informáciu, preto sa v posledných rokoch hovorí o narastajúcej potrebe zovšeobecňovať výsledky bodových meraní na celé záujmové územie. Existuje široký výber interpolačných metód, od jednoduchých – Thiessenovych polygónov, či metódy inverzne váženej vzdialenosti (IDW) až po zložitejšie stochastické metódy, medzi ktoré sa radí kriging a cokriging, prípadne ich rôzne varianty [17,18].

2. Vstupné údaje

Ako vstupné údaje boli použité spracované ročné maximálne denné úhrny zrážok z 557 staníc za obdobie 1951–2000. Jedná sa o taký výber staníc, kde kontinuálny rad doplnených údajov nie je dlhší ako 5 rokov a celkove menej ako 10 rokov. Doplňovanie chýbajúcich maxím denných úhrnov zrážok urobil P. Faško z SHMÚ ešte v roku 2000.

3. Metódy odhadu N-ročných maximálnych úhrnov zrážok

Na určenie návrhových hodnôt (resp. kvantilov) ročných maximálnych denných úhrnov zrážok sme použili lokálny odhad parametrov teoretického rozdelenia pravdepodobnosti. Nakoľko sme sa rozhodli, že odhad parametrov vybraných distribučných funkcií vykonáme pomocou L-momentového algoritmu [2], na každej stanici sme potrebovali určiť trojicu parametrov (lokálne štatistiky) priemer, L-koeficient variácie a L-šikmosť. Výber vhodnej distribučnej funkcie, resp. metódy odhadu jej parametrov majú mimoriadny vplyv na výsledné návrhové hodnoty. Testovali sme 5 typov distribučných funkcií: generalizované extremálne rozdelenie (GEV), generalizované logistické rozdelenie (GLO), generalizované normálne rozdelenie (GNO), Pearsonovo rozdelenie III. typu (PE3) a generalizované rozdelenie Pareto (GPA). Ide o trojparametrické rozdelenia, matematický popis pozri bližšie v prácach [2,19].

Na overenie vhodnosti vybraného rozdelenia pravdepodobnosti s odhadnutými parametrami sme použili Anderson-Darlingov test dobrej zhody. Patrí medzi tzv. EDF (empirical distribution function) testy, ktoré sú založené na porovnávaní medzi hypotetickou a empirickou distribučnou funkciou. Výsledkom Anderson-Darlingovho testu je hodnota A^2 a jej pravdepodobnosť P [20], pričom platí:

$$A^2 = -n - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\{(2i-1)\ln[F(x_i,\theta)] + (2n+1-2i)\ln[1-F(x_i,\theta)]\} \quad (1)$$

kde n je veľkosť výberového súboru, F označuje vybranú distribučná funkciu a θ je vektor parametrov distribučnej funkcie. Kritické hodnoty testu sa určujú na základe hladiny významnosti α. Pre účely tejto práce sme použili kritické hodnoty na hladine významnosti α = 10 %, t.j. testom neprešli všetky hodnoty $P(A^2)$ väčšie než 0,90. Prehľad testovaných distribučných funkcií s počtom staníc, pre ktoré je dané teoretické rozdelenie vhodné je uvedený v Tab. 1. Z analýzy jednoznačne vyplýva, že pre väčšinu staníc (501) z celkového počtu 557 je najvhodnejšie použiť extremálne rozdelenie GEV.

Tab.1: Počet staníc, ktoré prešli testom dobrej zhody

Distribučná funkcia	Počet staníc	Počet staníc v [%]
GEV	501	89,95 %
GLO	475	85,28 %
GNO	454	81,51 %
PE3	418	75,05 %
GPA	142	25,49 %

Regionálny odhad kvantilov sme vykonali pomocou metódy vplyvného regiónu (ROI) [3]. ROI je jednou z alternatív regionálnej frekvenčnej analýzy. Zásadným pilierom metódy ROI je myšlienka, že nie je nutné vymedziť pevné hranice medzi regiónmi; namiesto toho sa regióny definujú flexibilným spôsobom. To znamená, že každá analyzovaná stanica má svoj vlastný, unikátny región, ktorý pozostáva z určitého počtu dostatočne podobných staníc, z ktorých sa potom prenášajú informácie o extrémnych úhrnov zrážok do miesta záujmu. Podobnosť staníc sme posudzovali na základe geografickej blízkosti (skutočnej vzdialenosti medzi stanicami). Tento predpoklad je podopretý aj faktom, že analyzujeme ročné maximá jednodenných úhrnov zrážok, ktorých výskyt prevažuje v teplom polroku, pričom mimoriadne úhrny zrážok v tejto sezóne často pochádzajú z konvektívnych zrážkotvorných procesov s obmedzeným priestorovým rozsahom.

Metodika ROI pozostáva z dvoch kľúčových krokov. V prvom kroku definujeme vplyvný región pre danú stanicu s cieľovým počtom staníc N_T= 5 staníc v regióne, ktorý zahŕňa danú stanicu a N_T - 1najbližších staníc k nej. Ak vplyvný región s počtom staníc N_T je homogénny, čo sa overuje testom regionálnej homogenity od Lua a Stedingera [21], cieľový počet staníc bude aj finálnym počtom staníc vo vplyvnom regióne. V opačnom prípade nastane iteračný proces pridávania ďalšej najbližšej stanice do existujúceho regiónu a následného testovania homogenity, kým sa región vplyvu stáva homogénnym. V prípade zlyhania procesu budovania (t.j. nenastane homogenita ani po pridaní všetkých možných staníc do regiónu vplyvu) nastupuje opačný proces - postupné odstránenie najvzdialenejšej stanice z existujúceho regiónu a následné testovanie homogenity, kým sa región vplyvu stáva homogénnym. V druhom kroku sa každej stanici, ktorú sme zaradili do vplyvného regiónu cieľovej stanice priradí nenulový regionálny váhový koeficient, ktorý je nepriamo úmerný jej skutočnej vzdialenosti k cieľovej stanici. Tieto váhy potom hrajú úlohu v prenose informácií do cieľovej stanice: regionálny odhad L-koeficientu variácie a L-šikmosti na cieľovej stanici sa určuje ako vážený regionálny priemer odpovedajúcich štatistík zo všetkých staníc vplyvného regiónu [12].

4. Mapovanie N-ročných maximálnych denných úhrnov

Na priestorovú interpoláciu kvantilov ročných maximálnych denných úhrnov zrážok bola použitá metóda kriging. Geoštatistická analýza pozostáva z týchto základných krokov: skúmania kovariancie hodnôt bodových meraní ako funkcie ich vzájomnej vzdialenosti, definovania, resp. určenia teoretického modelu tejto závislosti – tzv. semivariogramu a použitia modelu semivariogramu pri určení váh jednotlivým bodom zúčastňujúcim sa interpolácie. Hodnoty podobnosti jednotlivých dvojíc bodov, ktoré sú od seba rôzne vzdialené, sa v geoštatistike vyjadrujú vo forme kovariancie. Najčastejšie používanou grafickou formou vyjadrenia tejto podobnosti (priestorovej korelácie) je konštrukcia semivariogramu [22]. Semivariancia ako meradlo priestorovej korelácie je definovaná ako:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Y(x_i + h)]^2 \qquad (2)$$

kde $N(h)$ je počet dvojíc nachádzajúcich sa vo vzdialenosti h, $Z(x_i)$ je hodnota premennej v bode i a $Z(x_i+h)$ je hodnota premennej vo vzdialenosti h od bodu i.

Na získanie optimálnych váh pre interpoláciu je potrebné určiť (aproximovať) na vypočítané bodové hodnoty semivariancie jeden z teoretických modelov. Táto aproximácia môže byť realizovaná buď vizuálne alebo pomocou niektorej z matematických metód (napr. metódou najmenších štvorcov). Za model teoretického semivariogramu sme zvolili exponenciálny model vyjadrený v tvare:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1[1 - e^{-(h/a)}] \tag{3}$$

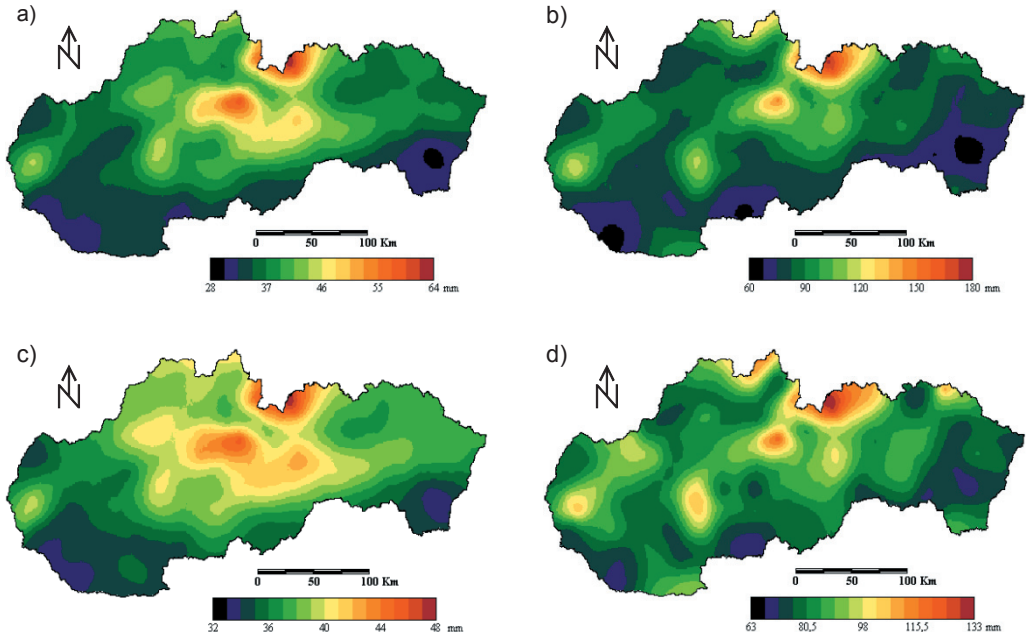
kde C_0 je koeficient, charakterizujúci variabilitu skúmaného javu v rámci malej vzdialenosti h od bodu alebo tiež chybu merania skúmanej premennej, C_1 je rozdiel C_{SILL} - C_0, C_{SILL} je variancia náhodnej premennej a a je rozsah vplyvu funkcie semivariogramu, resp. vzdialenosť v akej dosiahne funkcia C_{SILL}. Indikuje vzdialenosť, v ktorej už hodnoty nevykazujú priestorovú koreláciu.

Váhy údajov, používaných na interpoláciu krigingom sú závislé od pozície voči interpolovanému bodu. Hodnota krigingom určeného odhadu v bode x_0 sa vypočíta podľa vzťahu:

$$z^*(x_0) = \sum_{i=1}^{n} w_i z(x_i) \tag{4}$$

kde n je počet bodov s priamym pozorovaním, $z(x_i)$ sú pozorovania zvolené z okolia x_0, $z^*(x_0)$ je odhad skúmanej premennej v bode x_0 a w_i sú váhy určené na základe zvoleného modelu semivariogramu, podľa vzájomnej vzdialenosti bodov x_i a bodu x_0 [23].

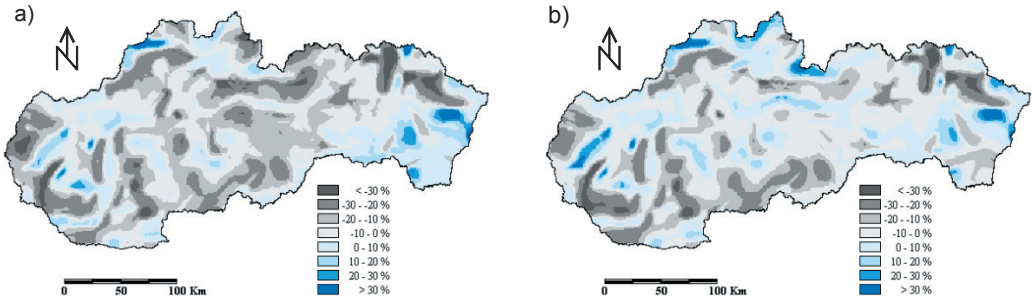
Mapy kvantilov mimoriadnych úhrnov zrážok získaných interpolačnou metódou kriging (Obr. 1 a, b pre 2ročné maximálne denné úhrny zrážok a Obr.1 c, d pre 100ročné maximálne denné úhrny zrážok) sú charakteristické hladkým povrchom, ktorý poukazuje na postupné zvyšovanie úhrnu zrážok hlavne v oblasti Vysokých a Nízkych Tatier.



Obr. 1: Mapy kvantilov a) 2ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných lokálnym odhadom GEV, b) 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných lokálnym odhadom GEV, c) 2ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných regionálnym odhadom ROI, d) 100ročných maximálnych úhrnov zrážok získaných regionálnym odhadom ROI

Z mapového výstupu rozloženia mimoriadnych úhrnov zrážok získaných lokálnym odhadom GEV (Obr.1 a, b) boli zistené maximálne úhrny zrážok pre okolie staníc Tatranská Javorina a Podspády (okolo 60 mm v prípade 2ročného maximálneho denného úhrnu zrážok a okolo 170 mm v prípade 100ročného maximálneho denného úhrnu zrážok). Použitím metódy kriging boli vyhladené hodnoty extrémnych úhrnov zrážok, zistených v niektorých staniciach. Ďalej sú na Obr. 1 c, d zobrazené výsledky priameho mapovania 2 a 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných metódou ROI s požadovaných počtom cieľových staníc vytvárajúcich vplyvný región (N_T) rovným 5. Zo vzájomného porovnania máp lokálneho odhadu a máp odhadov založených na regionálnom prístupe možno vidieť, že rozdiely sú hlavne v oblastiach, kde boli lokálnym odhadom určené vysoké úhrny zrážok (oblasť Vysokých a Nízkych Tatier). Rozdiel činí až 40 mm v prípade 2ročných maximálnych denných úhrnov zrážok a 135 mm v prípade 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok.

Na Obr. 2 sme pomocou mapovej algebry porovnali mapové výsledky získané teoretickým rozdelením GEV a metódou ROI s digitálnou interpretáciou expertne vytvorenej mapy [11]. Absolútne percentuálne rozdiely medzi mapou získanou priamym mapovaním kvantilov 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných pomocou GEV a expertne vytvorenou mapou sú nasledovné: pre 47 % Slovenska je rozdiel do 10 %, pre 30,5 % územia 10-20 % a pre 19 % územia je rozdiel 20-30 %. Najväčšie rozdiely v odhadoch (nad 30%) sú na severovýchode Slovenska, v oblasti Javorníkov, Oravských Beskýd, Veľkej Fatry, Malých Karpát a Štiavnických vrchov. Ide o miesta s nedostatočným počtom pozorovacích staníc. Rozdiely získané porovnaním mapy 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných metódou ROI s expertne vytvorenou mapou sú v rozmedzí 0-10 % pre 57 % z celkovej rozlohy Slovenska, 10-20 % pre 25 % územia, 20-30 % pre 15 % územia a zvyšné 3 % územia majú absolútny percentuálny rozdiel viac ako 30 %. Použite metódy ROI s 5 stanicami tvoriacimi vplyvný región podhodnotilo celé územie Vysokých Tatier , Malých Karpát, oblasť Javorníkov a Oravských Beskýd a Vihorlatských vrchov.



Obr. 2: Mapy percentuálnych rozdielov medzi expertne vytvorenou mapou, a) mapou 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných lokálnym odhadom GEV, b) mapou 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných regionálnym odhadom ROI

5. Záver

Cieľom príspevku bolo na základe údajov ročných maximálnych denných úhrnov zrážok z 557 staníc z celého Slovenska demonštrovať možnosti analýzy a priestorového spracovania maximálnych N-ročných denných úhrnov zrážok interpolačnou metódou kriging. Záverom bolo urobené porovnanie absolútneho percentuálneho rozdielu medzi mapami 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok získaných na základe extremálneho rozdelenia GEV a metódou ROI s expertne vytvorenou mapou izočiar 100ročných maximálnych denných úhrnov zrážok. Rozdiely medzi mapami získanými metódou kriging a expertnou metódou sú podobné, takže majú systémový pôvod. Vyplývajú najmä z nedostatkov siete zrážkomerných staníc, z mimoriadnej priestorovej premenlivosti analyzovanej charakteristiky zrážok a z možností použitých metód.

Literatúra

[1] THOMPSON, C. S., 2002. The high intensity rainfall design system HIRD. In: *International Conference on Flood Estimation. International Commiccion of the Rhine Basin*. Lelystad, CHR Report. No. II-17, pp 273-281.

[2] HOSKING, J. R. M. – WALLIS, J. R., 1997. Regional frequency analysis: an approach based on L-moments. Cambridge University Press, Cambridge; New York; Oakleigh, 224 pp. ISBN 0-521-43045-3.

[3] BURN, D. H., 1990. Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach. Water Resources Research, 26 (10), pp 2257-2265.

[4] FEH (Flood Estimation Handbook), 1999. Institute of Hydrology, Wallingford. Volume 1-5. 325 pp.

[5] BARTHELS, H. – MALITZ, G. – ASMUS, S. – ALBRECHT, F. M. – DIETZER, B. – GÜNTHER, T. – ERTEL, H., 1997. Starkniederschlagshöhen für Deutschland, KOSTRA. Deutscher Wetterdienst – Hydrometeorologie, Offenbach, Selbstverlag.

[6] WEISSE, A. K. – BOIS, P., 2001. Topographic effects on statistical charakteristics of heavy rainfall and mapping in the French Alps. Journal of Applied Meteorology 40 (4), pp 720-740.

[7] WEISSE, A. K. – Bois, P., 2002. A comparison of methods for mapping statistical characteristics of heavy rainfall in the French Alps: The use of daily information. Hydrological Sciences Journal, 47 (5), pp 739-752.

[8] FAŠKO, P. – LAPIN, M. – ŠŤASTNÝ, P. – VIVODA, J., 2000. Daily Precipitation Extremes in Slovakia Based on Data from 607 Stations and 50-year Period. In: *Zborník z VIII. Posterového dňa s medzinárodnou účasťou „Transport vody, chemikálií a energie v systéme Pôda-Rastlina-Atmosféra“*. ÚH SAV a GFÚ SAV, Bratislava. 7 s., ISBN 80-968480-0-3.

[9] FAŠKO, P. – LAPIN, M. – ŠŤASTNÝ, P. – VIVODA, J. – 2000. Maximum daily sums of precipitation in Slovakia in the second half of the 20th century. In: *Images of Weather and Climate*. *Prace Geograficzne, fasc. 108*. Institute of Geography of the Jagellonian University, Cracow, pp 131-138.

[10] STEHLOVÁ, K. – KOHNOVÁ, S. – SZOLGAY, J., 2001. Analýza dvojdňových úhrnov zrážok v oblasti horného Hrona. Acta Hydrologica Slovaca 2 (1), s. 167-174.

[11] GAÁL, L. – LAPIN, M. – FAŠKO, P., 2004. Maximálne viacdenné úhrny zrážok na Slovensku. In: *Sborník abstraktů – Seminář „Extrémy počasí a podnebí“*, Brno. 15 s., ISBN 80-86690-12-1.

[12] GAÁL, L., 2006. Metódy výpočtu štatistických charakteristík návrhových hodnôt krátkodobých až viacdenných úhrnov zrážok na Slovensku. [Dizertačná práca], Univerzita Komenského v Bratislave. 228 s.

[13] KOHNOVÁ, S. – GAÁL, L. – SZOLGAY, J. – HLAVČOVÁ, K., 2005. Analýza maximálnych úhrnov zrážok v povodí horného Hrona. Stavebná fakulta, Slovenská technická univerzita v Bratislave. 1. vyd. 120 s., ISBN 80-227-2339-8.

[14] PARAJKA, J. – KOHNOVÁ, S. – SZOLGAY, J., 2002. Priestorová interpolácia N-ročných maximálnych denných zrážkových úhrnov v povodí horného Hrona pomocou stochastických interpolačných metód. Acta Hydrologica Slovaca 3 (1), s. 35-45.

[15] LAPIN, M. – HLAVČOVÁ, K. – PETROVIČ, P., 2003. Vplyv klimatickej zmeny na hydrologické procesy. Acta Hydrologica Slovaca 4 (2), s. 211-221.

[16] LAPIN, M. – HLAVČOVÁ, K., 2003. Changes in summer type of flash floods in the Slovak Carpathians due to changing climate. In: *Proceedings of the International Conference on Alpine Meteorology and MAP2003 Meeting.* Brig, Switzerland, Publ. of MeteoSwiss 66, pp 105-108.

[17] GOOVAERTS, P., 2000. Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall. Journal of Hydrology, 228, pp 113-129.

[18] HEVESI, J. A. – FLINT, A. L. – ISTOK, J. D., 1992. Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part II: Isohyetal maps. Journal of Applied Meteorology, 31, pp 677-688.

[19] HOSKING, J. R. M., 1990. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. J. R. Statist. Sot., Ser. B, 52(2), pp 105-124.

[20] LAIO, F., 2004. Cramer-von Mises and Anderson-Darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. Water Resources Research 40.

[21] LU, L. H. – STEDINGER, J. R., 1992. Sampling variance of normalized GEV/PWM quantile estimators and a regional homogeneity test. Journal of Hydrology 138(1-2), pp 223-245.

[22] ISAAKS, E. H. – SRIVASTAVA, R. H., 1989. An introduction to applied geostatistics. Oxford University Press, Oxford.

[23] PAPAMICHAIL, D. M. – METAXA, I. G., 1996. Geostatistical analysis of spatial variability of rainfall and optimal design of a rain gauge network. Water Resources Management 10.

Kontakty na autora

1 Katedra vodného hospodárstva krajiny, Stavebná fakulta Slovenskej technickej univerzity v Bratislave, e-mail: remiasova@svf.stuba.sk, silvia.kohnova@stuba.sk, kamila.hlavcova@stuba.sk, ladislav.gaal@stuba.sk

2 Slovenský hydrometeorologický ústav, Jeséniová 17, 833 15 Bratislava, e-mail: pavol.fasko@shmu.sk