

FOLIA

FACULTATIS SCIENTIARUM NATURALIUM UNIVERSITATIS PURKYNIANAE BRUNENSIS
TOMUS XVII

GEOGRAPHIA 10

OPUS 12

1976

ŠTATISTICKÁ ŠTRUKTÚRA ZRÁŽKOVÝCH POLÍ

MILAN DZUBÁK

Ústav hydrologie a hydrauliky SAV, Bratislava, Trnavská 32, ČSSR

Содержание

СТАТИСТИЧЕСКАЯ СТРУКТУРА ПОЛЯ ОСАДКОВ

Милан Дзубак

Значения суммы осадков в отдельных пунктах бассейна являются полем, структуру и свойства которого можно выразить с помощью теории случайных функций. Одной из основных статистических характеристик является корреляционная функция, которую можно интерполировать уравнением показательной функции — уравнение [2]. Использование корреляционной функции позволяет решать многие задачи оперативной и инженерной гидрологии, как напр. определение средней квадратической ошибки средней ежегодной суммы осадков по площади — уравнение [3] —, рациональной густоты осадкометрической сети и т. д. Как пример приведены на рис. 1. корреляционные функции годовых, месячных и суточных сумм осадков в избранном районе Восточной Словакии.

Summary

STATISTICAL STRUCTURE OF THE PRECIPITATION FIELDS

The values of the precipitation measured in the particular points of the watershed represent a field the structure and characteristics of which can be described by the theory of random functions. One of the basic characteristics is the correlation function which can be interpolated by applying an exponential equation — eq. 2; this equation allows the solution of different problems met in the practice in the field of the operational and engineering hydrology, e.g. the computation of the mean square error of the area average value — eq. 3—the economical density of the precipitation gauge network, etc. The course of the correlation function of the annual, monthly and daily precipitation measured in the region of East-Slovakia is seen in Fig. 1.

Pri matematickom popise procesu odtoku by bolo ideálne poznať a analyticky popisať časový priebeh vstupu zrážok na plochu povodia. Pretože to nevieme, nahrádzame tieto hodnoty diskrétnymi veličinami v bodoch pozorovania, alebo priemernými hodnotami z čiastkových plôch alebo z celého povodia. Hodnoty zrážok za zvolený časový interval tvoria na danom území pole, ktorého štruktúru sa snažíme matematicky popísat. Oproti poliam iných meteorologických prvkov (napr. tlaku alebo teploty vzduchu a ī.) má zrážkové pole určité zvláštnosti, ktoré výrazne vystupujú najmä pri štúdiu zrážok za krátšie časové intervaly (napr. 1 deň, 12 hod., 6 hod. apod.). Zrážky za takýto krátky interval napr. nemusia zasiahnuť celé uvažované územie (povodie), ale len jeho časť, pričom v niektorých bodoch sa nenamerajú žiadne zrážky.

Polia meteorologických, resp. hydrologických prvkov majú stochastický charakter,

preto sa na ich matematickú interpretáciu s výhodou používá teória náhodných funkcií (L. S. GANDIN 1963). Plný popis poľa by poskytli mnohorozmerné funkcie rozdelenia pravdepodobnosti. Pre praktické účely vystačíme obvykle s jednoduchšími charakteristikami, ako sú napr. dvojrozmerné charakteristiky — korelačné funkcie, a variačné (štruktúrne) funkcie. Obe tieto charakteristiky majú veľký praktický význam v analýze priestorového a časového rozdelenia skúmaných veličín. V tomto príspevku chcem poukázať najmä na možnosti aplikácie korelačnej funkcie v hydrologických výpočtoch.

Uvažovanie zrážok v jednom bode, ako náhodnej veličiny a vyčíšlovanie ich základných štatistických charakteristik je v klimatológii i hydrológii bežné. Pri prechode z bodu na plochu musíme zaviesť ďalšiu charakteristiku, ktorá by vyjadrovala väzbu hodnôt skúmanej veličiny v rôznych bodoch uvažovanej plochy. Touto charakteristikou môže byť korelačná funkcia. Jej teoretický rozbor obsahuje základné práce z oblasti teórie pravdepodobnosti, napr. v učebnici J. S. VENTCELOVEJ (1973) a podrobnejší popis s ohľadom na aplikáciu v hydrológii resp. v klimatológii je v našej literatúre uvedený v skriptách L. VOTRUBU a K. NACHÁZELA (1971) a v štúdiu J. HRDEJ (1969), kde sú tiež uvedené spôsoby testovania splnenia predpokladu homogenity a izotropnosti poľa.

Korelačná funkcia je matematickým vyjadrením závislosti korelačného súčinitela, udávajúceho tesnosť vzťahu medzi hodnotami premennej v dvoch bodoch poľa, na vzdialenosť týchto bodov čiže

$$R(\lambda) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{ui} - \bar{x}_u) \cdot (x_{vi} - \bar{x}_v)}{(n-1) \sigma_u \sigma_v} \quad [1]$$

kde x_{ui} , x_{vi} sú úhrny zrážok zmerané súčasne v bodoch u a v

λ je vzdialenosť týchto bodov

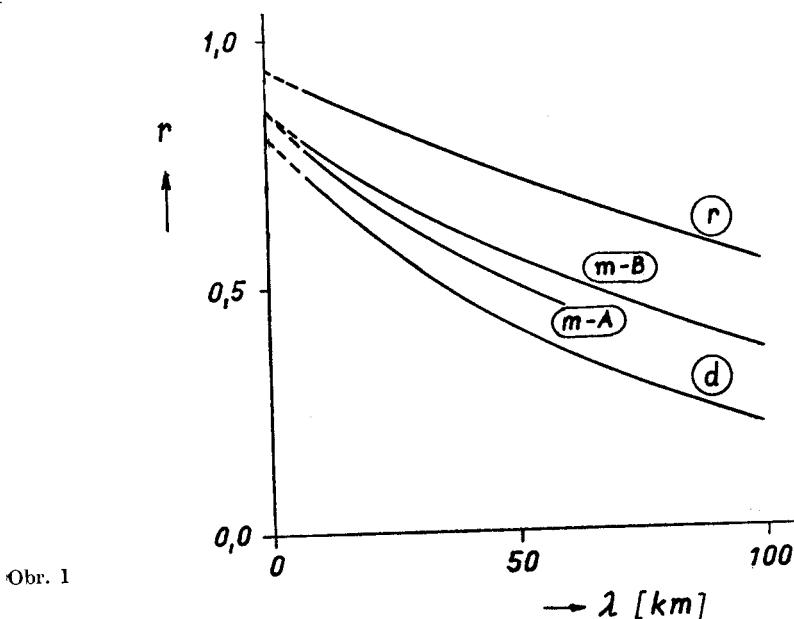
n je počet súčasných pozorovaní v bodoch u a v

\bar{x}_u , \bar{x}_v sú priem. hodnoty zrážok v bodoch u a v

σ_u , σ_v sú smerodajné odchylinky zrážok v týchto bodoch.

Najčastejšie sa vyjadruje pomocou niektornej elementárnej funkcie, ktorá interpoluje empirickú množinu (λ , R). Ako príklad sú v obr. 1 znázornené vyrovnané korelačné funkcie zrážkových úhrnov niektorých východoslovenských zrážkomerných staníc. Korelačné funkcie sú znázornené pre 2 varianty usporiadania staníc. Vo variante A sú zrážkomerné stanice, ležiace pozdĺž údolia rieky Ondavy zhruba v smere S—J. Variantu B tvoria stanice ležiace v priečnom profile, ktorý prebieha zhruba v smere Z—V a ktorý pretína údolia východoslovenských tokov od Torysy až po prítok Uhu. Korelačné funkcie boli vypočítané pre ročné úhrny zrážok, pre úhrny zrážok vo februári a v júli za obdobie 1931—1974 a pre denné úhrny obdobia máj až október 1974. Rozsah spracovaných podkladov je veľmi obmedzený, preto možno považovať výsledky len za orientačné. Možno konštatovať, že korelačné funkcie ročných úhrnov sú u oboch alternatív prakticky zhodné a vykazujú pomerne malý pokles (obr. 1 čiara r). Ešte vo vzdialosti cca 100 km je tesnosť vzťahu ročných úhrnov zrážok pomerne vysoká a je vyjadrená korelačným súčinitelom $> 0,5$. Podstatne rýchlejší pokles majú korelačné funkcie vyšetrovaných mesačných úhrnov, pričom sa prejavuje rozdielny priebeh u oboch variant (obr. 1, čiary m—A a m—B). Silnejšia väzbba u varianty B sa dá vysvetliť prevládajúcim smerom prúdenia vzdušných hmôt

a smerom hlavného karpatského hrebeňa, ktorý je dôležitým orografickým faktorom, podmieňujúcim vznik zrážok.



Obr. 1

Je pochopiteľné, že skracovaním časového intervalu, pre ktorý vyšetrujeme zrážkové úhrny, sa bude zvyšovať intenzita poklesu korelačnej funkcie. Zatiaľ čo korelačné funkcie ročných, sezónnych a mesačných zrážkových úhrnov sú zaujímavé predovšetkým pre klimatológov, upriamuje sa pozornosť hydrológov na zrážky niekoľkohodinové až niekoľkodňové. Pri analýze polí zrážok takéhoto krátkeho trvania vystupujú viaceré metodické problémy, ako napr. započítávanie nulových zrážok v niektornej zo staníc. Sú možné viaceré alternatívy pri zostavovaní súborov pre výpočet párových súčiniteľov korelácie. Z hľadiska praktickej aplikácie v hydrologii sú nejvhodnejšie dva prístupy:

- Pri výpočte párových koeficientov korelácie sa berú do výpočtu tie prípady, kedy sa zrážky vyskytli aspoň v jednej z dvoch uvažovaných staníc.
- Berieť do výpočtu aj bezzážkové dni v oboch staniciach, pokiaľ sa súčasne vyskytli zrážky aspoň v jednej stanici uvažovaného povodia (územia).

V obr. 1 (čiara d) je znázornená vyrovnaná korelačná funkcia denných úhrnov zrážok vypočítaná podľa prvého postupu, pre rovnaké varianty výberu zrážkomerných staníc, ako bolo uvedené vyššie, pričom sa použili údaje o denných zrážkach z obdobia máj až október 1974.

Korelačné funkcie možno s výhodou použiť na riešenie viacerých praktických úloh operačnej a inžinierskej hydrológie. Dajú sa použiť na rajonizáciu územia z hľadiska rovnorodosti zrážkových pomerov (DELEUR, IVANOVA, RAMJANCEV 1974), na ocenenie presnosti priemerných úhrnov zrážok na danej ploche vypočítaných z bodových pozorovaní, na stanovenie racionálnej hustoty zrážkomernej siete a i. Pre úlohy posledného typu je výhodné interpolovať priebeh korelačnej funkcie pomocou exponenciely

$$R(\lambda) = R_0 e^{-\frac{\lambda}{\lambda_0}} \quad [2]$$

kde R_0 a λ_0 sú parametrami exponenciely. Hodnotu R_0 (ktorá je blízká jednotke a teoreticky pri meraniach nezaťažených chybou sa rovná 1) a λ_0 (tzv. polomer korelácie) môžeme ľahko zistíť pomocou logaritmickej anamorfózy.

Dá sa dokázať (K. L. KAGAN 1966), že stred. kvadratická chyba určenia priemerneho úhrnu zrážok na povodí, v ktorom pripadá priemerne na 1 zrážkomernú stanicu $S \text{ km}^2$ je

$$\sigma(1, S) = \sigma \sqrt{(1 - R_0) + 0,23 \frac{R_0}{\lambda_0} \sqrt{S}} \quad (3)$$

V tomto vzoreci je σ smerodajná odchýlka zrážok. Tak napr. sme pri analýze poľa maximálnych denných úhrnov zrážok v povodí Váhu po Lipt. Mikuláš (M. DZUBÁK 1966) obdržali $R_0 = 0,98$, $\lambda_0 = 35 \text{ km}$, čo pre $C_v = 0,5$ a $S = 100 \text{ km}^2$ dáva hodnotu stred. kvadrad. chyby priemerného úhrnu na celé povodie $\pm 12 \%$.

Parameter R_0 možno použiť na odhad náhodných chýb, ktorými sú merania v jednotlivých bodoch zaťažené. Z teoretického rozboru vyplýva, že

$$R_0 = \frac{1}{1 + \frac{\alpha^2}{\sigma^2}} \quad (4)$$

kde σ^2 je disperzia uvažovaných zrážok

α^2 je disperzia spôsobená náhodnými chybami merania, podmienená do značnej miery mikroklimatickými zvláštnosťami v miestach merania.

S výhodou sa používa korelačná funkcia pri skúmaní zániku korelačnej väzby, čo je mimoriadne vážne pri regionálnej časovo-priestorovej analýze meteorologických a hydrologických prvkov a pri návrhoch sietí a meračských postupov. U nás sa s týmito problémami zaoberal V. KOZLÍK (1967) pri výskume reprezentatívnosti snehomerných metód. Išlo mu jednak o posúdenie reprezentatívnosti existujúcej siete, jednak o návrh viacbodových meraní základných charakteristik snehovej pokrývky. Pri úlohách tohto typu, najmä však pri rozboare náhodných chýb sa s výhodou používa tzv. štruktúrna (variačná) funkcia, ako to demonštruje V. KOZLÍK a D. SCHWANITZ (1975). Uvedené príklady sú len náznakom aplikácií, ktoré umožňuje analýza štatistickej štruktúry polí.

LITERATURA

1. DELEUR M. S., IVANOVA A. A., RUMJANCEV V. A. (1974): Ispol'zovaniye korreacionnogo analiza dla issledovanija prostranstvenno — vremennoj izmenčivosti snegotajaniye v bassejne r. Kolomy. In: Materiały głaciologicznych issledovanij, ANSSSR, Moskva.
2. DZUBÁK M. (1966): Redukcia výpočtových zrážok v horskom povodí. ÚHH SAV, Bratislava.
3. GANDIN L. S. (1963): Objektivnyj analiz meteorolog. polej. Gidrometeoizdat, Leningrad.
4. HRDÁ J. (1969): Studie o statistické trukture přízemního pole teploty vzduchu v ČSR. In: Sborník prací Hydrometeorologického ústavu v Praze, sv. 14, str. 68—111, Praha.
5. KAGAN R. L. (1966): K ocenke reprezentativnosti osadkomernych dannyh. Trudy GGO, vyp. 191, s. 22, Leningrad.
6. KOZLÍK V. (1967): Výskum reprezentatívnosti snehomerných metód pre hydrologické výpočty a prognózy. ÚHH SAV, Bratislava.
7. SCHWANITZ D. (1975): Zur statistischen Struktur des Feldes täglicher Niederschlagssummen. Wasserwirtschaft-WasserTechnik, 25, č. 4, s. 135.
8. VENTCELOVÁ J. S. (1973): Teória pravdepodobnosti. Vydatelstvo Alfa, Bratislava.