

RUDOLF BRÁZDIL

KOLÍSÁNÍ SRÁŽEK A PRŮTOKŮ NA ÚZEMÍ ČSR PODLE ŘAD ROČNÍCH HODNOT

R. Brázdil: *Variation of Precipitation and Discharge Rates on the Territory of the CSR According to Series of Annual Vallues.* — Sborník ČSGS, 92, 1, p. 19–37 (1987). — The paper deals with the study of the variation of a series of areal annual precipitation sums in Bohemia and Moravia, and of mean annual discharge rates of the Elbe at Děčín and the Morava River at Moravský Ján. By means of the autocorrelation analysis, the spectral analysis according to Blackman and Tukey, the maximum entropy spectral analysis, the coherence analysis and the numerical band-pass filtering, statistically significant components of their variation are studied including the relationships of the variation of the two types of series.

1. Úvod

V krajinné sféře Země vzniká a stále se udržuje planetární výměna hmoty a energie. Ovšem při nesterorodosti pohlcování sluneční energie různými částmi sféry nenastává úplná rovnováha mezi příjmem a výdejem hmoty a energie, což podle Stěpanova (28, 29) podmiňuje cyklický charakter procesů. Přitom kvalitativní zvláštnosti každého následujícího cyklu jsou určovány kvantitativními rozdíly předchozího cyklu. Dynamika vzájemných vztahů a závislostí v přírodě, měnících se od jednoho cyklu planetárních procesů ke druhému, odpovídá spirálovitému charakteru vývoje. Proto má proměnlivost přírodních procesů cyklický, nikoli periodický charakter, lišící se různým trváním, intenzitou a nerovností bilance hmoty a energie v mezích každého cyklu. Při celé mnohotvárnosti procesů se jejich proměnlivost bude vždy ukládat do systému následně se zvětšujících prostorových a časových měřítek, nevycházejíce za hranice největšího z nich, který odpovídá dané fázi planetárního cyklu rozvoje přírody Země. V každé takové fázi vývoje Země se nastoluje dynamická rovnováha v obecně planetární výměně hmoty a energie, díky které lze hovořit o relativní stálosti (kvazistacionaritě) přírodních podmínek.

Také rozvoj planetárních hydrometeorologických procesů se uskutečňuje v podobě vzájemně spjatých cyklů různých časových a prostorových měřítek. Vlivem sluneční energie jsou v hydrosféře a atmosféře současně vyvolávány termodynamické procesy synoptického (regionálního) měřítko. Jejich následnost, opakovatelnost a souhrn určuje zvláštnosti sezónního a ročního cyklu, posledně jmenovaný pak charakter dlouhodobých cyklů.

Cyklická podstata hydrometeorologických procesů se nutně promítá i ve vodních zdrojích. Racionální využívání vodních zdrojů vyžaduje nejen poznání jejich prostorového rozložení, ale i jejich časové dynamiky. To je zvláště aktuální v případě území ČSSR, které se nachází v oblasti hlavního evropského rozvodí, což znásobuje význam atmosférických srážek i vlastního odtokového procesu pro jejich tvorbu. Přitom jde nejen o poznání sezónního a ročního rytmu, ale i o změny dlouhodobějšího rázu mající charakter kolísání, které mohou mít ve svých důsledcích vážné ekonomické dopady.

2. Podkladový materiál a metodika práce

S ohledem na konstatování v úvodu a mnoho dosavadních hydrometeorologických studií, nelze prakticky v řadách atmosférických srážek a průtoků počítat s přísně periodickými kolísáními, tj. aby platilo $x(t_i) = x(t_i + T)$, kde $x(t_i)$ je časová řada a T je perioda. Spíše lze očekávat, že kvaziperiodické výkyvy budou zastírány nebo překrývány působením náhodných procesů, budou měnit svoji fázi a amplitudu, přičemž jeden periodický výkyv může přecházet ve druhý, nebo se po určitém čase měnit na aperiodický. Tyto skutečnosti při silné šumové složce řad mohou působit značné potíže při jejich analýze.

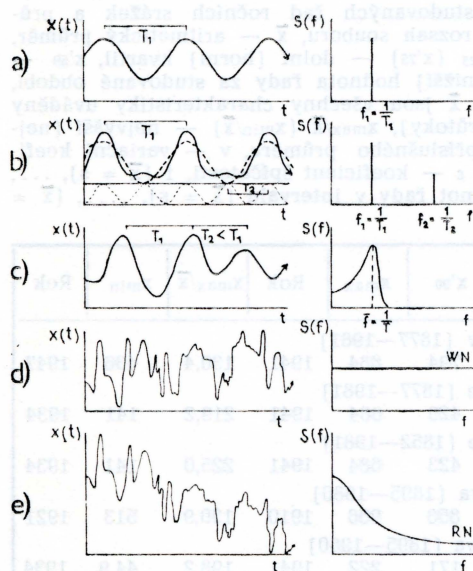
Pro studium kolísání odtoku na území ČSR jsou dobrým východiskem poměrně dlouhé řady vodních stavů a průtoků některých řek, i když v mnoha případech již došlo v důsledku různých vodohospodářských úprav k narušení jejich homogenity. Přestože dnes již prakticky nemáme antropogenně neovlivněné toky, lze pro území ČSR vybrat relativně homogenní pozorovací řady. Mezi ně patří především řada ročních průtoků Labe v Děčíně od r. 1852 a řada ročních průtoků Moravy v Moravském Jánu od r. 1895 (Novotný, 22; Bratránek, 2; Hydrologické poměry Československé socialistické republiky, 13; Hydrologické ročenky, 14).

Pokud jde o atmosférické srážky, může být použití sekulární řady jedné stanice zatíženo dosti značnými systematickými i náhodnými chybami, popř. lokálními vlivy. Proto byly vypočteny řady prostorových měsíčních úhrnů (průměrů) srážek, z nichž adekvátně průtokovým řadám byly vybrány srážky pro Čechy od r. 1876 a pro Moravu od r. 1881. Česká řada byla získána planimetrováním map měsíčních izohyet (Jílek, 15; Křivský, Andrlík, 18). Při výpočtu moravské řady byla použita metoda dvojnásobného váženého průměru (Brázdil et al., 6). Nejdříve byly vypočteny vážené průměry měsíčních úhrnů srážek z údajů 143 stanic, rozdělených do určitých výškových intervalů (jako váhy se braly nadmořské výšky stanic). Z těchto hodnot pak byl vypočten nový vážený průměr, v němž byly váhy představovány podílem jednotlivých výškových intervalů na celkové ploše Moravy. Roční sumy pak byly počítány z měsíčních úhrnů vždy pro příslušný hydrologický rok.

Jistým nedostatkem srážkových řad, zejména s ohledem na porovnatelnost výsledků s řadami průtoků, je fakt, že byly stanoveny pro administrativně vymezené územní jednotky, tj. neshodují se přesně s povodími obou řek. Zejména v případě Moravy tak může být snížena průkaznost výsledků, neboť do výpočtu byly zahrnuty i stanice z povodí Odry.

Ke studiu kolísání uvedených srážkových a průtokových řad jsou použity metody autokorelační analýzy, spektrální analýzy podle Blackmana a Tukeye (dále B & T), spektrální analýzy maximální entropie (dále MESA), koherenční analýzy a numerické pásmové filtrace (Mitchell, 19; Olberg, 23; Junk, 16; Doberitz, 11; Schönwiese, 27), které jsou v přehledně podobě popsány v práci Brázdila (5).

Časovou řadu $x(t)$ lze pro potřeby statistické analýzy převést z časového oboru do frekvenčního, kde frekvence $f = 1/T$. Metody spektrální analýzy pak umožňují odhadnout příspěvek jednotlivých frekvenčních intervalů k celkovému rozptylu dané časové řady, tj. posoudit závažnost v ní obsažených oscilací. Zatímco výhodou MESA vzhledem k metodě B & T je větší rozlišovací schopnost, má na druhé straně omezené možnosti pro testování významnosti výsledků. Interpretace výsledků spektrální analýzy je patrná z obr. 1. Změny ve fázi a intenzitě zjištěných



Obr. 1. K interpretaci variančního spektra (vlevo nekonečná časová funkce, vpravo příslušné varianční spektrum): a) sinusoida, b) překrývání dvou různých sinusoid, c) cyklická (rytmická) kolísání s poněkud proměnlivou délkou periody a silně kolísající amplitudou, d) náhodná čísla (bílý šum) — WN je teoretické bílé spektrum, e) náhodná čísla s persisterencí (trend) — RN je teoretické ružé spektrum (Schönwiese, 27). Označení: f — frekvence, T — perioda.

periodicit umožňuje stanovit metoda numerické pásmové filtrace. V této práci je použito postupu filtrace podle Schönwiese (25, 26, 27) s charakteristikou filtru $\{-\frac{3}{4}T^* \leftarrow T^* \rightarrow \frac{4}{3}T^*\}$, kde T^* je základní perioda. Při použití tohoto filtru jsou potlačeny všechny periody ležící mimo interval propustnosti filtru $d = \{-\frac{3}{4}T^*, \frac{4}{3}T^*\}$, přičemž délka původní řady se vždy o 2k hodnot zkracuje (k udává krok, do kterého se počítají filtrační koeficienty). Koherenční analýza pak umožňuje analyzovat vztahy mezi dvěma souběžnými časovými řadami ve frekvenčním nebo časovém oboru, přičemž stupeň podobnosti dvou řad se vyjadřuje bezrozměrným parametrem — koherencí, nabývající hodnot mezi 0 (řady jsou navzájem nezávislé) a 1 (řady jsou závislé).

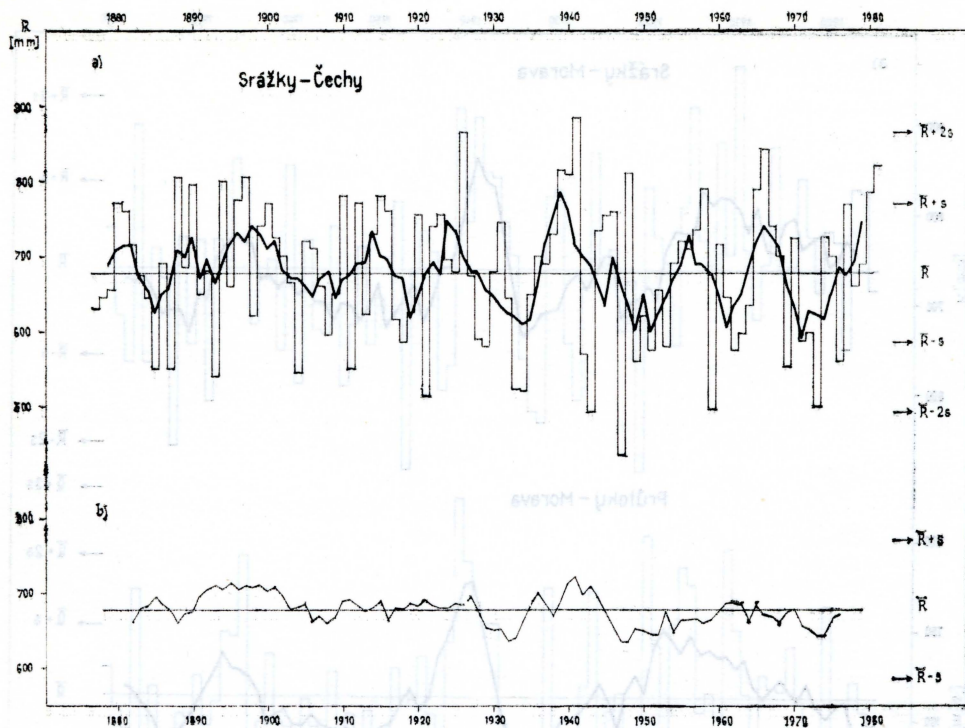
3. Statistický popis řad ročních srážek a průtoků na území ČSR

Základní statistické charakteristiky použitých řad ročních srážek a průtoků shrnuje tab. 1. Vedle dvou dvojic porovnávaných řad jsou v ní uvedeny charakteristiky i pro průtoky Labe za celé pozorovací období 1852—1981, které se ovšem výrazněji neliší od charakteristik pro kratší období 1877—1981. Řady ročních průtoků se vyznačují vzhledem ke srážkovým řadám podstatně větší proměnlivostí, což je dobře patrné jak ve větším rozpětí extrémů, tak v hodnotách variačních koeficientů. Zatímco v případě průtoků Labe leží všechny roční hodnoty v intervalu ($\bar{x} \pm 4,5s$), v případě ostatních řad je to již v intervalu ($\bar{x} \pm 3,0s$), kde \bar{x} je aritmetický průměr a s směrodatná odchylka příslušné řady. Pro řady ročních srážek je typická mírná levostranná asymetrie, pro řady průtoků pravostranná. Pouze řada průtoků Labe se

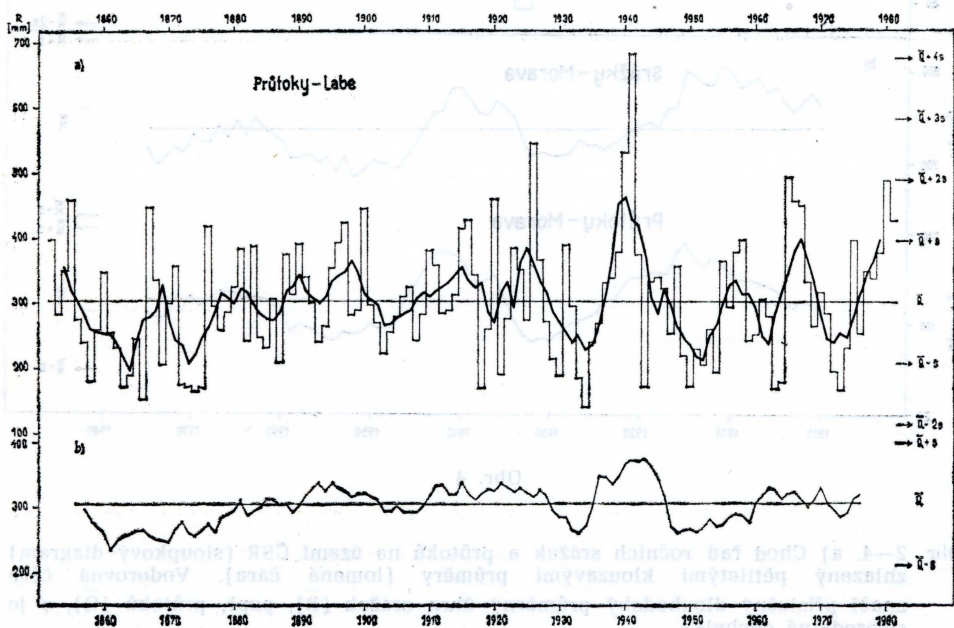
Tab. 1. Základní statistické charakteristiky studovaných řad ročních srážek a průtoků na území ČSR. Označení: n — rozsah souboru, \bar{x} — aritmetický průměr, x'_{10} (x'_{90}) — dolní (horní) decil, x'_{25} (x'_{75}) — dolní (horní) kvartil, x'_{50} — medián, x_{\max} (x_{\min}) — nejvyšší (nejnižší) hodnota řady za studované období, s — směrodatná odchylka (počínaje \bar{x} jsou všechny charakteristiky uváděny v mm pro srážky a v $m^3 \cdot s^{-1}$ pro průtoky), x_{\max}/\bar{x} (x_{\min}/\bar{x}) — nejvyšší (nejnižší) hodnota řady v procentech příslušného průměru, v — variační koeficient (%), α — koeficient asymetrie, ε — koeficient špičatosti, $f(\bar{x} \pm s)$, ..., $f(\bar{x} \pm 4,5s)$ — relativní četnosti hodnot řady v intervalu ($\bar{x} \pm s$), ..., ($\bar{x} \pm 4,5s$)

n	\bar{x}	x'_{10}	x'_{25}	x'_{50}	x'_{75}	x'_{90}	x_{\max}	Rok	x_{\max}/\bar{x}	x_{\min}	Rok
Srážky — Čechy (1877—1981)											
105	678	551	614	688	753	794	884	1941	130,4	436	1947
Průtoky — Labe (1877—1981)											
105	312	196	252	297	374	426	684	1941	219,2	141	1934
Průtoky — Labe (1852—1981)											
130	304	181	241	291	363	423	684	1941	225,0	141	1934
Srážky — Morava (1895—1980)											
86	738	608	669	745	789	856	966	1910	130,9	513	1921
Průtoky — Morava (1895—1980)											
86	112	67	87	105	136	171	222	1941	198,2	44,9	1934

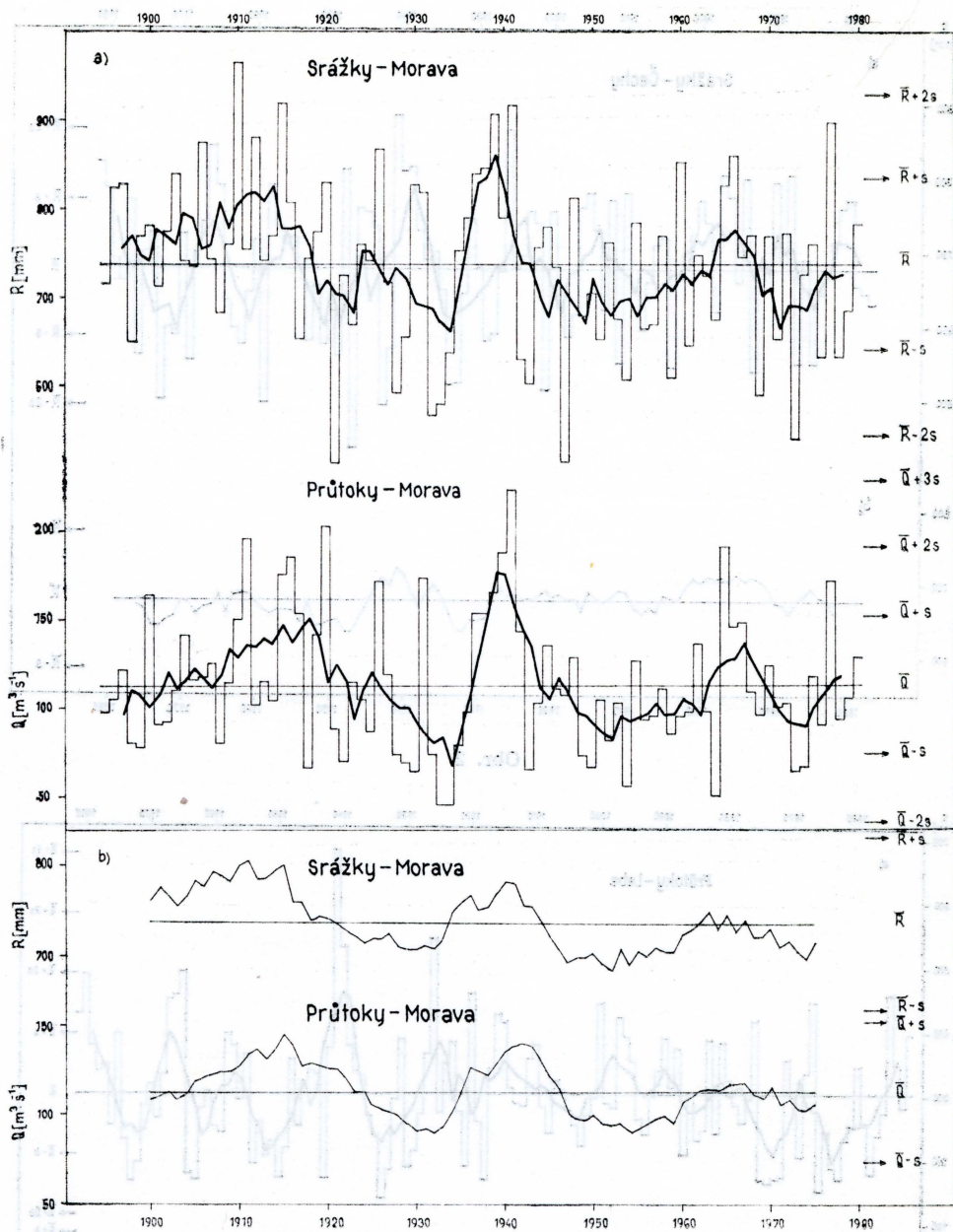
x_{\min}/\bar{x}	s	v	α	ε	$f(\bar{x} \pm s)$	$f(\bar{x} \pm 2s)$	$f(\bar{x} \pm 3s)$	$f(\bar{x} \pm 4s)$
Srážky — Čechy (1877—1981)								
64,3	93	13,8	—0,23	—0,62	63,8	98,1	100,0	
Průtoky — Labe (1877—1981)								
45,2	92	29,7	0,83	1,45	72,4	97,1	99,0	99,0
Průtoky — Labe (1852—1981)								
46,4	94	30,9	0,73	1,01	69,2	96,9	99,2	99,2
Srážky — Morava (1895—1980)								
69,5	96	13,0	—0,14	—0,34	68,6	95,4	100,0	
Průtoky — Morava (1895—1980)								
40,1	39	34,3	0,63	—0,12	65,1	95,4	100,0	



Obr. 2



Obr. 3



Obr. 4

Obr. 2—4. a) Chod řad ročních srážek a průtoků na území ČSR (sloupkový diagram) zhlazený pětiletými klouzavými průměry (lomená čára). Vodorovná čára značí příslušný dlouhodobý průměrný úhrn srážek (\bar{R}), popř. průtoků (\bar{Q}), s je směrodatná odchylka.
b) Chod řad ročních srážek a průtoků na území ČSR zhlazený jedenáctiletými klouzavými průměry.

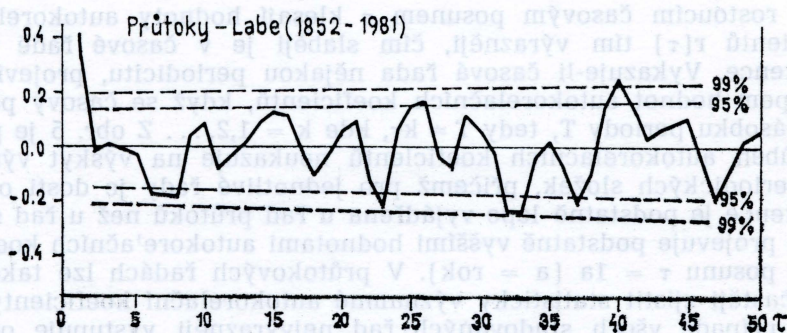
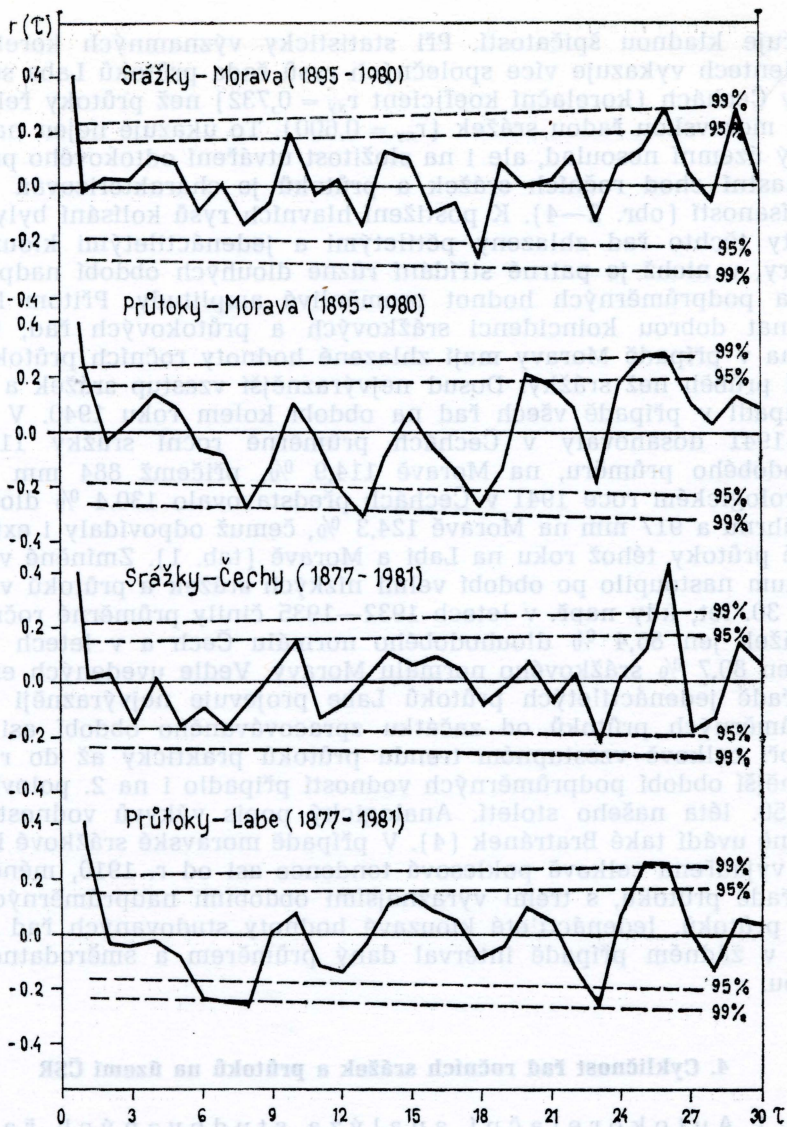
vyznačuje kladnou špičatostí. Při statisticky významných korelačních koeficientech vykazuje více společných rysů řada průtoků Labe se srážkami v Čechách (korelační koeficient $r_{xy} = 0,732$) než průtoky řeky Moravy s moravskou řadou srážek ($r_{xy} = 0,600$). To ukazuje nejen na vzpomínutý územní nesoulad, ale i na složitost utváření odtokového procesu.

Vlastní chod ročních srážek a průtoků je charakterizován velkou rozkolísaností (obr. 2—4). K postižení hlavních rysů kolísání byly proto hodnoty těchto řad zhlazeny pětiletými a jedenáctiletými klouzavými průměry, v nichž je patrné střídání různých dlouhých období nadprůměrných a podprůměrných hodnot proměnlivé amplitudy. Přitom lze zaznamenat dobrou koincidence srážkových a průtokových řad, i když zejména v případě Moravy mají zhlazené hodnoty ročních průtoků plynulejší průběh než srážky. Dosud nejvýraznější vzestup srážek a průtoků připadl v případě všech řad na období kolem roku 1940. V letech 1936—1941 dosahovaly v Čechách průměrné roční srážky 113,7 % dlouhodobého průměru, na Moravě 114,9 %, přičemž 884 mm srážek v hydrologickém roce 1941 v Čechách představovalo 130,4 % dlouhodobého úhrnu a 917 mm na Moravě 124,3 %, čemuž odpovídaly i extrémně vysoké průtoky téhož roku na Labi a Moravě (tab. 1). Zmíněné výrazné maximum nastoupilo po období velmi nízkých srážek a průtoků v 1. polovině 30. let, kdy např. v letech 1932—1935 činily průměrné roční úhrny srážek jen 86,4 % dlouhodobého normálu Čech a v letech 1932—1934 jen 80,7 % srážkového normálu Moravy. Vedle uvedených extrémů se v řadě jedenáctiletých průtoků Labe projevuje nejvýrazněji období podprůměrných průtoků od začátku zpracovávaného období asi do r. 1880 při celkově vzestupném trendu průtoků prakticky až do r. 1895. Výraznější období podprůměrných vodností připadlo i na 2. polovinu 40. let a 50. léta našeho století. Analogický popis výkyvů vodnosti Labe v Děčíně uvádí také Bratránek (4). V případě moravské srážkové řady je dobře vyjádřena celkově poklesová tendence asi od r. 1910, méně patrná v řadě průtoků, s třemi výraznějšími obdobími nadprůměrných srážek a průtoků. Jedenáctileté klouzavé hodnoty studovaných řad nepřesahují v žádném případě interval daný průměrem a směrodatnou odchylkou.

4. Cykličnost řad ročních srážek a průtoků na území ČSR

4.1 Autokorelační analýza studovaných řad

S rostoucím časovým posunem τ klesají hodnoty autokorelačních koeficientů $r(\tau)$ tím výrazněji, čím slaběji je v časové řadě patrná persistence. Vykazuje-li časová řada nějakou periodicitu, projeví se to vzestupem hodnot autokorelačních koeficientů, když se časový posun τ blíží násobku periody T , tedy $T = k\tau$, kde $k = 1, 2, \dots$. Z obr. 5 je patrné, že průběh autokorelačních koeficientů neukazuje na výskyt výraznějších periodických složek, přičemž pro jednotlivé řady je dosti odlišný. Persistence je podstatně lépe vyjádřena u řad průtoků než u řad srážek, což se projevuje podstatně vyššími hodnotami autokorelačních koeficientů při posunu $\tau = 1a$ ($a = \text{rok}$). V průtokových řadách lze také relativně častěji zjistit statisticky významné autokorelační koeficienty (tab. 2). V případě všech studovaných řad nejvýrazněji vystupuje oscilace



Tab. 2. Autokorelační analýza studovaných řad ročních srážek a průtoků na území ČSR. Označení: sign. $r(\tau)$ — hodnoty statisticky významných autokorelačních koeficientů pro hladinu významnosti $\alpha = 0,05$ (pro $\alpha = 0,01$ jsou hodnoty podtrženy); $r(1)$ — autokorelační koeficient pro $\tau = 1$; $P = (v/\tau_{\max}) \cdot 100$ — relativní četnost statisticky významných autokorelačních koeficientů v dané řadě pro $\alpha = 0,05$ a $\alpha = 0,01$; autokorelační koeficienty jsou počítány do maximálního posunu $\tau_{\max} = 30$, pro řadu Labe [1852—1981] do $\tau_{\max} = 50$

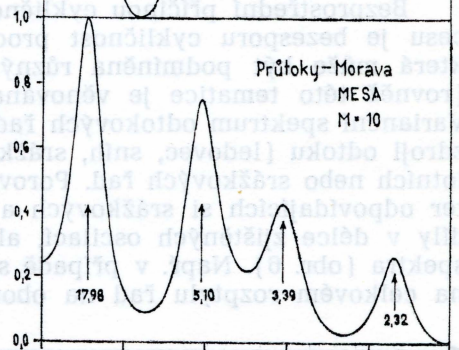
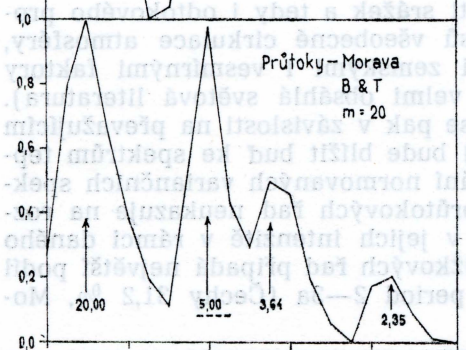
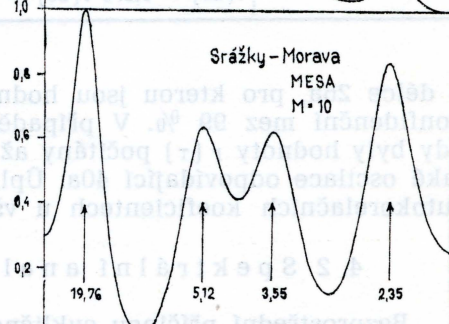
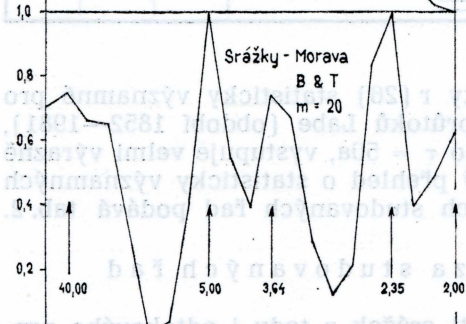
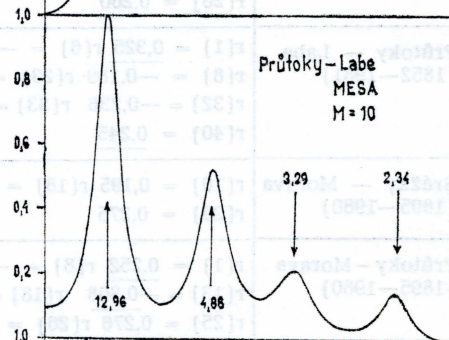
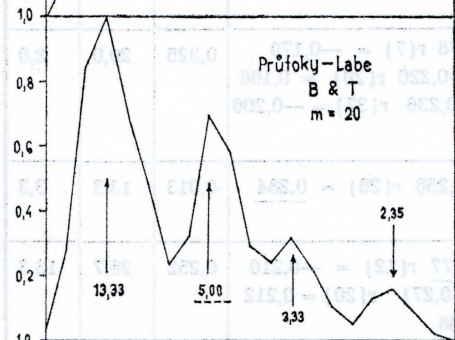
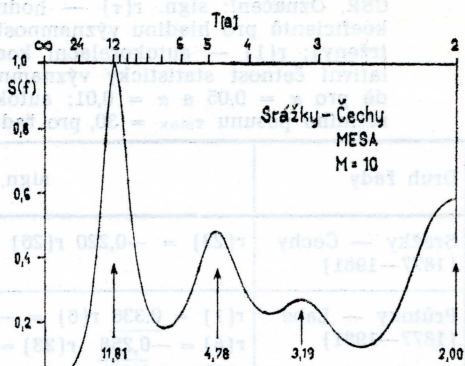
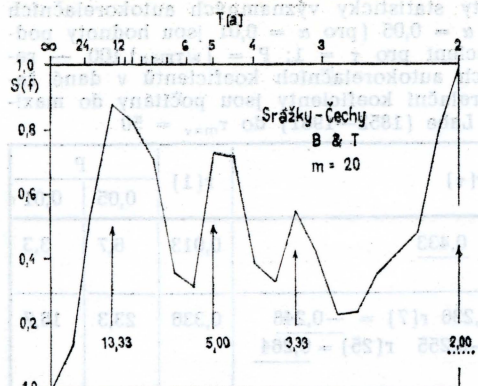
Druh řady	sign. $r(\tau)$	$r(1)$	P	
			0,05	0,01
Srážky — Čechy [1877—1981]	$r(23) = -0,220$ $r(26) = \underline{0,433}$	0,013	6,7	3,3
Průtoky — Labe [1877—1981]	$r(1) = \underline{0,336}$ $r(6) = -0,236$ $r(7) = \underline{-0,248}$ $r(8) = -0,258$ $r(23) = -0,255$ $r(25) = \underline{0,264}$ $r(26) = \underline{0,260}$	0,336	23,3	16,7
Průtoky — Labe [1852—1981]	$r(1) = \underline{0,325}$ $r(6) = -0,178$ $r(7) = \underline{-0,179}$ $r(8) = -0,189$ $r(23) = -0,220$ $r(26) = \underline{0,168}$ $r(32) = -0,236$ $r(33) = -0,236$ $r(37) = \underline{-0,206}$ $r(40) = \underline{0,245}$	0,325	20,0	2,0
Srážky — Morava [1895—1980]	$r(10) = 0,195$ $r(18) = -0,258$ $r(26) = \underline{0,284}$ $r(29) = 0,275$	-0,013	13,3	3,3
Průtoky — Morava [1895—1980]	$r(1) = \underline{0,252}$ $r(8) = \underline{-0,277}$ $r(12) = -0,210$ $r(13) = \underline{-0,308}$ $r(18) = \underline{-0,271}$ $r(20) = 0,212$ $r(25) = 0,276$ $r(26) = \underline{0,288}$	0,252	26,7	13,3

v délce 26a, pro kterou jsou hodnoty $r(26)$ statisticky významné pro konfidenční mez 99 %. V případě průtoků Labe (období 1852—1981), kdy byly hodnoty $r(\tau)$ počítány až do $\tau = 50$ a, vystupuje velmi výrazně také oscilace odpovídající 40a. Úplný přehled o statisticky významných autokorelačních koeficientech u všech studovaných řad podává tab. 2.

4.2 Spektrální analýza studovaných řad

Bezprostřední příčinou cykličnosti srážek a tedy i odtokového procesu je bezesporu cykličnost procesů všeobecné cirkulace atmosféry, která může být podmíněna různými zemskými i vesmírnými faktory (rovněž této tematice je věnována velmi obsáhlá světová literatura). Varianční spektrum odtokových řad se pak v závislosti na převažujícím zdroji odtoku (ledovec, sníh, srážky) bude blížit buď ke spektrům tepelných nebo srážkových řad. Porovnání normovaných variančních spekter odpovídajících si srážkových a průtokových řad neukazuje na rozdíly v délce zjištěných oscilací, ale v jejich intenzitě v rámci daného spektra (obr. 6). Např. v případě srážkových řad připadá největší podíl na celkovém rozptylu řad na obor period 2—3a (Čechy 31,2 %, Mo-

Obr. 5. Průběh autokorelačních koeficientů $r(\tau)$ řad ročních srážek a průtoků na území ČSR (τ — časový posun). Čárkovaně jsou vyznačeny příslušné konfidenční meze podle Andersona (in Nacházel, Patera, 21).



rava 32,8 %), zatímco u řad průtoků na oscilace větších délek (u Labe pro obor period 10–20a je to 26,4 % a pro 5–10a 22,4 %, u Moravy pro obor 5–10a 23,2 % a pro oscilace delší než 20a ještě 18,6 %). V případě oscilací v délce 5–10a u české srážkové řady je podíl 20,1 %, u moravské srážkové a průtokové řady v oboru 3–4a 19,2 resp. 18,4 % (tab. 3).

Tab. 3. Percentuální podíly jednotlivých oborů period na hodnotě celkového rozptylu příslušných řad ročních srážek a průtoků na území ČSR (výpočet pomocí MESA, $M = 20$)

Druh řady	Perioda [a]						
	>20	20–10	10–5	5–4	4–3	3–2	5,5–4
Srážky—Čechy (1877–1981)	3,5	16,6	20,1	14,3	14,3	31,2	18,9
Průtoky—Labe (1877–1981)	8,7	26,4	22,4	16,2	12,9	13,4	23,7
Průtoky—Labe (1852–1981)	11,0	24,2	22,0	15,2	13,5	14,1	22,2
Srážky—Morava (1895–1980)	12,4	11,6	12,4	11,6	19,2	32,8	16,6
Průtoky—Morava (1895–1980)	18,6	14,1	23,2	9,0	18,4	16,7	23,2

Přehled o všech zjištěných periodicitách ve studovaných řadách při použití metody spektrální analýzy podle B & T a metody MESA podává tab. 4. Plyne z ní, že jako statisticky významná vystupuje pouze perioda $T = 5a$ v případě všech průtokových řad a perioda $T = 2a$ pro roční srážky v Čechách. Jinak žádná z dalších nalezených period není signifikantní alespoň pro hladinu významnosti $\alpha = 1 - p = 0,10$. To koresponduje s tvrzením Benického (1), podle něhož představují povodí jistý přirozený filtr šumové složky řad a tedy zesílení hydrologického signálu. Nezpůsobuje to ale hydrologická paměť povodí, nýbrž vyrovnaní lokálních náhodných odchylek v celkové bilanci velké plochy povodí. Z dalších period vystupují ve studovaných řadách nejčastěji oscilace délky 2,3–2,4a, 3,2–3,6a, kolem 18–20a (pouze pro moravské řady) a kolem 13a (pouze pro české řady).

Zjištěné periodicity se více či méně liší od period, stanovených pro tytéž řady měsíčních hodnot v práci Brázdila a Netopila (7), kdy jako signifikantní vystupovaly v oboru period delších než 1 rok pouze periody v délce 8,3a pro Čechy ($\alpha = 0,10$), 16,7a pro průtoky Labe ($\alpha = 0,01$) a 4,2a pro průtoky Moravy ($\alpha = 0,05$).

Sledujeme-li návaznost period srážkových a průtokových řad, lze předpokládat, že v případě průtoků by měly být analogické periody s ohledem na utváření odtokového procesu v povodí delší nebo alespoň stejné. To je dobře splněno pouze v případě průtoků Labe a srážek v Čechách, zatímco v případě moravských řad je patrný nésoulad v délce analogických period (např. periody zjištěné metodou MESA při $M = 10$).

Obr. 6. Normovaná varianční spektra řad ročních srážek a průtoků na území ČSR, stanovená spektrální analýzou podle B & T a pomocí MESA. Normování bylo provedeno tak, že nejvyšší spektrální hustotě $S(f)$ byla přiřazena hodnota 1, nejnižší hodnota 0. Pro metodu B & T jsou statisticky významné periody podtrženy (viz tab. 4).

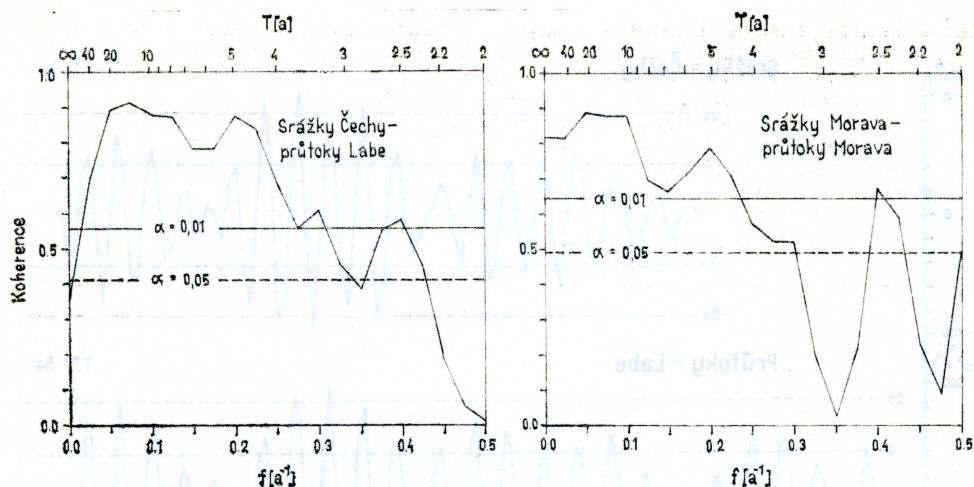
Tab. 4. Periody zjištěné spektrální analýzou v řadách ročních srážek a průtoků na území ČSR. Hodnota m značí maximální časový posun, pro který byly počítány autokovarianční koeficienty při spektrální analýze podle B & T, hodnota M je maximální délka filtru při MESA. Podtržené periody jsou podle metody B & T statisticky významné pro následující hladiny α : tečkovaně $\alpha = 0,10$, čárkovaně $\alpha = 0,05$. Pokud u metody B & T není žádná perioda signifikantní, je symbolem * vyznačena perioda s maximální spektrální hustotou, stejně jako u metody MESA.

Metoda	m M	Perioda [a]					
		>20	20—10	10—5	5—4	4—3	3—2
Srážky—Čechy (1877—1981)							
B & T	10		10,00	5,00			2,00*
	20		13,33	5,00		3,33	2,00
MESA	10		11,81*		4,78	3,19	2,00
	20		13,62*	8,05	4,95 4,38	3,29	2,77 2,40 2,04
Průtoky—Labe (1877—1981)							
B & T	10		10,00	5,00			
	20		13,33	5,00		3,33	2,35
MESA	10		12,96*		4,88	3,29	2,34
	20	21,01	13,08*	7,97 5,02	4,29	3,36	2,96 2,41 2,18
Průtoky—Labe (1852—1981)							
B & T	10	20,00*		5,00			
	20		13,33	5,00		3,33	2,35
MESA	10		12,79*		4,81	3,24	2,36
	20		13,96*	8,05 5,02	4,19	3,24	2,40
B & T	30		15,00	5,00		3,16	2,40
Srážky—Morava (1895—1980)							
B & T	10	∞*			4,00		2,22
	20	40,00		5,00		3,64	2,35* 2,00
MESA	10		19,76*	5,12		3,55	2,35
Průtoky—Morava (1895—1980)							
B & T	10	20,00*		5,00			
	20	20,00		5,00		3,64	2,35
MESA	10		17,98*	5,10		3,39	2,32

Zřejmý nesoulad v charakteru spekter srážkových a průtokových řad způsobuje, že koherenční analýza dává signifikantní koherence pouze pro periody delší než 4a (obr. 7).

4.3 Pásmová filtrace studovaných řad

K podrobnějšímu zhodnocení chování zjištěných periodicit během studovaného období byla dále provedena pásmová filtrace řad pro periody $T^* = 5a$ ($k = 7$; $d = 3,75 - 6,67a$) a $T^* = 13a$ ($k = 12$; $d = 9,75 - 17,33a$). Průběh filtrovaných řad (obr. 8—9) ukazuje na proměnlivou intenzitu studovaných oscilací, projevující se jak výkyvy v amplitudě



Obr. 7. Koherece odpovídajících řad ročních srážek a průtoků na území ČSR (α — hladina významnosti).

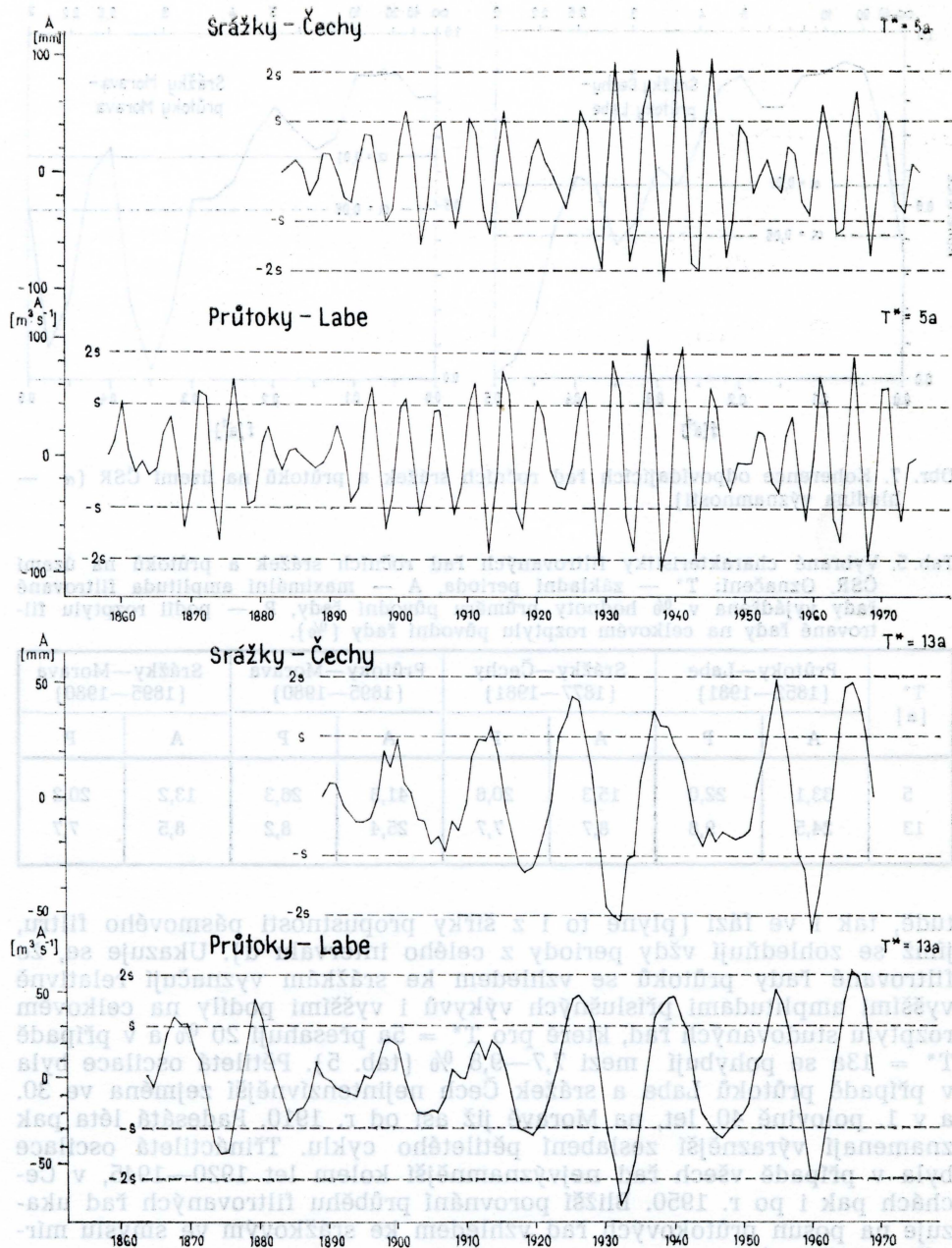
Tab. 5. Vybrané charakteristiky filtrovaných řad ročních srážek a průtoků na území ČSR. Označení: T^* — základní perioda, A — maximální amplituda filtrované řady vyjádřena v % hodnoty průměru původní řady, P — podíl rozptylu filtrované řady na celkovém rozptylu původní řady (%).

T^* [a]	Průtoky—Labe (1852—1981)		Srážky—Čechy (1877—1981)		Průtoky—Morava (1895—1980)		Srážky—Morava (1895—1980)	
	A	P	A	P	A	P	A	P
5	33,1	22,0	15,3	20,6	41,3	26,3	13,2	20,2
13	24,5	9,8	8,7	7,7	25,4	8,2	8,5	7,7

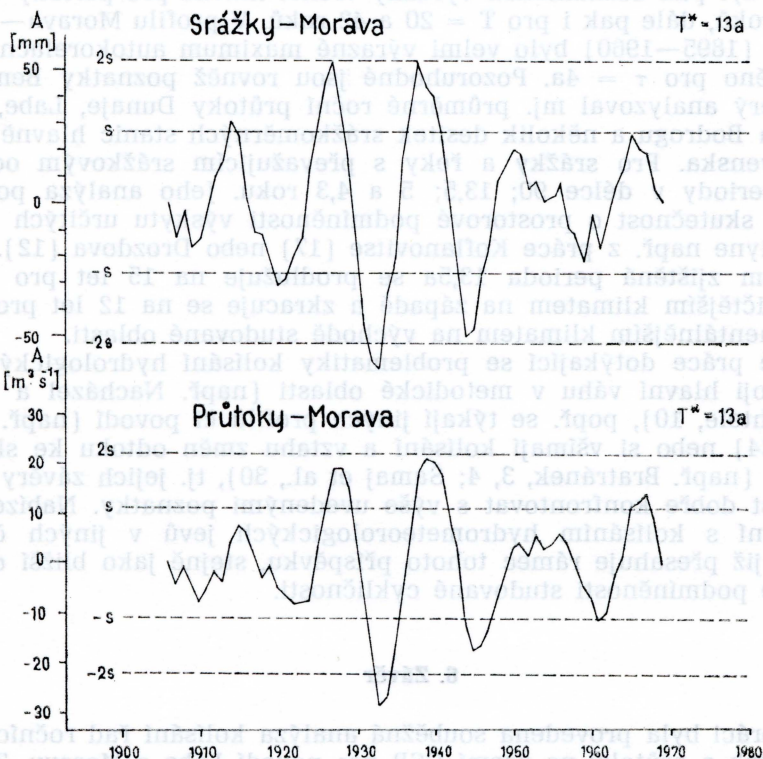
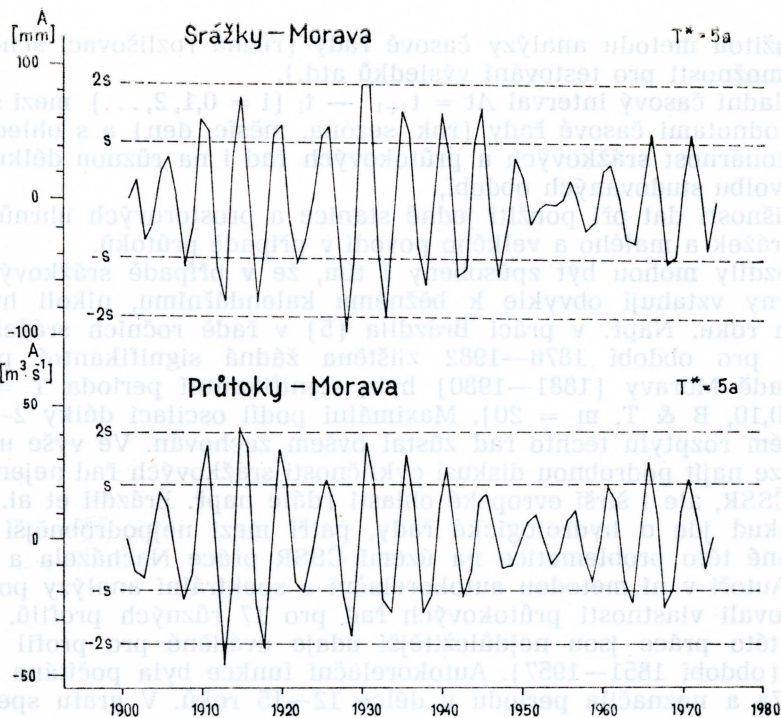
tudě, tak i ve fázi (plyne to i z šířky propustnosti pásmového filtru, jímž se zohledňují vždy periody z celého intervalu d). Ukazuje se, že filtrované řady průtoků se vzhledem ke srážkám vyznačují relativně vyššími amplitudami příslušných výkyvů i vyššími podíly na celkovém rozptylu studovaných řad, které pro $T^* = 5a$ přesahují 20 % a v případě $T^* = 13a$ se pohybují mezi 7,7–9,8 % (tab. 5). Pětiletá oscilace byla v případě průtoků Labe a srážek Čech nejintenzivnější zejména ve 30. a v 1. polovině 40. let, na Moravě již asi od r. 1910. Padesátá léta pak znamenají výraznější zeslabení pětiletého cyklu. Třináctiletá oscilace byla v případě všech řad nejvýznamnější kolem let 1920—1945, v Čechách pak i po r. 1950. Bližší porovnání průběhu filtrovaných řad ukazuje na posun průtokových řad vzhledem ke srážkovým ve smyslu mírného opožďování.

5. Diskuse výsledků zpracování

Při porovnávání výsledků analýzy s jinými pracemi je třeba brát ohled na:



Obr. 8—9. Průběh pásmově filtrovaných řad ročních srážek a průtoků na území ČR filtrem s charakteristikou $\left(\frac{3}{4} T^* \leftarrow T^* \rightarrow \frac{4}{3} T^*\right)$ pro $T^* = 5a$ a $T^* = 13a$ (čárkovaně jsou vyznačeny úrovně odpovídající násobkům $\pm s$ a $\pm 2s$, kde s je směrodatná odchylka příslušné filtrované řady).



Obr. 9

a) použitou metodu analýzy časové řady (různá rozlišovací schopnost, různé možnosti pro testování výsledků atd.),
 b) základní časový interval $\Delta t = t_{i+1} - t_i$ ($i = 0, 1, 2, \dots$) mezi sousedními hodnotami časové řady (rok, sezóna, měsíc, den) a s ohledem na nestacionárnost srážkových a průtokových řad i na různou délku a časovou volbu studovaných období,
 c) odlišnosti dat při použití jedné stanice a prostorových úhrnů v případě srážek a malého a velkého povodí v případě průtoků.

Rozdíly mohou být způsobeny i tím, že v případě srážkových řad se úhrny vztahují obvykle k běžnému kalendářnímu, nikoli hydrologickému roku. Např. v práci Brázdila (5) v řadě ročních srážek Čech nebyla pro období 1876–1982 zjištěna žádná signifikantní perioda, v případě Moravy (1881–1980) byla signifikantní perioda $T = 3,33a$ ($\alpha = 0,10$, B & T, $m = 20$). Maximální podíl oscilací délky 2–3a na celkovém rozptylu těchto řad zůstal ovšem zachován. Ve výše uvedené práci lze najít podrobnou diskusi cykličnosti srážkových řad nejen v měřítku ČSSR, ale i širší evropské oblasti (dále např. Brázdil et al., 8, 9).

Pokud jde o hydrologické řady, patří mezi nejpodrobnější studie věnované této problematice na území ČSSR práce Nacházela a Patery (21). Autoři v ní metodou autokorelační a spektrální analýzy podrobně analyzovali vlastnosti průtokových řad pro 17 různých profilů. Z hlediska této práce jsou nejdůležitější údaje uváděné pro profil Labe–Děčín (období 1851–1957). Autokorelační funkce byla počítána až pro $\tau = 87a$ a naznačila periodu v délce 12–15 roků. V grafu spektrální hustoty byl pak zaznamenán výrazný vrchol hlavně pro periody v délce 3 a 13 roků, dále pak i pro $T = 20$ a 42 roků. V profilu Morava–Moravský Ján (1895–1960) bylo velmi výrazné maximum autokorelační funkce zjištěno pro $\tau = 4a$. Pozoruhodné jsou rovněž poznatky Benického (1), který analyzoval mj. průměrné roční průtoky Dunaje, Labe, Rýna, Hronu a Bodrogu a několik desítek srážkoměrných stanic hlavně z území Slovenska. Pro srážky a řeky s převažujícím srážkovým odtokem zjistil periody v délce 90; 13,5; 5 a 4,3 roku. Jeho analýza potvrdila známou skutečnost o prostorové podmíněnosti výskytu určitých period, která plyne např. z práce Koflanovitse (17) nebo Drozdova (12). Např. Benický zjištěná perioda 13,5a se prodlužuje na 15 let pro oblasti s oceáničtějším klimatem na západě a zkracuje se na 12 let pro místa s kontinentálnějším klimatem na východě studované oblasti.

Jiné práce dotýkající se problematiky kolísání hydrologických řad mají svoji hlavní váhu v metodické oblasti (např. Nacházel a Patera, 20; Buchtele, 10), popř. se týkají jiných profilů či povodí (např. Popov et al., 24) nebo si všímají kolísání a vztahu změn odtoku ke sluneční činnosti (např. Bratránek, 3, 4; Šamaj et al., 30), tj. jejich závěry se nedají dost dobře konfrontovat s výše uvedenými poznatky. Nabízející se porovnání s kolísáním hydrometeorologických jevů v jiných částech Evropy již přesahuje rámec tohoto příspěvku, stejně jako bližší diskuse příčinné podmíněnosti studované cykličnosti.

6. Závěr

V práci byla provedena souběžná analýza kolísání řad ročních hodnot srážek a průtoků na území ČSR pro povodí Labe a Moravy. Zpraco-

vání ukázalo na společné rysy i rozdíly v kolísání studovaných řad nejen v rámci obou studovaných povodí, ale i na regionální zvláštnosti dvou různých částí ČSR. Výsledky analýzy jsou příspěvkem ke studiu cykličnosti hydrometeorologických procesů a jevů, které je v posledních letech věnována zvýšená pozornost, což se projevilo např. vyhlášením Světového klimatického programu z popudu WMO v r. 1979 nebo ustavením studijní skupiny Současné klimatické změny při IGU v r. 1984. Získané poznatky jsou zároveň příspěvkem ke studiu tvorby vodních zdrojů na území ČSSR.

L i t e r a t u r a :

1. BENICKÝ, J.: Erfahrungen aus der Anwendung von einem Spektralmodell für die langfristigen Vorhersagen der hydrometeorologischen Größen. In: XII. Konferencia Podunajských štátov o hydrologických predpovediach. Bratislava, VÚVH 1984, s. 3—2—1 až 3—2—8.
2. BRATRÁNEK, A.: Stoleté řady průtokové v povodí Labe, ověření spolehlivosti a jejich použití k extrapolaci dalších řad. Vodohospodářsky časopis, 12, Bratislava, vyd. SAV 1964, č. 4, s. 361—387.
3. BRATRÁNEK, A.: Proměnlivost srážek v dlouhodobých řadách a její vztah ke kolísání sluneční aktivity. Meteorologické zprávy, 17, Praha, HMÚ v SNTL 1964, č. 4, s. 97—104.
4. BRATRÁNEK, A.: Proměnlivost průtoků a součinitele variace ve stoletých průtokových řadách. Vodohospodářsky časopis, 14, Bratislava, vyd. SAV 1966, č. 1, s. 3—19.
5. BRÁZDIL, R.: Variation of atmospheric precipitation in the C.S.S.R. with respect to precipitation changes in the European region. Folia Fac. Sci. Nat. Univ. Purk. Brun., 27, Brno, PFF UJEP 1987, v tisku.
6. BRÁZDIL, R., KOLÁŘ, M., ŽALOUDEK, J.: Prostorové úhrny srážek na Moravě v období 1881—1980. Meteorologické zprávy, 38, Praha, ČHMÚ v SNTL 1985, č. 3, s. 87—93.
7. BRÁZDIL, R., NETOPILOV, R.: Vztahy mezi kolísáním srážek a odtoku na území ČSR podle řad měsíčních hodnot. Vodohospodářsky časopis, 33, Bratislava, ÚHH SAV 1985, č. 6, s. 610—635.
8. BRÁZDIL, R., ŠAMAJ, F., VALOVIČ, Š.: Variation of spatial annual precipitation sums in Central Europe in the period 1881—1980. Journal of Climatology, 5, Chichester, John Wiley & Sons 1985, č. 6, s. 617—631.
9. BRÁZDIL, R., ŠAMAJ, F., VALOVIČ, Š.: Kolísání srážek v evropské oblasti na základě řad prostorových úhrnů srážek. In: Klimatické změny. Praha, vyd. ČS VTS při ČHMÚ 1985, s. 27—47.
10. BUCHTELE, J.: Výsledky časové analýzy dlouhých hydrometeorologických řad. Meteorologické zprávy, 32, Praha, HMÚ v SNTL 1976, č. 6, s. 162—168.
11. DOBERITZ, R.: Kohärenzanalyse von Niederschlag und Wassertemperatur im tropischen Pazifischen Ozean. Berichte d. Deutschen Wetterdienstes, 15, Offenbach a. M., Deutscher Wetterdienst 1968, č. 112.
12. DROZDOV, O. A.: Osobennosti проявления циклических составляющих в колебаниях количества атмосферных осадков различных частей Северного полушария. Вестник Ленинградского университета, Ленинград, LGU 1984, č. 18, s. 36—45.
13. Hydrologické poměry Československé socialistické republiky. Díl II. a III. Praha, HMÚ 1967 a 1970.
14. Hydrologické ročenky 1961—1974. Praha, HMÚ.
15. JÍLEK, J.: Atmosférické srážky v Čechách (1876—1956). Meteorologické zprávy, 10, Praha, HMÚ v SNTL 1957, č. 5, s. 133—134.
16. JUNK, H. — P.: Die Maximum-Entropie-Spektral-Analyse (MESA) und ihre Anwendung auf meteorologische Zeitreihen. Diplomová práce, Meteorol. Inst. d. Univ. Bonn 1982, 130 s.
17. KOFLANOVITS, E.: A csapadékmennyiség változékonyságának elemzése Közép-Európában. Az Országos Meteorológiai Szolgálat Kisebb Kiadványai, 42, Budapest 1977, 71 s.

18. KRIVSKÝ, L., ANDRLÍK, L.: Sekulární chod stoleté řady srážek v Čechách (1876—1975). In: 200. výročí observatoře v Praze-Klementinu. Praha, HMÚ 1977, s. 92—94.
19. MITCHELL, J. M.: Climatic change. WMO Tech. Note 79. Geneva 1966.
20. NACHÁZEL, K., PATERA, A.: Filtrace hydrologických řad. Vodohospodářský časopis, 22, Bratislava, ÚHH SAV 1974, č. 6, s. 569—592.
21. NACHÁZEL, K., PATERA, A.: Korelační a spektrální vlastnosti hydrologických řad. Vodohospodářský časopis, 23, Bratislava, ÚHH SAV 1975, č. 1, s. 3—35.
22. NOVOTNÝ, J.: Dvě stoleté hydrologické řady na českých řekách. In: Sborník prací HMÚ 2. Praha, HMÚ 1963, 110 s.
23. OLBERG, M.: Statistische Analyse meteorologisch-klimatologischer Zeitreihen. Abhandlungen d. Meteorol. Dienst. d. DDR, 17, Berlin, Meteor. Dienst d. DDR 1982, č. 128, s. 129—141.
24. POPOV, O. V., ŠMAGIN, B. A., LIBERMAN, A. A., HERBER, V.: Dolgosročnyj prognoz stoka na osnove vyjavlenija skrytoj periodičnosti v jeho rjadach. In: XII. Konferencia Podunajských štátov o hydrologických predpovediach. Bratislava, VÚVH 1984, s. 3—5—1 až 3—5—9.
25. SCHÖNWIESE, C. — D.: Schwankungsklimatologie im Frequenz- und Zeitbereich. Wissenschaftliche Mitteilungen, Meteorol. Inst. d. Univ. München, 1974, č. 24, 139 s.
26. SCHÖNWIESE, C. — D.: Bemerkungen zur numerischen Bandpaßfilterung von Zeitreihen unter besonderer Berücksichtigung meteorologischer Daten. Archiv f. Met., Geoph., Biokl., 24, Wien, Springer Verlag 1975, č. 4, s. 311—320.
27. SCHÖNWIESE, C. — D., red.: Statistische Methoden der Klimatologie. Promet — Meteorologische Fortbildung, 13, Offenbach a. M., Deutsch. Wetterdienst 1983, č. 1/2, s. 1—53.
28. STĚPANOV, V. N.: Cikličeskaja priroda razvitija processov v okeanosfere. In: Okeanosfera. Moskva, Mysl 1983, s. 12—98.
29. STĚPANOV, V. N.: Cikličeskaja priroda razvitija planetarnych gidrometeorologičeskich processov. Izvestija AN SSSR, ser. geografičeskaja, 33, Moskva, Nauka 1983, č. 1, s. 5—17.
30. ŠAMAJ, F., VALOVIČ, Š., BRÁZDIL, R.: Zmeny režimu zrážok na Slovensku vo vzťahu k slnečnej činnosti. In: Vzťahy medzi slunečným zářením a atmosférickými ději. Hradec Králové, ČHMÚ 1981, s. 103—110.

Summary

VARIATION OF PRECIPITATION AND DISCHARGE RATES ON THE TERRITORY OF THE CSR ACCORDING TO SERIES OF ANNUAL VALUES

In the study of the variation of precipitation and discharge rates on the territory of the CSR series of areal annual precipitation and mean annual discharge rates have been used, e. g. the discharge rates of the river Elbe at Děčín and the precipitation in Bohemia (1877—1981), and the discharge rates of the Morava at Moravský Ján and the precipitation in Moravia (1895—1980). In the whole drainage process, atmospheric precipitation remains the main source of drainage in the above mentioned drainage areas, which is reflected in a more or less analogical character of variation of the two types of series. In the variation of the annual values smoothed by 5-year and 11-year running averages periods of different length of above-average and below-average values of variable amplitude alternate. The most conspicuous rise in precipitation and discharge rates in the CSR were recorded about the year 1940. Fundamental statistical characteristics of the series are described. The series of discharge rates compared with those of precipitation are characterized by an essentially greater variability and a right-sided skewness of distribution. The autocorrelation analysis has shown a substantially better persistence of the discharge rate series in which statistically significant autocorrelation coefficients occur more frequently. The spectral analysis has shown that $T = 5a$ ($a = \text{year}$) is a statistically significant period in the series of discharge rates, and $T = 2a$ in the annual precipitation in Bohemia. From other periods, the most frequent are 2.3—2.4a, 3.2—3.6a, 13a (Bohemian series) and 18—20a (Moravian series). In the case of the precipitation series, the most important oscillations show in periods 2—3a with 31,2 % of total variance in Bohemia and 32,8 % in Moravia. In the series of discharge rates the most important oscillations

show in longer periods (the Elbe in periods 10–20a has a corresponding share of 26,4 %, the Morava 23,2 % in 5–10a). Statistically significant coherencies are exhibited by series of precipitation and discharge rates longer than 4a. Series of discharge rates filtered by band-pass filtering of a characteristic ($\frac{3}{4} T^* \leftarrow T^* \rightarrow \frac{4}{3} T^*$) for $T^* = 5a$ and $T^* = 13a$ are characterized with respect to precipitation by relatively higher amplitudes of the respective peaks and by higher shares in the total variance of the studied series, lagging slightly behind the profile of the filtered precipitation series. The results of the analysis have shown a better cyclical recurring of the discharge rate series. This is due to the fact that catchment areas represent a natural filter of the noise component of the series, and consequently the intensification of the hydrological signal.

- Fig. 1. Interpretation of the variance spectrum (left — infinite time function, right — corresponding variance spectrum): a) sinusoid, b) overlapping of two different sinusoids, c) cyclic oscillations with variable length of period and strongly oscillating amplitude, d) incidental numbers (white noise) — WN = white theoretical spectrum, e) incidental numbers with persistence (trend) — RN = theoretical red spectrum (Schönwiese, 27); f — frequency, T — period.
- Fig. 2. — 4. a) Annual precipitation and discharge rates on the territory of the CSR (column diagram) smoothed by 5-year running averages (broken line). Horizontal line indicates the corresponding long-term mean precipitation rate (\bar{R}) or discharge rate (\bar{Q}), s = standard deviation. b) Annual precipitation and discharge rates on the territory of the CSR smoothed by 11-year running averages.
- Fig. 5. Course of autocorrelation coefficients $r(\tau)$ of annual precipitation and discharge rates on the territory of the CSR (τ — time shift). The corresponding limits according to Anderson (Nacházel, Patera, 21) are dashlined.
- Fig. 6. Normalized variance spectra of annual precipitation and discharge rates on the territory of the CSR determined by spectral analysis according to B & T and by means of MESA. The highest spectral density $S(f)$ equals 1, the lowest density is 0. The statistically important periods for the B & T method are underlined [see Table 4].
- Fig. 7. Coherency of corresponding annual precipitation and discharge rates on the territory of the CSR (α = level of significance).
- Fig. 8. — 9. Series of annual precipitation and discharge rates on the territory of the CSR filtered by band-pass filter of a characteristic ($\frac{3}{4} T^* \leftarrow T^* \rightarrow \frac{4}{3} T^*$) for $T^* = 5a$ and $T^* = 13a$ (dash-lined are levels corresponding to multiples of $\pm s$ and $\pm 2s$, s being the standard deviation of a respective filtered series).

(Pracoviště autora: Katedra geografie přírodovědecké fakulty UJEP, Kotlářská 2, 611 37 Brno.)

Došlo do redakce 28. 11. 1985.