

POLSKA
AKADEMIA
NAUK

PL ISSN 0012-5032

INSTYTUT GEOGRAFII
I PRZESTRZENNEGO ZAGOSPODAROWANIA

DOKUMENTACJA GEOGRAFICZNA

PAWEŁ JOKIEL
KRZYSZTOF KOŻUCHOWSKI

ZMIANY
WYBRANYCH
CHARAKTERYSTYK
HYDROKLIMATYCZNYCH
POLSKI
W BIEŻĄCYM STULECIU



ROK 1989

ZESZYT 6

WROCŁAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ
ZAKŁAD NARODOWY IMIENIA OSSOLIŃSKICH
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

**WYKAZ ZESZYTÓW
PRZEGLĄDU ZAGRANICZNEJ LITERATURY GEOGRAFICZNEJ**

za ostatnie lata

1986

- 1-2 Geografia kultury, s. 114, zł 240,–
- 3-4 Geografia behawioralna, s. 98, zł 240,–

1987

- 1 Społeczna geografia medyczna, s. 156, zł 240,–
- 2 Teledetekcja w rolnictwie, s. 203, zł 240,–
- 3-4 Śródziemnomorska Konferencja Międzynarodowej Unii Geograficznej, Hiszpania 1986, s.116, zł 480,–

1988

- 1 Współczesna geografia francuska, cz. I, s. 204, zł 240,–
- 2-3 Współczesna geografia francuska, cz. II, s. 274, zł 480,–
- 4 Próby ujęć globalnych, s. 200, zł 240,–

1989

- 1 Problemy standaryzacji nazw geograficznych, s. 132, zł 360,–

ZMIANY WYBRANYCH CHARAKTERYSTYK
HYDROKLIMATYCZNYCH POLSKI
W BIEŻĄCYM STULECIU

POLISH ACADEMY OF SCIENCES
INSTITUTE OF GEOGRAPHY AND SPATIAL ORGANIZATION

PAWEŁ JOKIEL
KRZYSZTOF KOŻUCHOWSKI

CHANGES OF CHOSEN
HYDROCLIMATIC CHARACTERISTICS
OF POLAND
IN THE CURRENT CENTURY



YEAR 1989

FASC. 6

WROCLAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ
ZAKŁAD NARODOWY IMIENIA OSSOLIŃSKICH
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

<http://rcin.org.pl>

POLSKA
AKADEMIA
NAUK

INSTYTUT GEOGRAFII
I PRZESTRZENNEGO ZAGOSPODAROWANIA

DOKUMENTACJA GEOGRAFICZNA

PAWEŁ JOKIEL
KRZYSZTOF KOŻUCHOWSKI

ZMIANY
WYBRANYCH
CHARAKTERYSTYK
HYDROKLIMATYCZNYCH
POLSKI
W BIEŻĄCYM STULECIU



ROK 1989

ZESZYT 6

WROCŁAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ
ZAKŁAD NARODOWY IMIENIA OSSOLIŃSKICH
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

<http://rcin.org.pl>

KOMITET REDAKCYJNY

Redaktor Naczelny: Jerzy Grzeszczak
Członkowie: Maria Ciechocińska, Tadeusz Gerlach,
Alina Potrykowska, Józef Skoczek, Władysława Stola
Sekretarz: Maria Mozolewska-Adamczyk

ADRES KOMITETU

Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania
Polskiej Akademii Nauk
ul. Krakowskie Przedmieście 30, 00-927 Warszawa

Maszynopis niniejszego numeru przekazano Wydawcy 16 kwietnia 1989 r.

Redaktor wydawnictwa Hanna Jurek
Redaktor techniczny Bożena Sobota

Printed in Poland

<http://rcin.org.pl>

SPIS TREŚCI

Wstęp	7
Problematyka współczesnych zmian warunków hydroklimatycznych w Polsce	11
Materiał liczbowy	20
Metody analizy danych	26
Fluktuacje, trendy i rytm zmian warunków hydroklimatycznych Polski w bieżącym stuleciu	34
Zmiany wartości rocznych	35
Wezbrania wiosenne i warunki klimatyczne półrocza zimowego	52
Nizówki jesienne i warunki klimatyczne półrocza letniego	60
Zmiany sezonowego zróżnicowania opadów, odpływów i temperatury	69
Ocena współzmienności charakterystyk hydrologicznych i klimatycznych	79
Podsumowanie	86
Literatura	87
Changes of Chosen Hydroclimatic Characteristics of Poland in the Current Century (summary)	91
Изменения избранных гидроклиматических характеристик Польши в настоящем столети (резюме)	93

WSTĘP

Problem przyczyn zmienności warunków klimatycznych i hydroklimatycznych na naszej planecie jest nadal otwarty i cytując wypowiedź Krausa „... jest jednym z najmniej rozumianych problemów w naukach przyrodniczych i stanowi nadal wielkie wyzwanie dla badaczy” (Peary, Walker 1982, s. 211). Wzajemne powiązanie ze sobą różnych zjawisk i procesów globalnych stwarza bardzo poważne trudności w interpretowaniu wyników obserwacji i stawianiu hipotez. Może dlatego lista poglądów na ten temat jest bardzo długa i trudna do usystematyzowania. Ogólnie można stwierdzić, że przyczyny zmienności wiązane są z trzema grupami czynników: astronomicznych, solarnych i wewnątrzsystemowych.

Szybki rozwój, który nastąpił w zakresie badań cyklicznej natury planetarnych procesów hydrometeorologicznych, miał swoje podłoże w ogromnym zapotrzebowaniu na poznanie przyczyn i prawidłowości zmian zachodzących w atmosferze i hydrosferze, a także w zapewnieniu podstaw do przewidywania ich w przyszłości. Istotne znaczenie miał również fakt, że atmosfera i hydrosfera są systemami najbardziej dynamicznymi i występują w nich szybkie przegrupowania masy i energii, zachodzące w skali czasowej dostępnej dla bezpośrednich badań instrumentalnych. Przyczynił się do tego również duży postęp w rozwoju matematyczno-fizycznych podstaw modelowania i prognozowania.

Wśród grup czynników, którymi próbuje się objaśnić zmiany w obu systemach, ważne miejsce zajmują czynniki astronomiczne. Wymienia się tu najczęściej: wahania nachylenia osi Ziemi i jej orbity (Milankovitch 1930; Maksimov 1970), oddziaływania grawitacyjne systemu planetarnego i Księżyca (Fairebridge 1983), nutację biegunów Ziemi (Sidorenkov, Svirengo 1983). Jednocześnie cytowany przez W. N. Stiepanova (1987), W. W. Szulejkin tłumaczy właśnie nutację biegunów przegrupowaniem mas w atmosferze.

Jeszcze liczniejszą grupę stanowią badacze, którzy jako czynnik determinujący wymieniają różne formy zmian promieniowania słonecznego. Spośród czynników solarnych wymienia się najczęściej aktywność słoneczną, wyrażoną liczbą Wolfa. Abstrahując od dyskusyjnych związków genetycznych, trzeba przyznać, że powstawaniu tego rodzaju hipotez sprzyja niewątpliwie wyraźnie zaznaczona cykliczność aktywności słonecznej. Literatura dotycząca tego zagadnienia jest bardzo obszerna. Dość wymienić prace: G. P. Kalinina

i A. J. Davydovej (1968), A. A. Girsy (1971), E. J. Saruchaniana i N. P. Smirnova (1971), I. W. Maksimova (1970), A. A. Konoplanceva i S. M. Siemionova (1979), K. J. Kondratieva i G. A. Nikolskiego (1970), F. Baura (1932), H. H. Clytona (1940), M. Waldmeiera (1955), H. C. Willeta (1953). Interesującą pracę przedstawił również J. Stachy (1970).

H. C. Willet (1953) utrzymuje, że przyczyny cykliczności zjawisk atmosferycznych nie wiążą się bezpośrednio ze zmianami aktywności słonecznej, określonymi przez liczbę Wolfa, ale z wahaniami promieniowania krótkofalowego i korpuskularnego. Podobne poglądy wyraża także V. Bucha (1983).

Cytowani przez N. W. Stiepanova (1987, s. 25) B. L. Dzerdzejewskij i A. S. Monin piszą, że „... atmosferę można uznać za układ samowzbudzający się”, czyli taki, w którym istotną, a być może najistotniejszą rolę odgrywają czynniki wewnętrzne. Ich wzajemne powiązania i oscylacje mogą być przyczyną występowania zmian wewnątrz systemu atmosfera-hydrosfera. Mimo że atmosfera jest w zasadzie „maszyną cieplną” napędzaną przez energię słoneczną, to jak piszą wymienieni autorzy: „Nagromadzanie się w niej charakterystyk ilościowych wywołuje rozwój kontrastów, po czym jej charakter zmienia się skokowo tworząc nową jakość, nowy stan”. Tak więc poszukiwanie powiązań wewnątrzsystemowych i zbieżności zmian różnych procesów dziejących się w atmosferze oraz hydrosferze w aspekcie czasowym winno pomóc wyjaśnić mechanizm działania całego układu. Przykładem wyjaśnienia tego rodzaju jest m.in. model proponowany przez Z. Xiuji, Z. Chengzi i Y. Peicei (1986).

Każda niemal praca z zakresu klimatologii i hydrologii zawiera informacje o kierunku, sile i skali powiązań wewnątrz systemu atmosfera-hydrosfera. Pewną odrębność wykazują jednak prace, dotyczące zagadnień oscylacji poszczególnych procesów i charakterystyk. Najczęściej analizowano wahania: cyrkulacji atmosferycznej (Dzerdzejewskij 1968; Girs 1971; Drozdov, Grigorieva 1972; Bugajev i in. 1972), temperatury (Dyer 1976, Schönwiese 1983), opadów atmosferycznych (Drozdov, Grigorieva 1972; Koflanovits 1977; Kożuchowski 1982b; Brazdil 1986), przepływów rzek (Brückner 1905; Kalinin, Davydova 1968; Szwec 1978; Brazdil, Netopil 1985; Jeż, Jokieli, Kożuchowski 1988), stanów wód podziemnych (Kowalewski 1976; Konoplancev, Siemionov 1979) czy wreszcie stanów wód jeziernych (Mikulski, Mikulska 1972).

Wszystko to składa się na bardzo skomplikowany obraz, z którego wynika, iż cały ten kompleks nakładających się na siebie czynników powoduje, że jego wypadkowa w postaci pojawiających się w systemie cykli, trendów i fluktuacji losowych ma charakter stochastyczny. Może więc dlatego nadal aktualne jest stwierdzenie B. L. Dzerdzejewskij'ego (1970): „... alternatywa — albo oddziaływanie słoneczne albo samowzbudzenie atmosfery jest niewłaściwa, gdyż czynniki te winno analizować się łącznie i oceniać wkład każdego z nich”. Ta uwaga odpowiada jasno na pytanie dlaczego wykrywane pewne prawidłowości w czasowym uporządkowaniu procesów zachodzących w atmosferze i hydrosferze są silnie zróżnicowane przestrzennie. Ulegając bowiem rozpowszechnieniu wśród fizyków żargonowi mówi się, że atmosfera, hydrosfera i lito-

sfera „oddziałują z sobą” w sposób właściwy swemu stanowi, w czasie i przestrzeni.

Wśród obiektów i form spotykanych na powierzchni Ziemi niewiele jest tak mocno uzależnionych od klimatu jak rzeki. Koryta rzek, ukształtowane wskutek splotu wielu czynników dziejących się w przeszłości, zawierają około 1,2 tys. km³ wody. Choć ilość ta jest tylko o kilkanaście procent wyższa od tej, jaką zawierają organizmy żywe, znaczenie jej w historii Ziemi jest ogromne, głównie z uwagi na występującą w rzekach znaczną koncentrację masy i energii. Dość powszechnie przyjmuje się, iż odpływ rzeczny, obok parowania i opadu, jest najważniejszym regulatorem budżetu masy i energii w przyrodzie.

Poczynając od czasów rzymskich, kiedy to formułowano zasadnicze koncepcje związane z właściwym cyklem hydrologicznym, poprzez następny etap rozwoju wiedzy o hydrosferze, który stanowiły wprowadzane w XVII i XVIII w. systematyczne pomiary przepływu w rzekach, ludzie zawsze interesowali się zagadnieniem ilości i źródeł pochodzenia wody. Była ona przecież najpierw stymulatorem życia, potem stała się niezbędna dla gospodarczego rozwoju świata. Częste braki dostatecznej ilości wody lub jej katastrofalny nadmiar zrodziły konieczność jej magazynowania, a potem, w czasach już nie tak odległych, postawiły przed uczonymi problem prognozy, a więc możliwości przewidywania nadwyżek i niedoborów wody. Zagadnienie to okazało się jednak niezwykle złożone, ponieważ odpływ rzeczny jest wypadkową wielu nakładających się na siebie czynników endo- i egzogenicznych. Determinują one zarówno jakościowy, jak i ilościowy charakter odpływu. Ważne jest zatem ustalenie realnych zależności między zmiennymi, charakteryzującymi proces odpływu, a tymi, które określają pewien chwilowy stan w zbiorze czynników endo- i egzogenicznych.

Mimo osiągnięć współczesnej hydrologii niepełna jest nadal nasza wiedza o fizycznej stronie procesów dziejących się w przestrzeni hydrologicznej, ich zachowaniu w czasie. Nie są jeszcze znane w pełni zagadnienia stopnia jednorodności systemów, w których zachodzi odpływ oraz działalność czynników determinujących. Sprawia to, że rozbieżność między obserwowanym a prognozowanym przebiegiem procesów jest nadal duża. Warto zacytować w tym miejscu dyskusyjną tezę F. Naefa (1982, s. 26): „Wyniki prognozy w warunkach ekstremalnych lub ekstrapolacji za pomocą przetestowanych modeli są sprawą przypadku, gdyż żaden z nich nie opisuje procesu prawidłowo”. Prowadzi to do sytuacji, w której hydrologicy odrzucają często determinizm na rzecz aprzyczynowej, stochastycznej natury procesu odpływu. Trzeba jednak pamiętać, że każdemu klimatowi na Ziemi odpowiadają określone warunki odpływu. A zatem, zmiany klimatu są decydującym wydarzeniem w historii rzek i stymulatorem zmian odpływu. Skoro przeszłość Ziemi jest historią powtarzających się zmian klimatu, toteż można oczekiwać, iż historia rzek i odpływu jest z nimi w swoisty sposób zsynchronizowana. Prowadzić to musi do wniosku, że współczesne zmiany klimatyczne kontrolują nadal przebieg procesów, składających się na obieg wody, w tym również

odpływy. Trzeba także dodać, że dynamiczny rozwój gospodarczy powoduje wzrost zapotrzebowania na wodę. Procesy poboru, przerzutu i bezzwrotnego zużycia wody coraz silniej zubażają naturalny budżet zasobów wodnych oraz zmieniają charakter cyklu hydrologicznego.

Zachodzi zatem pytanie: Czy w ostatnim stuleciu na terenie Polski zaszły istotne zmiany odpływu i czy kierunek tych zmian był zgodny z pojawiającymi się fluktuacjami klimatu? Rozważenia wymaga więc problem zbieżności i synchroniczności zmian klimatycznych oraz hydrologicznych zarówno pod względem kierunku jak też siły tych zmian. Nie należy jednak oczekiwać, że tego typu analiza pozwoli postawić pełną i wiarygodną prognozę odpływu, gdyż zarówno warunki klimatyczne, jak i ich efekt w postaci odpływu są splotem wielu wydarzeń, dziejących się w systemie atmosfera-hydrosfera, których skala ma charakter globalny, a naturę jesteśmy dziś w stanie ocenić w przybliżeniu. A. A. Girs (1974, s. 128) słusznie zauważył jednak, że „... w rozwoju procesów dziejących się w atmosferze powinny pojawiać się cechy zarówno jego stadium poprzedniego, jak i cechy stadium następnego”. W tym kontekście analiza „przeszłości” hydrologicznej i klimatycznej Polski uwzględniająca wzajemne ich związki oraz uwarunkowania może być przydatna w aspekcie poznawczym jak też prognostycznym.

PROBLEMATYKA WSPÓŁCZESNYCH ZMIAN WARUNKÓW HYDROKLIMATYCZNYCH W POLSCE

Zagadnieniem zmian klimatycznych zajmowano się w literaturze polskiej już od końca XIX w. Do najdawniejszych zaliczyć można pracę o zmienności opadów atmosferycznych (Pietkiewicz 1889). Mimo kolejnych wzrostów i zaników zainteresowania tą problematyką, dorobek badań jest dość pokaźny. Wymieniono tu prace, zdaniem autorów ważniejsze, traktujące o współczesnych zmianach klimatycznych w Polsce, eksponując badania dotyczące uwilgotnienia. Wyniki tych opracowań składają się w sumie na obraz głównych tendencji klimatycznych, obserwowanych w Polsce w bieżącym stuleciu.

Pierwsze prace z zakresu zmian klimatycznych zmierzały do określenia amplitudy wahań głównych elementów klimatu oraz znalezienia prawidłowości w pojawianiu się odchyień od średnich wieloletnich. Wymieniony już A. Pietkiewicz (1889) wyznaczył np. ekstremalne 12-miesięczne sumy opadów w Warszawie, otrzymując wartości: 316 mm w okresie od kwietnia 1846 r. do maja 1847 r. i 1161 mm w okresie od września 1850 r. do sierpnia 1851 r. Ciekawe rezultaty uzyskał również J. P. Rychliński (1923), który także analizował serię opadów w Warszawie. Zauważył on, że „lata mokre w Warszawie są więcej mokre niż suche suche”, co trzeba rozumieć jako wypowiedź na temat rozkładu częstości tego elementu – stwierdzenie asymetrii rozkładu. Ten sam badacz wyliczył na podstawie serii z okresu 1803–1910, że nadmiary opadów (dodatnie odchylenia) utrzymują się przeciętnie przez 2,1 roku, a nadmiary przez 2,3 roku. Jest to, jak się zdaje, pierwsza ustalona według analizy tak długiej serii obserwacyjnej informacja o okresowości opadów w Polsce. Przeciętny cykl opadowy J. P. Rychlińskiego (op. cit.) niewiele się różni od 3,6-rocznego cyklu, który wykryto nowoczesnymi metodami.

J. P. Rychliński (1927) stwierdził również, że pod koniec XIX w. i w pierwszej dekadzie bieżącego stulecia opady w Warszawie zaczęły wzrastać, nastąpiło „uspokojenie” wahań opadów oraz „przesunięcie” w kierunku oceanizmu warunków klimatycznych. O oceanizacji klimatu na początku XX w. wspomina także L. Horwitz (1929).

Wzrost sum opadowych w Poznaniu zauważył W. Smosarski (1938), który jednocześnie podaje, iż tendencja ta utrzymywała się do r. 1927. Wniosek o oceanizacji klimatu na początku XX w. potwierdził dobitnie E. Romer (1947),

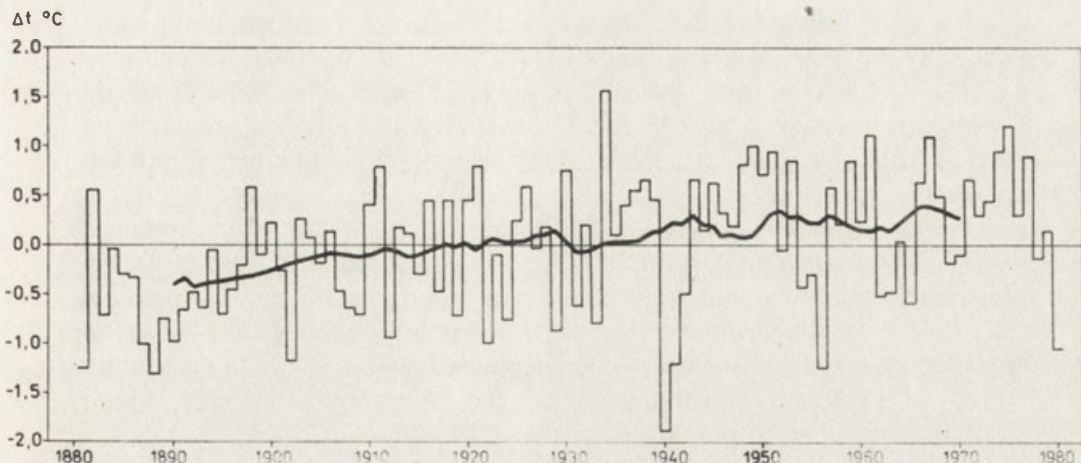
który powiązał przyrosty opadów z malejącymi amplitudami temperatury, występującymi na rozległym obszarze od Monachium do Moskwy.

Analizujący nieco inne dane klimatyczne W. Okołowicz (1948) wyekspozował nierównomierność geograficzną zmian opadów i podkreślił, że w pasie położonym wzdłuż „osi” Berlin-Odessa opady wykazały znaczący spadek. Trend ten, łącznie z jego zasięgiem przestrzennym, można uznać za jedną z istotniejszych cech ewolucji warunków klimatycznych w Polsce w bieżącym stuleciu.

Pojawienie się zniżkowej tendencji opadów w części Polski kojarzy się z dyskutowanym szeroko problemem stepowienia Wielkopolski i Kujaw. Proces stepowienia, udokumentowany licznymi badaniami zmian warunków glebowych, hydrologicznych oraz flory i fauny, nie znajdował jednak wyraźnego potwierdzenia w materiałach dotyczących klimatu. Zarówno J. Lambor (1954), jak i S. Schneigert (1964) twierdzili, że niewielkie zmiany sum opadowych nie stanowią dostatecznego wyjaśnienia pogłębiającego się alarmująco deficytu wody. Jednakże J. Stachy (1968) utrzymywał, że stepowienie ma swoje klimatyczne uwarunkowania. Proces ten ma niewątpliwie przyczyny nie tylko klimatyczne, wystąpił jednak w sprzyjającej mu fazie fluktuacji klimatu – towarzyszyła mu rozprzestrzeniająca się na większe obszary kraju malejąca tendencja sum opadowych, rosnąca ich zmienność oraz ogólna kontynentalizacja warunków klimatycznych. Z. Kaczorowska (1962) wykazała, że w przeważającej części kraju trend opadów za okres 1901–1959 miał znak ujemny. Zdecydowały o tym w szczególności niskie opady dekady lat pięćdziesiątych. Ponadto, jeszcze w pierwszej połowie bieżącego stulecia, znacząco wzrósł stopień kontynentalizmu klimatu. S. Schneigert (1964) określiła maksimum kontynentalizmu klimatycznego na 1935 r. Z innych badań wynika, iż kontynentalizm termiczny, wyrażony wskaźnikiem Johanssona-Ringleba, osiągnął maksimum w okresie 1931–1940, a kontynentalizm pluwialny w latach 1925–1934 – najniższa średnia ilorazu opadów półrocza chłodnego i półrocza ciepłego (Kozuchowski, Marciniak 1988).

Analizując warunki uwilgotnienia w Polsce trzeba także uwzględnić tendencje termiczne, które – podobnie jak w skali całej półkuli północnej – wskazywały na postępujące ocieplenia. Tendencja ta widoczna jest m.in. w przebiegu średniej temperatury roku w Europie Środkowej (ryc. 1). Mimo występujących wahań, w tym nawet znacznych ochłodzeń (np. w latach 40-tych) temperatura, wyrażona przez średnie ruchome 20-letnie, systematycznie rosła (Kozuchowski, Marciniak 1987).

Po okresie kontynentalizacji klimatu i względnie niskich opadów przyszła kolejna faza rozwoju cech oceanizmu oraz przyrostu sum opadowych. Te współczesne tendencje przewidział trafnie J. Ostromecki (1948). Okres 1931–1980 przyniósł dla znacznej części kraju dodatnie trendy opadów (Kozuchowski 1985a). Zmniejszył się ponownie stopień kontynentalizmu klimatu, w tym także – w północnej części Polski – kontynentalizm pluwialny (Kozuchowski 1985b).

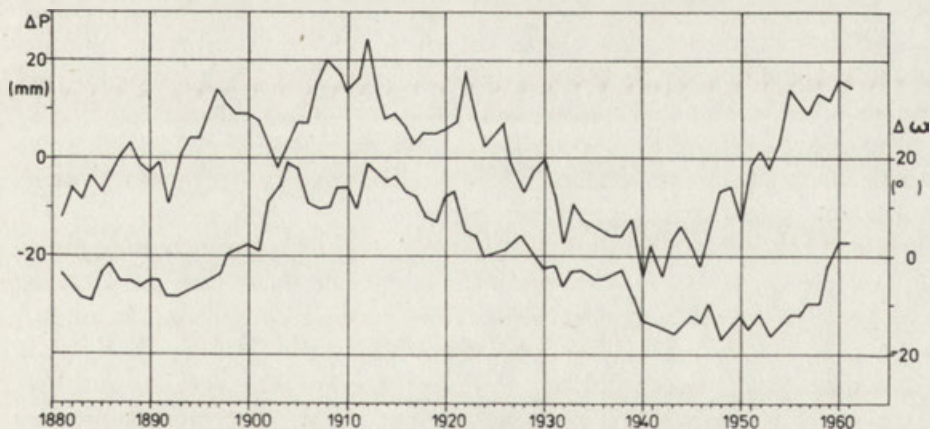


Ryc. 1. Średnia temperatura roku w Europie Środkowej w latach 1881–1980 – odchylenia proste i wyrównane średnią 20-letnią

Average annual temperature in Central Europe in 1881–1980 – simple deviation and moderated with the 20-year average

Ogólny charakter fluktuacji stosunków opadowych w Polsce w ostatnim stuleciu dość dobrze odzwierciedlają krzywe wygładzonych sum średnich opadów oraz występowania pory koncentracji opadów w biegu rocznym, zaczerpnięte z opracowania K. Kozuchowskiego i K. Marciniaka, 1986a (ryc. 2).

Jak widać, ewolucja stosunków opadowych w Polsce od końca XIX w. daje



Ryc. 2. Kontynentalizm opadowy w Polsce

Krzywa górna – odchylenia od średniej sumy opadu rocznego; krzywa dolna – odchylenia miary pory koncentracji opadu

Precipitation continentalism in Poland

The upper curve – deviation from annual average precipitation; the lower curve – deviation of the measure of precipitation concentration time

się opisać, przy pewnym uproszczeniu, w kategoriach zmian stopnia kontynentalizmu. W okresie tym można zaobserwować dwie fazy oceanizacji klimatu — na początku XX w. oraz w latach sześćdziesiątych i siedemdziesiątych. Rozdziela je faza zwiększonego kontynentalizmu, której szczyt przypada na lata trzydzieste, uwzględniając klimatologiczne wskaźniki kontynentalizmu lub na lata pięćdziesiąte, biorąc pod uwagę najniższe sumy opadów w Polsce.

Rysujące się fluktuacje kontynentalizmu klimatu, w tym także fluktuacje opadów pozwalają przypuszczać, że są one przejawem cyklicznych, ściślej rytmicznych wahań klimatycznych, przy czym opisane tu zmiany opadów zdają się odpowiadać ustalonemu przez J. Boryczkę (1984) cyklowi o okresie $75 \pm 2,5$ roku, w którym maksima przypadają na 1916 r. i 1991 r., a minima na 1878 r. i 1953 r. Podobny cykl opadów ustaliły Z. Kaczorowska (1962): 71-letni dla Warszawy, 73-letni dla Wrocławia.

Poszukiwanie przejawów cykliczności w szeregach czasowych elementów klimatu zajmuje centralne miejsce w badaniach nad zmiennością klimatu. Badania okresowości zmian klimatu łączyły się z próbami wyjaśnienia ich znanymi od dawna cyklicznymi wahaniami aktywności słonecznej. Próby takie czynił już R. Merecki (1916), a współcześnie J. Boryczka (1984). Nie wnikając w zasadność tezy o wpływie aktywności słonecznej na procesy atmosferyczne, można jedynie stwierdzić, że w widmie poszczególnych elementów klimatu cykle solarne występują dość rzadko, ustępując miejsca zaznaczającym się na tle szumu klimatycznego cyklom o okresach znacznie krótszych niż 11-letni cykl zmian liczby Wolfa. W świetle poglądów wielu badaczy (Schönwiese 1976, Brazdil 1986) szeregi czasowe elementów klimatu, w tym opadów, przejawiają jedynie tendencję do chwiejnej cykliczności, określanej mianem rytmu i polegającej na zmianach, których zarówno amplituda, jak i okres mogą zmieniać się w czasie. Stąd zapewne biorą się różnorodne okresy zmian, ustalane na podstawie analizy rozmaitych serii obserwacyjnych. Nie bez wpływu na wyniki pozostają też metody ustalania charakterystyk okresowości. W tabeli 1 zestawiono rezultaty badania okresowości opadów w Polsce podawane przez różnych autorów. Uwzględnione wyniki potwierdzają sprostowanie o przeważającej tendencji do kształtowania się krótkookresowego, kilkuletniego rytmu zmian opadów.

Zmiany opadów są niewątpliwie głównym czynnikiem oddziałującym na kształtowanie się odpływów rzecznych. Zmienność odpływu rzek polskich jest jednak większa od zmienności opadów (Dębski 1961), co oznacza, że zmiany opadów nie wyjaśniają całkowicie obserwowanej dyspersji szeregów odpływu.

Badaniem zmienności odpływu w Polsce zajmowało się kilku autorów, a początek zainteresowania tym zagadnieniem wiąże się z sygnalizowanym wcześniej problemem stepowienia Środkowej Europy. Warto przypomnieć, że w pierwotnej wersji problem stepowienia pojawił się już w XIX w., będąc najpierw przedmiotem rozważań przyrodników niemieckich. Sformułował go oraz poparł obserwacjami przemian środowiska G. von Wex (1879). Sprostowanie „wysychania” Polski przedstawił na początku bieżącego wieku

Tabela 1

Wyniki badań cyklicznych zmian opadów w Polsce (okresy składowych cyklicznych w latach)

Autorzy	Metody	Dane	Okresy
W. Smosarski (1938)	analiza średnich ruchomych	sumy roczne w Poznaniu 1848 – 1937	19 98
W. Okołowicz (1948)	przeгляд szeregu czasowego	różne serie 1851 – 1930	ok. 6
Z. Kaczorowska (1962)	analiza harmoniczna	sumy roczne w Warszawie 1851 – 1958	16 70
E. Hohendorf (1970)	średnie z okresów między latami suchymi	sumy roczne w Bydgoszczy 1861 – 1960	11,3
Z. Mikulski, M. Mikulska (1972)	analiza Fuhricha	sumy roczne w rejonie Jezior Mazurskich	21,8
W. Suryjak (1974)	?	sumy okresu maj – wrzesień w Polsce środkowej i północnej	2,1 5
E. Koflanovits (1977)	analiza spektralna	sumy roczne we Wrocławiu	2,5 3,0 5 8 10 50
K. Kożuchowski (1985)	analiza Fuhricha	średnie sumy roczne w Polsce	3,6
G. Jeż, P. Jokiel, K. Kożuchowski (1988)	analiza spektralna	sumy roczne 1901 – 1980 Warszawa Bydgoszcz Koszalin Kraków	3,6 3,1 3,2 3,3 5,3 50

W. Sikorski (1910). W nowszej wersji natomiast teorię stepowienia rozwinął A. Seifert (1936). Jego wywody, szczególnie zaś podane przyczyny klimatyczne widocznych zmian w krajobrazie, spotkały się z krytycznymi uwagami ze strony wielu badaczy. J. Lambor (1953) wyraził je na Zjeździe Hydro-meteorologicznym poświęconym zagadnieniom suszy w Polsce. Wskazywał on, że zmiany środowiska nie należy nazywać stepowieniem, lecz zmianą „sterowania” obiegu wody. Klimatyczne przyczyny spadku uwilgotnienia pozostały nadal dyskusyjne. Podobnie otwarte były kwestie zmian odpływu rzecznoego. Szczegółowe studia nad wieloletnimi tendencjami odpływu podjął po raz pierwszy J. Stachy (1968), który analizował serie przepływów Wisły, Odry, Łaby oraz Niemna z lat 1901 – 1965. Rzeki polskie w tym okresie wykazywały ujemną tendencję przepływu. Najmniejsze przepływy występowały w okresie 1951 – 1969, najwyższe – w latach 1911 – 1920.

Kierunki tendencji odpływu w ogólnych zarysach odpowiadają przedstawionym wyżej trendom opadowym. Zgodność tych tendencji również analizował J. Stachy (1968), zestawiając współczynnik regresji opadów w Polsce (wg danych Z. Kaczorowskiej, 1962) i współczynnik regresji odpływu (odpowiednio $-0,276 \text{ mm} \cdot \text{rok}^{-1}$ i $-0,343 \text{ mm} \cdot \text{rok}^{-1}$). Znaki współczynników są zgodne, ale niewielka różnica wartości pozostała niewyjaśniona, trudno bowiem byłoby przyjąć, że jest ona wynikiem zmniejszenia się strat bilansowych w analizowanym okresie.

W następnych pracach J. Stachego (1969, 1970) sformułowana została m.in. prognoza odpływu rzek polskich, wyprowadzona na podstawie związków między odpływem i cyrkulacją atmosferyczną. Poza związkami między odpływem i cyrkulacją, uwzględniono tu również powiązania cyrkulacji atmosferycznej z aktywnością Słońca, eksponując znaczenie tzw. wiekowego cyklu słonecznego trwającego około 80–90 lat. Ustalone zależności pozwoliły przewidzieć stopniowy wzrost odpływu z obszaru Polski w latach 1970–1985. Prognoza ta okazała się trafna, co znalazło potwierdzenie w obserwowanych odpływach. Sygnalizowane wcześniej katastroficzne perspektywy wysychania kraju zostały podważone.

Warto dodać, że w wymienionych opracowaniach po raz pierwszy w Polsce stosowano autokorelacyjną analizę szeregów czasowych według metody Fuhricha oraz analizę widmową.

Potwierdzenie swych wcześniejszych prognoz znalazł Stachy w opracowaniu dotyczącym zmian odpływu w latach 1971–1980 (Stachy 1984). Okazało się, że w latach siedemdziesiątych średni odpływ rzek polskich wzrósł o 20% w porównaniu z odpływem z lat 1951–1970. Według J. Stachego (1984) Polska wkroczyła w połowie lat pięćdziesiątych w okres wysokich odpływów rzecznych. Potwierdzenie tej tezy jest równoznaczne z uznaniem praktycznych możliwości długoterminowego prognozowania tendencji odpływu rzecznego.

Porównanie wskaźników odpływu, opadu oraz strat bilansowych w okresach wieloletnich wskazuje, że w warunkach Polski długookresowe zmiany opadu wywierają poważny wpływ na zmiany odpływu, a oddziaływanie ich na straty bilansowe jest niewielkie (Stachy 1984, s. 168).

Rosnące tendencje zmian odpływów zaznaczyły się bardzo wyraźnie. Świadczą o tym m.in. współczynniki regresji funkcji trendów odnoszących się do przepływów Wisły o określonym czasie trwania (Cyberski 1982). Dla średnich rocznych przepływów Wisły w Tczewie charakterystyczne są przyrosty $3,12 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1} \text{ rok}^{-1}$ wyznaczone na podstawie danych z lat 1951–1974. Średnie ruchome przedstawione przez tego autora wskazują, że tendencja rosnąca przepływów zaczęła się zaznaczać już na początku lat pięćdziesiątych, a więc wcześniej niż podaje J. Stachy (1984).

J. Stachy potwierdza też nowymi danymi wniosek J. Dębskiego (1961) o przewadze zmienności odpływu nad zmiennością opadów i nad jeszcze mniejszą zmiennością strat bilansowych. W latach siedemdziesiątych wzrosłowi opadów o 6,9% (w porównaniu z poprzednim 20-leciem) towarzyszył

wzrost odpływu o 20,1% i wzrost strat bilansowych o 2,0%. W liczbach bezwzględnych przyrosty wynosiły odpowiednio: 41,7 mm, 33,0 mm i 8,7 mm (Stachy 1984).

Zmiany tendencji odpływu są przejawem wieloletnich fluktuacji warunków hydroklimatycznych, szczególnie pluwialnych. Jednakże cykliczny charakter tych fluktuacji, mimo sukcesu prognozy J. Stachego, pozostaje nadal problemem budzącym wątpliwości. W tabeli 2 zestawiono wyniki badań okresowości zmian niektórych charakterystyk hydrologicznych Polski. Jak widać w cyklach odpływu dominują okresy kilkuletnie. Pojawiają się też przejawy cykliczności, charakteryzującej się okresami od 20 do 50 lat, które można traktować jako tendencję do formowania się cykli brücknerowskich lub tzw. geoklimatycznych (Brückner 1905, Bajdał 1977). Natomiast istnienie cykli dłuższych, w tym wiekowych, w świetle długości analizowanych serii może budzić wątpliwości wynikające z krótkich realizacji badanego procesu (Mitosek 1970).

Tabela 2

Wyniki badań cyklicznych zmian odpływu rzecznego i stanów wód w jeziorach na obszarze Polski (okresy składowych cyklicznych w latach)

Autorzy	Metody	Dane	Okresy
H. J. Mitosek (1970)	analiza spektralna	odpływy 1901–1965	
		Wisła–Tczew	2 3 6
		Wisła–Toruń	2 3 5
		Odra–Gozdowice	4 8
		Warta–Gorzów	3 8
J. Stachy (1970)	analiza Fuhricha analiza spektralna	odpływy 1901–1965	
		Wisła–Tczew	4 (F)
		Odra–Gozdowice	3,4 4 5 (S)
			4 (F)
			3,4 5 13 (S)
R. Krasnodębski, M. Gadkowski (1978)	funkcja „Z”	odpływy 1901–1973	3,5
		różne serie z dorzecza Wisły	24–36,5 12,5–14
G. Jeż, P. Jokiel, K. Kozuchowski (1988)	analiza spektralna	odpływy 1901–1968	
		Wisła–Tczew	3,6 4,2 8,5
		Odra–Gozdowice	3,6 13,6
Z. Mikulski, M. Mikulska (1972)	analiza Fuhricha	stany wód w Jeziorach Mazurskich 1866–1965	23,2
Z. Paślawski (1972)	średnie ruchome	stany wód różnych jezior, różne serie z okresu 1864–1969	17–26 27–36 37–46 80–87

Objaśnienia: (F) – analiza Fuhricha;
(S) – analiza spektralna.

Zmiany klimatyczne i związane z nimi zmiany zasilania oraz strat bilansowych oddziaływały na wahania poziomu zbiorników jeziornych. Badania tych wahań w Polsce podjęli Z. Paślawski (1972) oraz Z. Mikulski i M. Mikulska (1972). Różnymi metodami wykazano istnienie pewnej cykliczności zmian stanów wód w jeziorach Polski, charakteryzującej się okresami od 17 do 26 lat, a także cyklami dłuższymi, w tym wiekowymi. Stwierdzono ponadto tendencję do obniżania się zwierciadła wody (Paślawski 1972) oraz zbieżność wykrytej cykliczności stanów wody z 22-letnim cyklem opadów (Mikulski, Mikulska 1972). Ten ostatni rezultat otrzymano poprzez autokorelacyjną analizę wygładzonego szeregu opadów i stanów wody. Używając średnich ruchomych 5-letnich odfiltrowano wahania o okresach kilkuletnich, które jak wiadomo z innych badań zaznaczają się najsilniej w widmie elementów hydrometeorologicznych.

Przy okazji badań zmienności czasowej przepływów rzecznych próbowano rozwiązać problem podobieństwa reżimu odpływu rzek Polski z reżimami rzek europejskich. W jednej ze swych prac J. Stachy (1972) wysuwa tezę o podobieństwie reżimu Odry do rzek zachodnioeuropejskich (atlantyckich), Wisły zaś — do rzek wschodnioeuropejskich. Opinia ta jest jednak dyskusyjna, gdyż z punktu widzenia synchroniczności odpływu R. K. Klige (1985) zalicza obie rzeki do jednego regionu. Również ze względu na pojawiającą się w odpływie cykliczność oba systemy są do siebie podobne i zaliczyć je można do jednej dziedziny środkowoeuropejskiej (Jeż, Jokiel, Kożuchowski 1988). Analogiczny wniosek wypowiada również H. J. Mitosek (1970).

Istnieje bardzo wiele prac z zakresu hydrologii, w których zawarte materiały ilustrują zróżnicowanie przestrzenne i czasowe charakterystyk hydroklimatycznych Polski. Na uwagę zasługuje m.in. praca M. Gutry-Koryckiej (1984), w której zestawiono naturalny bilans wodny obszaru Polski w okresie 1931 — 1960, uznany przez WMO za typowy („normalny”) dla wielolecia. Praca zawiera sporo nowoczesnych rozwiązań metodologicznych, np. zastosowanie trendu powierzchniowego i taksonomii numerycznej do badania składowych bilansu wodnego oraz ich przestrzennego zróżnicowania. Wątpliwości może budzić jednakże uznanie okresu 1931 — 1960 za typowy dla stosunków hydroklimatycznych w Polsce. Jak wynika bowiem z innych prac, wymienione tu lata powinny uchodzić za ekstremalne zarówno ze względu na odpływy, jak i inne składowe bilansu. Zgodnie z poglądami wyrażonymi przez J. Stachego (1984) okres trzydziestolecia 1951 — 1980 uznać można za bardziej typowy. Wystąpiły wówczas zarówno lata wyjątkowo posuszne, jak i lata z najwyższymi w całym stuleciu opadami i znacznymi wezbrzeniami. Stosunki wodne tego okresu były przedmiotem badań J. Stachego (1966), J. Stachego, B. Biernata i J. Dobrzyńskiej (1979) oraz J. Stachego (1984).

Kończąc przegląd ważniejszych prac dotyczących przemian głównych elementów hydroklimatycznych w Polsce w ostatnim stuleciu warto podkreślić niektóre spostrzeżenia:

- należy na razie odrzucić hipotezę o występowaniu trwałych tendencji zmian elementów hydroklimatycznych;
- obserwowane zmiany mają charakter zróżnicowanych i złożonych fluktuacji, można je traktować jako sumę quasi-cyklicznych wahań ze znacznym udziałem „szumu” klimatycznego;
- do składowych o najdłuższym, choć nie w pełni udokumentowanym, okresie należy cykl wiekowy, prawdopodobnie uwarunkowany przez czynniki cyrkulacyjne i solarne;
- znaczny udział w czasowej zmienności elementów hydroklimatycznych mają cykle o okresie 3–4 lat i nie wyjaśnionej genezie;
- długookresowe zmiany odpływów rzecznych dają się interpretować jako rezultat odpowiadających im zmian stopnia kontynentalizmu klimatu Polski;
- zmienność odpływów przewyższa znacząco obserwowaną zmienność opadów; być może wzmocnienie to wynika z oddziaływania zmian innych elementów klimatu (np. temperatury, wilgotności powietrza itp.) lub wiąże się z fluktuacjami rozkładu odpływu w cyklu rocznym;
- nie bez znaczenia dla relacji klimat–odpływ jest przestrzenne zróżnicowanie zmian obu komponentów środowiska i choć w tym opracowaniu zagadnienie to traktujemy marginalnie, nie może ono uchodzić uwadze przy interpretowaniu klimatycznych uwarunkowań fluktuacji odpływów;
- podobną uwagą należy opatrzyć zagadnienie antropogenicznego „sterowania” odpływem, w tym gospodarkę zbiornikową oraz zagadnienia przerzutu wody;
- przy ewentualnym formułowaniu wniosków na temat zmian warunków hydroklimatycznych w przyszłości, proste stosowanie zasady aktualizmu może okazać się zawodne; Związki ustalone na podstawie danych z ubiegłych dziesięcioleci mogą, przynajmniej częściowo, ulegać przekształceniom pod wpływem rozwoju jakościowo nowych cech systemu klimatycznego; prawdopodobne globalne ocieplenie przyniesie istotne zmiany cyrkulacji atmosferycznej w skali globalnej, a w naszej strefie wywoła zapewne ponowną i być może trwałą niżkę opadów (Budyko, Winnikov, Efimova 1983).

MATERIAŁ LICZBOWY

Materiałem wyjściowym dla czasowej analizy odpływu z obszaru Polski, były dane hydrometryczne z dwu wodowskazów zamykających podstawowe systemy rzeczne naszego kraju: Tczew na Wiśle i Gozdowice na Odrze. Posterunki te ograniczają zlewnie o powierzchni odpowiednio: 194 260 i 109 364 km², z czego w granicach Polski znajduje się łącznie 274 805 km². Stanowi to około 88% całej powierzchni kraju. Analizowane serie przepływów lat 1901 – 1980 są praktycznie jedynymi, które (zwłaszcza w odniesieniu do średnich miesięcznych) można uznać za wiarygodne. Istniejące prawie 80-letnie serie przepływów Warty w Gorzowie Wielkopolskim i Wisły w Toruniu zawierają wiele luk i niepewnych danych, a ponadto zlewnie te wchodzą w skład badanych systemów.

Do oceny odpływu z obszaru Polski w ostatnim stuleciu materiał ten jest niewystarczający, szczególnie zaś do analizy jego przestrzennego zróżnicowania. Założono jednak na wstępie, że analiza dotyczy zmian czasowych. Występujące natomiast zróżnicowanie przestrzenne potraktowano marginalnie, sprowadzając je do wykrycia ewentualnych różnic między systemami Odry i Wisły. Dzięki temu można było poprzez uśrednienie danych w przestrzeni „odfiltrować” procesy niższych rzędów i ujawnić główne cechy zjawisk o większej skali. Jest to istotne w przypadku procesów hydrologicznych, które w dużej skali charakteryzują się pewną strefowością związaną z klimatem, a w miarę jej zmniejszania wzrasta siła oddziaływania czynników pozaklimatycznych (geologia, roślinność, rzeźba itd.). Z tym również wiąże się inne zastosowane uproszczenie. Przyjęto bowiem, iż odpływ z terytorium Polski jest równy sumie odpływów z obu badanych systemów. W tym celu należało jednak przedstawić bezwzględne miary odpływu w postaci wskaźnikowej: wskaźnika odpływu H (mm). Miara ta informuje o wysokości warstwy wody, która odpływa w danym okresie z badanego obszaru.

Przyjęto więc, że wskaźnik odpływu z obszaru odwadnianego przez systemy Wisły i Odry jest równy wskaźnikowi odpływu dla całego kraju. Dla porównania obliczony na podstawie danych z kilkuset posterunków wodowskazowych średni odpływ z terytorium Polski w latach 1951 – 1970 wynosił 1626 m³ s⁻¹ (164 mm). W tym samym okresie łączny odpływ Wisły w Tczewie i Odry w Gozdowicach jest tylko o 3,5% niższy – 158 mm (Stachy, Biernat, Dobrzyńska 1979). Możliwe jest więc przyjęcie tego uproszczenia. Pierwsza

grupę zmiennych stanowią zatem roczne wskaźniki odpływu z trzech obszarów: zlewnia Wisły, zlewnia Odry i Polska.

Na podstawie miesięcznych wskaźników odpływu obliczono wskaźnik pory koncentracji (ωH), czyli wyrażoną w mierze kątowej porę koncentracji odpływu w cyklu rocznym.

$$\omega H = \arctg \frac{R_x}{R_y}, \quad (1)$$

gdzie:

$$R_x = \sum_{i=1}^{12} |H_i| \cos \alpha_i \quad \text{i} \quad R_y = \sum_{i=1}^{12} |H_i| \sin \alpha_i, \quad (2)$$

$$\alpha_i = \frac{360}{365} S, \quad (3)$$

H_i – długość wektora proporcjonalna do wartości miesięcznego wskaźnika odpływu.

W ostatnim równaniu wartość S jest liczbą dni między początkiem roku a środkiem danego miesiąca (Kozuchowski, Wibig 1986b). Miara ta ma pewne wady wynikające ze sposobu jej konstrukcji, mimo to może być przydatna do śledzenia wieloletnich tendencji i zmian reżimu odpływu. Zastrzeżenia metodyczne budzi przede wszystkim możliwość jej uśredniania, jak też wybitnie asymetryczny rozkład. Musi zatem być interpretowana ostrożnie, zwłaszcza w przypadku średnich ruchomych czy filtrów. W powyższy sposób uzyskano wieloletni przebieg jeszcze jednej charakterystyki odpływu z analizowanych obszarów.

W przebiegu rocznym odpływu w warunkach Polski charakteryzują się wyraźną cyklicznością, związaną oczywiście z charakterem klimatu Polski. Maksimum odpływu przypada najczęściej wiosną, minimum jesienią. W profilu Tczew największy średni 80-letni wskaźnik odpływu występuje w kwietniu. Potwierdza to również obliczony przeciętny 80-letni wskaźnik pory koncentracji. Inaczej jest w przypadku Odry, gdzie maksimum odpływu pojawia się w marcu, a odpływ „koncentruje” się w pierwszej dekadzie kwietnia. Jeśli jednocześnie w 52 przypadkach na 80 odpływ w marcu był wyższy niż w kwietniu, to można uznać, iż marzec jest miesiącem pojawiania się w Odrze maksymalnych wskaźników odpływu.

Dla obszaru Polski (suma Wisły i Odry) maksymalny wskaźnik odpływu pojawia się w kwietniu.

Termin występowania maksimum odpływu oraz jego wysokość są bardzo ważnymi charakterystykami reżimu rzecznego. Dlatego więc analizie poddano również czasowy przebieg kwietniowych (Wisła i Polska) oraz marcowych (Odra) wskaźników odpływu. Analizowano je łącznie z porą koncentracji, co pozwoliło wykryć i ocenić zmiany reżimu odpływu w aspekcie koncentracji

zasilania, a co za tym idzie – przeanalizować wahania wpływów kontynentalnych oraz oceanicznych.

Niżówki w rzekach Polski pojawiają się w różnych okresach, różna jest także ich długość, głębokość i geneza. Najdłuższe i najbardziej stabilne są jednak niżówki jesienne. Występują one w przeważającej części kraju i są charakterystyczne zarówno dla systemu Wisły, jak i Odry. Najniższy 80-letni wskaźnik odpływu w obu systemach stwierdzono we wrześniu (Wisła – 10,05 mm; Odra – 9,13 mm). W czasie niżówek jesiennych odpływ całkowity jest praktycznie równy odpływowi podziemnemu. Jednocześnie średni roczny odpływ podziemny jest mocno skorelowany z odpływem w miesiącach jesiennych (wrzesień, październik), Tlałka 1979. Obliczony przez różnych autorów i różnymi metodami średni miesięczny wskaźnik odpływu podziemnego z obszaru Polski oscyluje wokół wartości 9,5 mm (Orsztynowicz 1973; Gutry-Korycka 1978, 1984). Wielkość ta jest zatem zbliżona do ustalonego dla Polski średniego wskaźnika odpływu we wrześniu (9,7 mm). Można więc przyjąć, że wskaźnik wrześniowy informuje z jednej strony o wielkości odpływu niżówkowego, z drugiej zaś zbliżony jest do wartości średniego zasilania rzek wodami podziemnymi.

Przedstawione powyżej charakterystyki odpływu rzecznego określono na podstawie materiału hydrometrycznego. Poniżej zostanie przedstawiony sposób otrzymania 80-letniej serii opadu wskaźnikowego dla obszaru Polski. Dysponując tego typu serią, zaistniała możliwość określenia deficytu odpływu (S). Uzyskaliśmy go z równania bilansu wodnego postaci:

$$P = H + S. \quad (4)$$

Jak wiadomo roczna wartość deficytu odpływu jest sumą strat bilansowych powstałych w wyniku różnych form parowania terenowego oraz przyrostu lub ubytku retencji. Uzyskanie wielkości strat bilansowych w poszczególnych systemach nie było możliwe z uwagi na liczbę, jak też rozmieszczenie stacji, których dane posłużyły do określenia opadów w wieloleciu. Średnie wieloletnie wartości opadów (P), odpływu (H) i deficytu odpływu (S) pozwalają uzyskać szacunkowe równanie normalnego bilansu wodnego Polski w 80-leciu 1901 – 1980.

Wyrażenie S jest praktycznie tożsame ze średnią 80-letnią wielkością strat bilansowych, przy założeniu, że na początku i na końcu okresu bilansowania wartość retencji jest stała (Dębski 1970).

Na podstawie tych samych danych obliczyliśmy roczne wartości współczynnika odpływu:

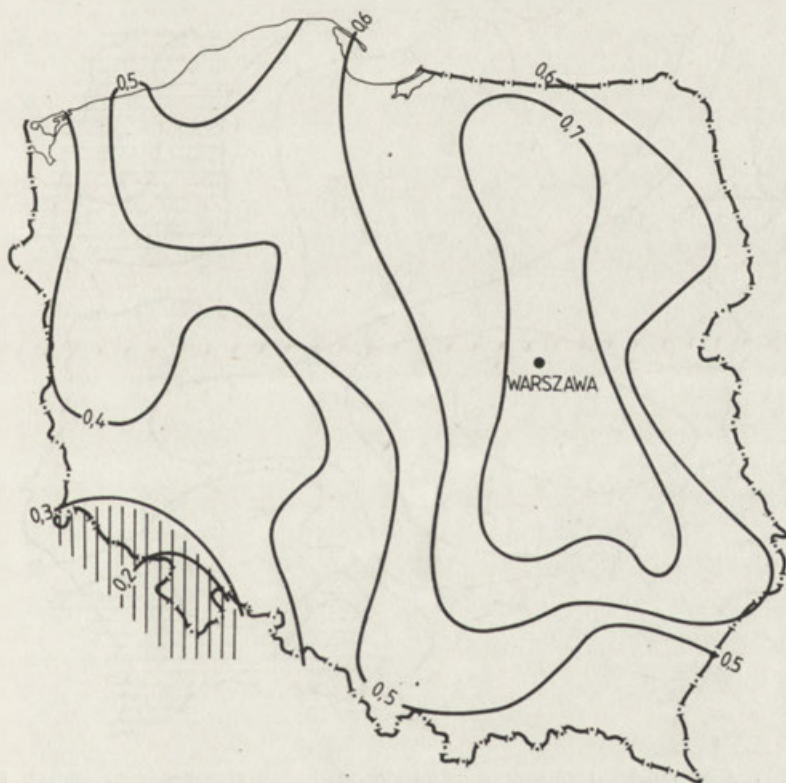
$$c = \frac{H}{P}. \quad (5)$$

Miara ta może być również przydatna do analizy czasowej zmienności warunków hydroklimatycznych Polski.

Do oceny warunków klimatycznych w okresie 1901–1980 wykorzystano serie obserwacyjne temperatury powietrza i sumy opadów atmosferycznych. Uwzględniono średnie temperatury roku, półrocza zimnego (XI–IV), półrocza ciepłego (V–X) oraz roczne amplitudy temperatur. Te ostatnie obliczone zostały dla roku rozpoczynającego się 1 listopada, ponieważ najniższe temperatury miesięczne często pojawiają się w grudniu lub nawet w listopadzie.

Zmiany temperatur na obszarze Polski można prześledzić wykorzystując wartości pochodzące z jednej stacji. Serie średnich temperatur są bowiem na rozległych obszarach silnie skorelowane. Wykazał to już W. Gorczyński (1916), a potwierdzili w późniejszych pracach m.in. S. Paczos (1982), K. Kozuchowski i J. Trepieńska (1986). W związku z tym wzięto pod uwagę serię temperatur miesięcznych z Warszawy (Observatorium Astronomiczne), którą potraktowano jako reprezentatywną dla zmian warunków termicznych zarówno w całej Polsce, jak i w dorzeczu Wisły. Do charakterystyki zmian temperatury w dorzeczu Odrzy wykorzystano serię temperatur z Wrocławia.

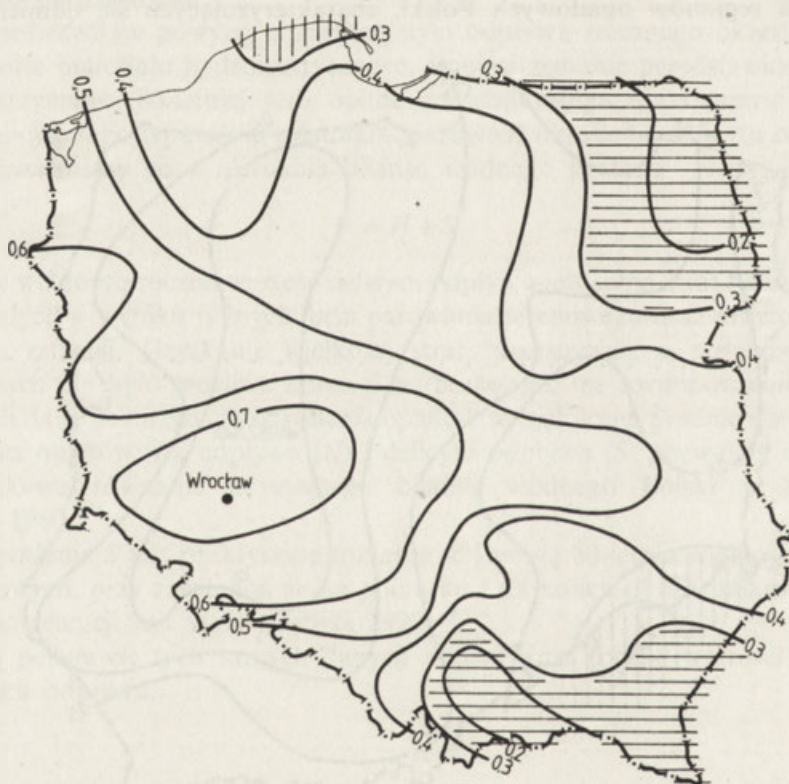
W przeciwieństwie do temperatury, opady atmosferyczne wykazują znaczne przestrzenne zróżnicowanie zmian wieloletnich. Istnieją podstawy do wydzielenia regionów opadowych Polski, charakteryzujących się odmiennymi



Ryc. 3. Izokorelaty między rocznymi sumami opadów w Warszawie i na innych stacjach w Polsce
Isocorrelates between annual precipitation in Warsaw and at other stations in Poland

cechami zmian sum opadów (Kozuchowski 1985a). Zmierając do określenia średnich sum opadów w Polsce, wyznaczono średnie arytmetyczne sumy opadów miesięcznych obliczone na podstawie danych z 6 stacji, posiadających względnie pełne, długoletnie serie obserwacyjne. Są to Warszawa, Kraków, Wrocław, Poznań, Bydgoszcz i Koszalin. Stacje te reprezentują największe regiony skorelowanych zmian opadów (Kozuchowski 1985a). Tak obliczone średnie opady nie są wprawdzie dokładne (por. Kozuchowski, Misiewicz-Śnieszko 1985), ale do przyjęcia jest założenie, że zmiany czasowe tych średnich są istotnie skorelowane ze zmianami opadów na całym obszarze Polski.

Do charakterystyki zmian opadów w dorzeczu Wisły wykorzystano sumy opadów mierzone w okresie 1901–1980 na stacji Warszawa (Obserwatorium Astronomiczne). Opady w Warszawie są silnie skorelowane z opadami na całym niemalże obszarze dorzecza Wisły. Korelację sum rocznych opadów w Warszawie z pozostałymi stacjami meteorologicznymi w Polsce (62 stacje, dane z okresu 1951–1980) przedstawia rycina 3. Dane opadowe z Wrocławia wykorzystano zaś do charakterystyki zmian opadu występujących w dorzeczu Odry (ryc. 4).



Ryc. 4. Izokorelaty między rocznymi sumami opadów we Wrocławiu i na innych stacjach w Polsce

Isocorrelates between annual precipitation in Wrocław and at other stations in Poland

Opady w okresie 1901 – 1980 scharakteryzowano następującymi wskaźnikami: sumy roczne, sumy półroczne (półrocze zimne i ciepłe) oraz wskaźnik rozkładu sum miesięcznych zwany porą koncentracji, a zdefiniowany powyżej.

Niedoskonałość wykorzystanych materiałów, zwłaszcza pod kątem ich terytorialnej reprezentatywności powoduje, że wnioski uzyskane w wyniku ich analizy są jedynie przybliżeniem cech zmienności warunków hydroklimatycznych w Polsce. Z drugiej jednak strony doświadczenia wskazują, iż na podstawie takiego właśnie materiału śledzenie ogólnych prawidłowości przebiegu procesów hydroklimatycznych może odbyć się bez większych przeszkód.

METODY ANALIZY DANYCH

Do badania zmienności i współzmienności elementów hydroklimatycznych zastosowano podstawowe metody statystyczne, które ująć można w dwie podstawowe grupy:

– metody analizy szeregów czasowych, prowadzące do oceny rozkładu rozpatrywanych zmiennych, wyznaczenia trendów, nieperiodycznych fluktuacji oraz określenia cykli obecnych w widmie szeregów;

– metody oceny związków między zmianami czasowymi wybranych par szeregów chronologicznych.

W zakresie pierwszej grupy metod na wstępie obliczono: średnie 80-letnie analizowanych zmiennych, błędy standardowe średnich oraz momenty centralne drugiego, trzeciego i czwartego stopnia. Posłużyły one do określenia: odchylenia standardowego, współczynnika asymetrii, spłaszczenia oraz ekscesu każdego badanego szeregu:

$$\mu = 1/n \sum_{i=1}^n x_i, \quad (6)$$

$$M_k = 1/n \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^k, \quad (7)$$

$$\sigma = \sqrt{M_2}, \quad (8)$$

$$as = \frac{M_3}{\sigma^3}, \quad (9)$$

$$ku = \frac{M_4}{\sigma^4}, \quad (10)$$

$$ex = ku - 3, \quad (11)$$

gdzie: n – liczebność szeregu; μ – średnia aritmetyczna; x_i – kolejne wyrazy szeregu ($i = 1, 2, 3, \dots, n$); M_k – momenty centralne rzędu „ k ”; as – współczynnik asymetrii; ku – współczynnik spłaszczenia; ex – eksces; σ – odchylenie standardowe.

Wyznaczono ponadto empiryczne rozkłady częstości analizowanych zmiennych oraz odpowiadające im teoretyczne rozkłady normalne. Oba rozkłady porównano stosując kryterium χ^2 (chi – kwadrat), oceniając istotność różnic

między rozkładem teoretycznym i empirycznym, przyjmując poziom istotności $\alpha = 0,05$. Obliczenia wykonano stosując następujące wzory (Gmurman 1975):

$$y_i = \frac{n \cdot h}{\sigma} \varphi(u_i) \quad (12)$$

$$\varphi(u_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{u^2}{-2}\right) \quad (13)$$

$$u_i = \frac{x_i - \mu}{\sigma} \quad (14)$$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - f_i)^2}{y_i} \quad (15)$$

gdzie: n – liczebność szeregu; h – szerokość przedziału; x_i – wartości zmiennej x odpowiadające środkom przedziału i ; μ – średnia zmiennej x ; σ – odchylenie standardowe zmiennej x ; y_i – częstości teoretyczne rozkładu normalnego; f_i – częstości empiryczne rozkładu empirycznego.

Grupę właściwych miar czasowej zmienności poszczególnych zmiennych reprezentuje miara bezwładności zdefiniowana współczynnikami autokorelacji:

$$R_j = \frac{\text{COV } x_i x_{i+j}}{\sigma_i \sigma_{i+j}}, \quad (16)$$

gdzie: $\text{cov } x_i x_{i+j}$ – autokowariancja ciągów wartości x_i przesuniętych względem siebie o j jednostek czasu (tu: lat); σ – odpowiadające przesuniętych ciągom odchylenia standardowe.

Wyznaczono dla każdej zmiennej 4 współczynniki autokorelacji, których istotność badano testem „t” – Studenta.

$$t = \frac{R_j \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-R_j^2}} \quad (17)$$

W uzupełnieniu określono również trend liniowy zmian badanych szeregów chronologicznych i uzyskano współczynniki równania liniowego. Istotność statystyczną trendu zbadano na podstawie testu istotności współczynnika korelacji.

Informacji o przebiegu poszczególnych zmiennych dostarczają średnie ruchome 20-letnie. Eliminują one całkowicie wahania, które dominują w widmie rozpatrywanych szeregów czasowych, tj. wahania kilku- i kilkunastoletnie.

Zbadano także istotność odchyleń średnich 20-letnich od średniej 80-letniej. Wykorzystano w tym celu test Cramera (Mitchell 1966):

$$t_C = \left[\frac{n(N-2)}{N-n(1+\tau_C^2)} \right]^{\frac{1}{2}} \tau_C, \quad (18)$$

$$\tau_C = \frac{\mu_r - \mu_o}{\sigma_x}, \quad (19)$$

gdzie: t_C – wartość funkcji testowej Cramera; μ_r – średnia ruchoma 20-letnia; μ_o – średnia ogólna 80-letnia; n – wielkość przesunięcia (tu: $n = 20$); σ_x – odchylenie standardowe zmiennej.

Porównując otrzymane wartości testu Cramera (t_C) z wartościami krytycznymi rozkładu Studenta i zakładając poziom istotności 5% uzyskano te okresy 20-letnie, w których średnie wskazywały na nieprzypadkowe anomalie (odchylenia dodatnie lub ujemne).

Wahania o największej częstotliwości – a więc przede wszystkim wahania quasi-dwuletnie i trzyletnie, obecne w widmie wielu analizowanych elementów – wyeliminowano stosując wygładzanie serii czasowych dolnoprzepustowym filtrem pięcioelementowym. Odfiltrowane wartości „ x_{fi} ” otrzymano stosując wzór:

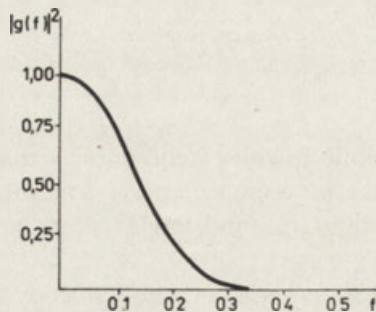
$$x_{fi} = 0,06x_{i-2} + 0,25x_{i-1} + 0,38x_i + 0,25x_{i+1} + 0,06x_{i+2}, \quad (20)$$

gdzie: i – kolejne pozycje wyrazów szeregu czasowego.

Rycina 5 przedstawia tzw. funkcję odpowiedzi filtru dwumianowego, zdefiniowaną wyrażeniem:

$$|g(f)|^2 = \cos^2 |\pi f|, \quad (21)$$

gdzie: f – częstotliwość.



Ryc. 5. Funkcja odpowiedzi filtru dwumianowego 5-letniego

Response function of a binomial 5-year filter

Funkcja ta wskazuje, że pięcioelementowy filtr dwumianowy w pełni tłumia wahania o okresach mniejszych od około 3 lat. Filtr posiada również przewagę nad zwykłymi, nieważonymi średnimi ruchomymi, gdyż nie zniekształca faz występujących fluktuacji, tzn. nie przesuwają maksimum na osi czasu.

Inną formą przedstawiania zmian czasowych są odchylenia skumulowane. Ich zastosowanie pozwala bez eliminacji wahań krótkookresowych ukazać długookresowe tendencje zmian w szeregu czasowym. Metodą zaproponowaną przez O. A. Drozdova i A. S. Grigorievą (1972) weryfikowano hipotezę o losowym charakterze fluktuacji odchyłek skumulowanych, wzajemnie niezależnych. Określono przedział dla krzywej odchyłek skumulowanych, ograniczony wartościami rzędnej $\pm 2\sigma \sqrt{i-i^2/n}$. Prawdopodobieństwo wykroczenia poza ten przedział dla losowych, nieskorelowanych odchyłek wynosi około 5%. Tak więc przejście przez granice wyznaczonego przedziału krzywej odchyłek skumulowanych można uznać za przejaw istnienia trendu lub znaczących fluktuacji w analizowanym szeregu czasowym.

W celu ujawnienia składowych harmonicznych związanych z cyklicznością pojawiającą się w szeregach, podjęto próbę ustalenia okresów wieloletnich wahań i wskazania tych, które można uznać za istotne.

Wśród różnych metod stosowanych współcześnie do badania cykliczności (wg niektórych autorów – pseudocykliczności lub rytmu) w szeregach czasowych ważne miejsce zajmuje analiza spektralna. Genetycznie związana jest ona z analizą harmoniczną i periodogramem Schustera, a opiera się na podstawach analizy autokorelacji. Mimo pewnych niedogodności i konieczności przyjęcia kilku dyskusyjnych założeń, pozwala ona w sposób obiektywny ocenić charakter oraz, co szczególnie ważne, istotność wykrywanych cykli (Panofsky, Brier 1958; Saruchanian, Smirnov 1971).

Nieobciążony estymator gęstości (ES), standaryzowanej funkcji widmowej jest określony przez fourierowskie przekształcenie standaryzowanej funkcji autokorelacyjnej:

$$ES = \frac{1}{2\pi} + \frac{1}{\pi} \sum_{\tau=1}^{\mu} \left(1 - \frac{\tau}{\mu+1}\right) R(\tau) \cos\left(\frac{2\pi\tau}{t}\right), \quad (22)$$

gdzie: $R(\tau)$ – współczynniki autokorelacji przy przesunięciu „ τ ”; μ – punkt ucięcia; $\tau = \{1, 2, 3, \dots, \mu\}$; t – okres.

Estymator spektrum jest zatem bezpośrednio związany z estymatorem autokorelacji.

W prezentowanej metodzie konieczne jest przyjęcie kilku założeń. Najważniejszym jest arbitralny dobór punktu ucięcia, który wyraża maksymalne przesunięcie korelowanego szeregu. Od tej wielkości istotnie zależy charakter spektrogramu i długość wykrytych cykli. Najczęściej przyjmuje się, iż punkt ucięcia znajduje się na poziomie 50% długości analizowanego szeregu (tu: $\mu = 40$). Postulat normalności rozkładu szeregu chronologicznego nie musi być spełniony, do przyjęcia są rozkłady skośne (Kowalewski 1976).

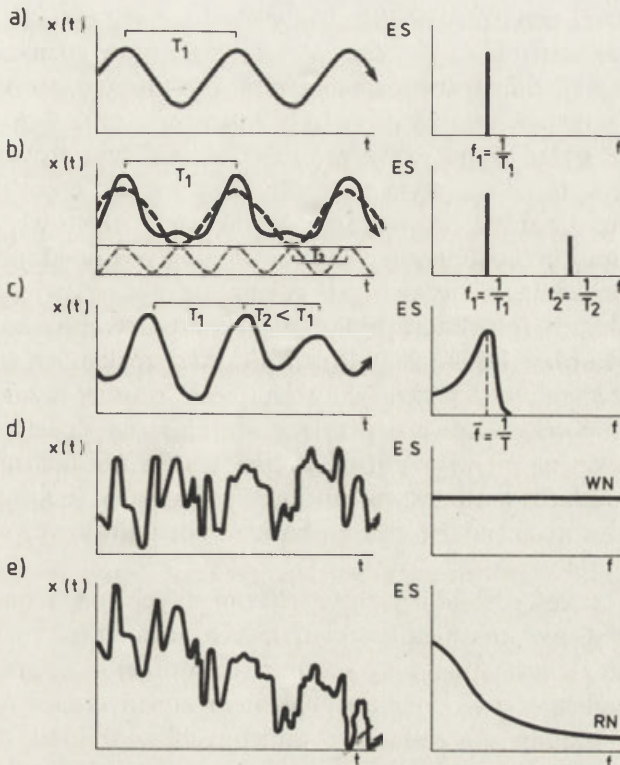
Ważnym jest zagadnienie stacjonarności procesu. W uproszczeniu można powiedzieć, że warunek ten jest spełniony, gdyż wartości średnie i wariancje szeregu są stałe, a funkcja autokorelacyjna zależy jedynie od wielkości przesunięcia. Inaczej mówiąc, gdy proces nie wykazuje tendencji rozwojowej. W celu przekształcenia danego szeregu w stacjonarny wystarczy najczęściej wyeliminować istotną tendencję rozwojową. Stosuje się tutaj szereg procedur eliminacji. Wybraliśmy metodę polegającą na wyznaczeniu równania trendu i odjęciu go od wartości szeregu czasowego. Uzyskane reszty stanowią w dalszym etapie właściwy przedmiot analizy spektralnej. Zabieg ten zastosowano w przypadku szeregów, które na poziomie istotności 5% wykazywały istotną tendencję rozwojową. Kryterium weryfikacyjnym były obliczone wartości funkcji testowej Studenta.

Etapem dość często pomijanym w analizie spektralnej jest testowanie istotności estymatora spektrum. W tym opracowaniu zastosowaliśmy procedurę testu χ^2 . Wiadomo, że w zależności od stopnia bezwładności szeregu rozkład teoretyczny estymatora spektrum dąży do „rozkładu prostokątnego” lub „krzywoliniowego”. Używane są tu pojęcia: „białego” i „czerwonego szumu” (Panofsky, Brier 1958; Saruchanian, Smirnov 1971). Powstaje zatem pytanie o stopień bezwładności rozdzielający realizację według białego i czerwonego szumu. Kryterium podstawowym, choć rzadko spełnianym, jest to, aby trzy pierwsze współczynniki autokorelacji miały eksponencjalnie (Mitchell 1966). Przy pewnym uproszczeniu dopuszczalne jest przyjęcie pewnej granicznej wielkości pierwszego współczynnika autokorelacji. Za Autorami radzieckimi, jako granicę typu realizacji, przyjęto w tym opracowaniu wartość współczynnika autokorelacji $R(1) = 0,4$ (Kowalewski 1976). Oznacza to, że jeżeli pierwszy współczynnik autokorelacji jest większy od 0,4, to szereg jest bezwładny, a procedura testowania istotności cykli prowadzona jest dla rozkładu krzywoliniowego (czerwony szum). Równania pozwalające określić rzędne białego i czerwonego szumu dla poziomów istotności 50% i 95% oraz danej liczby stopni swobody znaleźć można w cytowanych wyżej opracowaniach lub w opracowaniu autorów (1988).

Interpretację siły estymatora spektrum dobrze oddaje rycina 6 zaczerpnięta z pracy Ch. D. Schönwiese (1983). Przykłady „d” i „e” pokazują realizację według białego i czerwonego szumu. Rzędne czerwonego szumu są tu określone dla przypadku eksponencjalnego spadku wielkości współczynników autokorelacji zgodnie z relacją $R(2) \approx [R(1)]^2$, $R(3) \approx [R(2)]^3$ itd.

Zgodnie z procedurą testu χ^2 , cykl uznano za istotny, jeżeli estymator spektrum (ES) wykroczył poza obszar zakreślony rzędną białego lub w nielicznych przypadkach czerwonego szumu, dla poziomu 95%. Jeżeli ES był wyższy od wartości 0,3 i wyraźnie zaznaczony, interpretowano to jako tendencję do cykliczności.

Podstawową wadą stosowanej tu analizy spektralnej jest fakt, iż eksponuje ona cykle krótkie i co ważniejsze nie pozwala wykryć cykli o okresie zawierającym się między poszczególnymi rozłożeniami (np. w analizowanych



Ryc. 6. Interpretacja funkcji gęstości widmowej (wg Schönwiese 1983)

a – cykl pojedynczy (jedno złożenie) – siła estymatorów dla pojedynczej sinusoidy; b – cykl podwójny (dwa złożenia) – siła estymatorów dla złożenia dwu sinusoid; c – funkcja gęstości widmowej – złożenie wielu sinusoid; d – realizacja według „białego szumu” – rzędne „białego szumu” (white noise); e – realizacja według „czerwonego szumu” – rzędne „czerwonego szumu” (red noise)

Interpretation of the spectrum density function (acc. to Schönwiese 1983)

a – a single cycle (one fold) – estimator force for a single sine curve; b – a double cycle (two folds) – estimators force for two sine curves; c – spectrum density function – combination of many sine curves; d – realisation acc. to "white noise" – "white noise" ordinates; e – realisation acc. to "red noise" – "red noise" ordinates

szeregach 80-letnich cykli z przedziałów 80–40 lat, 40–26 lat, 26–20 lat itd.). Uznaliśmy jednak, iż zaproponowana metoda jest dobrym narzędziem w badaniach składowych cyklicznych, a uzyskane wyniki dają się dość łatwo interpretować.

Różnymi sposobami badano związki między wybranymi parami elementów hydrologicznych i klimatologicznych. Pary te ustalano według zasady pozwalającej wskazać przyczynowe współzależności i wynikającą z nich współzmienność szeregów czasowych.

Hipotezę zerową, przyjmującą niezależność badanych zmiennych, weryfikowano testem niezależności, związanym z analizą rozkładu częstości w tablicy wielodzielczej, skonstruowanej na podstawie przyjętych przedziałów dwu zmiennych i określonych liczb przypadków pojawiania się wartości zmiennych,

należących do tych przedziałów. Przedziały ustalono przyjmując ich granice, wyznaczone przez wartości $\mu_x \pm \sigma_x$ oraz $\mu_y \pm \sigma_y$, gdzie μ_x i μ_y oznaczają średnie, a σ_x i σ_y odchylenia standardowe zmiennych x i y . Otrzymano w ten sposób trzy przedziały zmiennej x i trzy przedziały zmiennej y oraz 9 grup w tablicy wielodzielczej. Rozkład empiryczny częstości w tablicy porównano z rozkładem teoretycznym, określonym przy założeniu niezależności porównywanych zmiennych. Częstości teoretyczne wynikają z częstości brzegowych i z zasady rachunku prawdopodobieństwa mówiącej, że prawdopodobieństwo współwystąpienia zdarzeń niezależnych równa się iloczynowi prawdopodobieństw tych zdarzeń (procedurę obliczania częstości teoretycznych znaleźć można w pracy Burdzy, Janik 1985). Różnica między rozkładem empirycznym i teoretycznym badana była testem χ^2 . Wystąpienie istotnej różnicy prowadzi do odrzucenia hipotezy zerowej i przyjęcia, że zmienne są istotnie zależne.

Bardziej precyzyjną miarą współzmienności, choć także opartą na średniej i odchyleniu standardowym jest współczynnik korelacji liniowej. Istotność korelacji analizowanych par zmiennych badano zdefiniowanym wyżej testem t-Studenta.

Asymetria i eksces rozkładu niektórych zmiennych mogą budzić wątpliwości dotyczące stosowania metod zakładających normalność rozkładu. Tego typu zastrzeżenia nie występują przy kolejnej stosowanej w tej pracy metodzie badania współzmienności – analizie zbieżności zmian czasowych.

Porównując zmiany w czasie dwu zmiennych, określono częstość wystąpienia zgodnych (co do znaku) przyrostów (A), zgodnych spadków (D) oraz częstość wystąpienia równoczesnych przyrostów zmiennej x i spadków zmiennej y (B), a równocześnie częstość jednoczesnych przyrostów zmiennej y i spadków zmiennej x (C). Zbieżność synchronicznych zmian z roku na rok dwu zmiennych oceniono stosując znany współczynnik zbieżności Youle'a:

$$Q = \frac{AD - BC}{AD + BC} \quad (23)$$

Istotność współczynnika zbieżności sprawdzano testem Z , który podlega rozkładowi Studenta:

$$Z = \frac{(AD - BC)n}{(A + B)(B + C)(B + D)(C + D)} \quad (24)$$

Otrzymując $Z > Z_0$ przyjmowano, przy założonym 5% poziomie istotności, że porównywane zmienne odznaczają się nieprzypadkową zbieżnością zmian synchronicznych (ściślej: kierunków tych zmian). Oczywiście dodatnie wartości Q wskazują na przewagę tych samych znaków zmian, ujemne – na przewagę znaków przeciwnych. Przy pełnej zbieżności współczynnik Q osiąga wartość ± 1 .

Do poszukiwania niesynchronicznych związków między zmiennymi zastosowano współczynniki korelacji skośnej (crosscorrelation). Określają one korelację między przesuwanymi względem siebie szeregami czasowymi zmien-

nych x i y . Dla przesunięcia o j jednostek czasu (tu lat) zmiennej szeregu y , otrzymujemy informację o korelacji zmiennej y z wcześniej występującymi wartościami zmiennej x . Odwrotnie natomiast — przy przesunięciu o $-j$ jednostek czasu. Dostajemy wówczas informację o korelacji między wartościami x z wcześniej o j występującymi wartościami y . Współczynnik korelacji skośnej określa wzór:

$$R_{\pm j} = \frac{\text{COV } x_i y_{i \pm j}}{\sigma_x \sigma_y} \quad (25)$$

W przypadku występowania istotnych współczynników korelacji skośnej (istotność testowano testem t-Studenta), stwierdzenie asynchroniczności związku między zmiennymi może posiadać wartość prognostyczną. Znaczenie poznawcze tego rodzaju rezultatu polega na określeniu bezwładności w zespole charakterystyk hydroklimatycznych, wynikającej z wzajemnych uwarunkowań poszczególnych komponentów układu atmosfera-hydrosfera. R. A. S. Ratcliffe, cytowany przez A. H. Peary'ego i J. M. Walkera (1982), twierdzi, iż związki wywodzące się z przesunięć fazowych (przesunięć w czasie i przestrzeni) można z powodzeniem wykorzystać do stawiania prognoz długoterminowych. Autorzy przedstawiają nadto wiele przykładów ich zastosowania.

FLUKTUACJE, TRENDY I RYTM ZMIAN WARUNKÓW HYDROKLIMATYCZNYCH POLSKI W BIEŻĄCYM STULECIU

Charakterystykę zmian warunków hydroklimatycznych w okresie 1901–1980 wykonano na podstawie analizy wartości rocznych oraz z półroczna zimowego i letniego, wskaźnika pory koncentracji opadów i odpływów, a także amplitudy temperatury. Kierując się zatem charakterem przeprowadzonych badań, materiał przedstawiony poniżej podzielono na cztery zasadnicze części. W ramach każdej z nich zamieszczono wyniki analiz w następującej kolejności:

- charakterystyki statystyczne rozkładów rozpatrywanych zmiennych, ich dyspersję, ocenę trendu i bezwładności (autokorelacja);
- wieloletni przebieg badanych elementów hydroklimatycznych – odchylenia od średnich w poszczególnych latach oraz odchylenia wygładzone filtrem dwumianowym;
- przebieg średnich ruchomych dwudziestoletnich oraz krzywe skonstruowane na podstawie odchyłeń kumulowanych.

Każdą część rozdziału zamykają wyniki oceny cykliczności zmian w badanych szeregach czasowych.

W układzie prezentowanego różnymi metodami materiału występuje także podział na dane dotyczące dorzecza Wisły, Odry oraz całego obszaru Polski.

Sądzymy, że zaproponowany układ treści rozdziału, konsekwentnie stosowany przy jego konstrukcji, pozwoli Czytelnikowi swobodnie poruszać się wśród dość licznych tabel, danych liczbowych i rycin, autorom zaś umożliwi unikanie zbędnych komentarzy i powtórzeń. Uważamy bowiem, iż zasadniczą część naszej pracy zawierają właśnie tabele i ryciny. W tekście zamieszczamy tylko ważniejsze spostrzeżenia i wnioski, które zdołaliśmy sformułować na podstawie statystycznej analizy danych empirycznych. Zdajemy sobie sprawę, że nie są one pełne, a w wielu przypadkach mogą być dyskusyjne. Mamy jednak nadzieję, iż zestawienie porównywalnych materiałów, opracowanych jednolitą metodą, stanowi pewien postęp na drodze poznania i wyjaśnienia przemian, jakim podlegały warunki klimatyczne i hydrologiczne Polski w ciągu minionego osiemdziesięciolecia.

ZMIANY WARTOŚCI ROCZNYCH

Porównując charakterystyki statystyczne analizowanych serii wartości rocznych (tab. 3) można zauważyć, że przeciętny odpływ Odry jest nieco mniejszy niż Wisły, ale też odznacza się większą zmiennością. Rozkład odpływów Odry jest skośny (asymetria dodatnia). Świadczy to o wyraźniejszym zaznaczaniu się lat mokrych w dorzeczu Odry niż Wisły. Tę ostatnią cechowała natomiast tendencja do pojawiania się lat zarówno o wyjątkowo dużym odpływie, jak i zdecydowanie suchych.

Eksponencjalny spadek wartości kolejnych współczynników autokorelacji odpływu Odry, obok istotnej wartości pierwszego współczynnika, wskazuje na znaczącą bezwładność szeregu czasowego. Cecha ta związana jest z dużymi możliwościami retencyjnymi dorzecza i w Europie występuje stosunkowo rzadko (Jeż, Jokiel, Kożuchowski 1988). Niepublikowane dotychczas badania autorów wskazują, że bezwładność Odry w Gozdowicach jest efektem dużej bezwładności, jaką charakteryzuje się Warta praktycznie na całej swej długości.

Odpływy Wisły natomiast charakteryzują się istotną tendencją rosnącą (0,3 mm/rok). Interpretacja tego trendu musi być jednak ostrożna i ograniczona do przeszłości, gdyż jeszcze niedawno duże emocje wzbudzały wykryte tendencje malejące.

Zmienność (dyspersja) opadów jest w obu dorzeczach mniejsza od zmienności odpływów, ale podobnie jak odpływy, tak i opady w dorzeczu Odry cechują się większą zmiennością. Tendencja odpływu Wisły koresponduje z dodatnim trendem opadów w Warszawie (0,65 mm/rok).

Rozkłady opadów nie odbiegają istotnie od postaci rozkładu normalnego. Temperatura zaś ma wyraźnie zaznaczoną asymetrię ujemną, która jest rezultatem występowania dużych anomalii ujemnych.

Współczynnik zmienności odpływu z obszaru Polski (21%) jest nieco mniejszy od współczynników zmienności w dorzeczu Wisły (22%) i Odry (25%). Prowadzi to pośrednio do wyciągnięcia wniosku o niepełnej synchronizacji odpływu obu rzek. Podobna cecha dotyczy również opadów.

W skali Polski zachowała się właściwa Wiśle, rosnąca tendencja odpływu (0,23 mm/rok), natomiast stwierdzony w Warszawie trend opadów nie zaznacza się na powierzchni całego kraju. Trzeba też podkreślić, że dla odpływu z terytorium Polski istotny jest pierwszy współczynnik autokorelacji – wynik bezwładności odpływu z systemu Odry.

Obliczone serie współczynników odpływu (c) i deficytów odpływu (S) cechują następujące trendy: $c = 4 \cdot 10^{-4}$ /rok i $S = -0,29$ mm/rok. W analizowanym okresie nie wzrastały więc znacząco straty związane z parowaniem terenowym, których wzrostu należało się spodziewać z uwagi na, sygnalizowane w wielu pracach, postępujące ocieplenie. Ponadto obliczone tu trendy temperatury nie są również istotne. Wydaje się natomiast, że na ujemny kierunek deficytu odpływu może m.in. składać się ujemna tendencja zmian

Tabela 3

Miary szeregów czasowych okresu 1901–1980 (wartości roczne)

Szereg	Średnia		Dyspersja					Rozkład	Trend <i>t</i>	Autokorelacja				
	μ	<i>bs</i>	max-min	σ	<i>a</i>	<i>ku</i>	<i>ex</i>			R(1)	R(2)	R(3)	R(4)	
Odra	H_R	154	4,35	258–83	38,9	0,67	3,20	0,20	<i>sk</i>	0	0,41 ^x	0,12	0,03	–0,10
	P_R	587	12,4	892–318	110,9	0,32	3,13	0,13	<i>n</i>	0	0,03	–0,04	0,07	0,14
	T_R	8,58	0,09	10,3–6,6	0,78	–0,38	2,49	–0,51	<i>sk</i>	0	0,10	0,21	–0,12	0,02
Wisła	H_R	172	4,17	257–97	37,3	0,29	2,53	–0,47	<i>n</i>	+ ^x	0,16	–0,06	0,08	0,21
	P_R	575	10,7	870–391	95,6	0,36	2,96	–0,04	<i>n</i>	+ ^x	–0,16	–0,02	–0,07	0,16
	T_R	8,04	0,09	9,5–5,9	0,78	–0,47	2,60	–0,40	<i>sk</i>	0	–0,04	0,10	–0,32 ^x	–0,06
Polska	H_R	166	3,90	252–93	34,9	0,32	2,42	–0,58	<i>n</i>	+ ^x	0,25 ^x	–0,01	0,10	0,13
	P_R	605	8,40	772–447	75,2	–0,09	2,41	–0,59	<i>n</i>	0	–0,15	–0,15	0,09	0,15
	<i>c</i>	0,26	0,005	0,40–0,17	0,04	0,59	3,27	0,27	<i>n</i>	+ ^x	0,19	0,02	0,14	0,13
	<i>S</i>	468	6,80	604–347	60,8	0,11	2,53	–0,47	<i>n</i>	– ^x	–0,18	–0,07	–0,04	0,18

Objaśnienia: H_R – roczny wskaźnik odpływu; P_R – roczny wskaźnik opadu; T_R – średnia temperatura roczna; *c* – współczynnik odpływu; *S* – deficyt odpływu;

μ – średnia; *bs* – błąd standardowy średniej; σ – odchylenie standardowe; *a* – współczynnik asymetrii; *ku* – współczynnik kurtozy; *ex* – eksces; *n* – rozkład normalny; *sk* – rozkład skośny; *t* – znak trendu; R(1), R(2)... – współczynniki autokorelacji; ^x – istotność na poziomie 0,05.

Tabela 4

Miary szeregów czasowych okresu 1901–1980 (półrocze zimowe)

Szereg	Średnia		Dyspersja					Rozkład	Trend <i>t</i>	Autokorelacja				
	μ	<i>bs</i>	max-min	σ	<i>a</i>	<i>ku</i>	<i>ex</i>			R(1)	R(2)	R(3)	R(4)	
Odra	H_{III}	18,8	0,82	48–7	7,37	1,59	6,76	3,76	<i>n</i>	0	0,13	–0,15	–0,08	–0,02
	P_z	207	5,50	351–109	48,8	0,51	3,26	0,26	<i>n</i>	– ^x	0,10	–0,08	0,21	0,32 ^x
	T_z	1,76	0,13	3,5–(–1,5)	1,19	–0,94	3,38	0,38	<i>sk</i>	0	0,00	0,04	–0,15	–0,07
Wisła	H_{IV}	25,5	1,27	59–1	11,3	0,81	3,65	0,65	<i>n</i>	0	–0,06	–0,02	–0,14	–0,23 ^x
	P_z	218	6,30	391–89	56,2	0,64	3,87	0,87	<i>n</i>	0	0,01	0,00	0,08	0,00
	T_z	1,10	0,16	3,8–(–2,7)	1,44	–0,85	3,23	0,23	<i>n</i>	0	–0,01	0,08	–0,21	–0,14
Polska	H_{IV}	23,1	1,07	56–5	9,57	0,96	4,05	1,05	<i>sk</i>	0	–0,04	0,01	–0,13	–0,25 ^x
	P_z	220	4,30	308–139	38,3	–0,05	2,51	–0,49	<i>n</i>	– ^x	0,04	0,03	0,03	0,08

Objaśnienia: H_{III} , H_{IV} – wskaźniki odpływu marca i kwietnia; P_z – opad półrocza zimowego; T_z – średnia temperatura półrocza zimowego; pozostałe oznaczenia jak w tabeli 3.

Tabela 5

Miary szeregów czasowych okresu 1901–1980 (półrocze letnie)

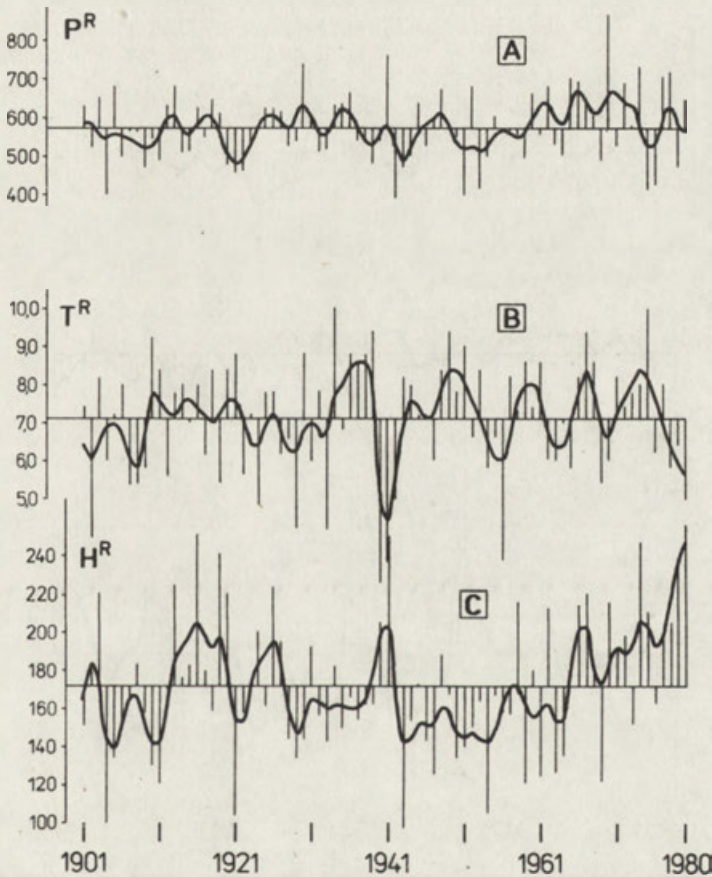
Szereg	Średnia		Dyspersja					Rozkład	Trend <i>t</i>	Autokorelacja				
	μ	<i>bs</i>	max-min	σ	<i>a</i>	<i>ku</i>	<i>ex</i>			<i>R</i> (1)	<i>R</i> (2)	<i>R</i> (3)	<i>R</i> (4)	
Wisła	H_{IX}	9,1	0,53	32–4	4,76	2,41	13,14	10,14	<i>sk</i>	+ ^x	0,05	0,00	0,11	–0,18
	P_L	379	10,26	572–170	91,8	0,13	2,49	–0,51	<i>n</i>	+ ^x	0,07	0,01	0,07	0,12
	T_L	12,5	0,07	13,9–11,1	0,60	–0,12	3,08	0,08	<i>n</i>	0	0,10	–0,05	0,26 ^x	0,17
Odra	H_{IX}	10,1	0,51	28–3	4,57	1,14	4,76	1,76	<i>sk</i>	0	–0,02	0,02	0,05	–0,13
	P_L	357	9,40	537–183	83,8	0,13	2,37	–0,63	<i>n</i>	0	–0,12	0,09	–0,08	0,02
	T_L	14,9	0,08	16,7–13,0	0,76	0,06	2,56	–0,44	<i>n</i>	0	–0,09	0,05	0,07	0,14
Polska	H_{IX}	9,7	0,47	23–3	4,17	0,97	3,66	0,66	<i>sk</i>	0	–0,05	0,03	0,14	–0,15
	P_L	385	7,34	546–214	65,7	0,25	2,80	–0,20	<i>n</i>	0	–0,24 ^x	–0,02	0,09	0,10

Objaśnienia: H_{IX} – wskaźnik odpływu wrześniowego; P_L – opad półrocza letniego; T_L – średnia temperatura półrocza letniego; pozostałe oznaczenia jak w tabeli 3.

opadów półrocza zimowego (tab. 4) oraz opóźnianie się pory koncentracji odpływu (tab. 5). Fakty te oznaczają redukcję okresu korzystnych warunków ewaporacyjnych, a przez to spadek wartości deficytu odpływu.

Współczynnik odpływu i deficyt odpływu wykazują pewną tendencję do bezwładności (pierwsze współczynniki autokorelacji znajdują się na granicy istotności). Pierwszy — należy interpretować jako tendencję do tworzenia się serii lat suchych i wilgotnych, drugi zaś jest zapewne związany z podawanym przez wielu cytowanych już autorów dwuletnim rytmem zmian opadów i temperatury, którego echem mogą być zmiany parowania terenowego.

Na rycinie 7 widać m.in., że opady w dorzeczu Wisły, reprezentowane przez serię warszawską, oscylują nieprzerwanie wokół średniej wieloletniej z pewną



Ryc. 7. Ochylenia od średniej — proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w dorzeczu Wisły (okres 1901—1980)

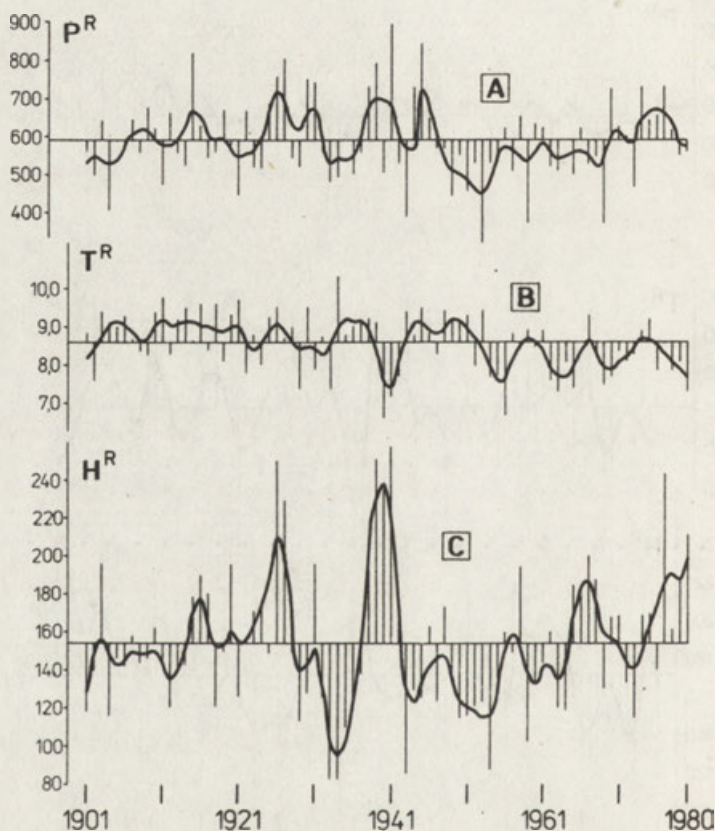
A — roczne sumy opadów atmosferycznych w Warszawie; B — średnie roczne temperatury powietrza w Warszawie; C — roczny wskaźnik odpływu Wisły w Tczew

Deviation from the average — simple and smoothed with binomial 5-year filter in the Vistula drainage area (in 1901—1980)

A — annual precipitation in Warsaw; B — annual average air temperature in Warsaw; C — annual Vistula run-off index at Tczew

tendencją do wzrostu w końcowej części 80-lecia. W ostatnich 20 latach anomalie dodatnie mają wyraźną przewagę zarówno pod względem częstości występowania, jak i bezwzględnej wielkości. Maksimum opadów rocznych przypadło na 1970 r., a najwyższa wartość szeregu odfiltrowanego wystąpiła w 1966 r.

Opady w dorzeczu Odry (ryc. 8) są słabo skorelowane z opadami w dorzeczu Wisły ($r = 0,39$), a wygładzony przebieg ich zmian czasowych ma cechy nieregularnych, ale zdecydowanie rysujących się fluktuacji. Przyrost opadów w końcu osiemdziesięciolecia zaznaczył się słabo, natomiast najwyższe opady koncentrowały się w latach dwudziestych i czterdziestych. Maksymalna suma roczna przypadła na 1941 r., a wartości odfiltrowane osiągnęły maxi-



Ryc. 8. Odchylenia od średniej – proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – roczne sumy opadów atmosferycznych we Wrocławiu; B – średnie roczne temperatury powietrza we Wrocławiu; C – roczny wskaźnik odpływu Odry w Gozdowicach

Deviation from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter in the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – annual precipitation in Wrocław; B – annual average air temperature in Wrocław; C – annual Odra run-off index at Gozdowice

mum w 1945 r. Od końca lat czterdziestych do 1970 r. zaznaczał się trwały niedobór opadów na tym obszarze.

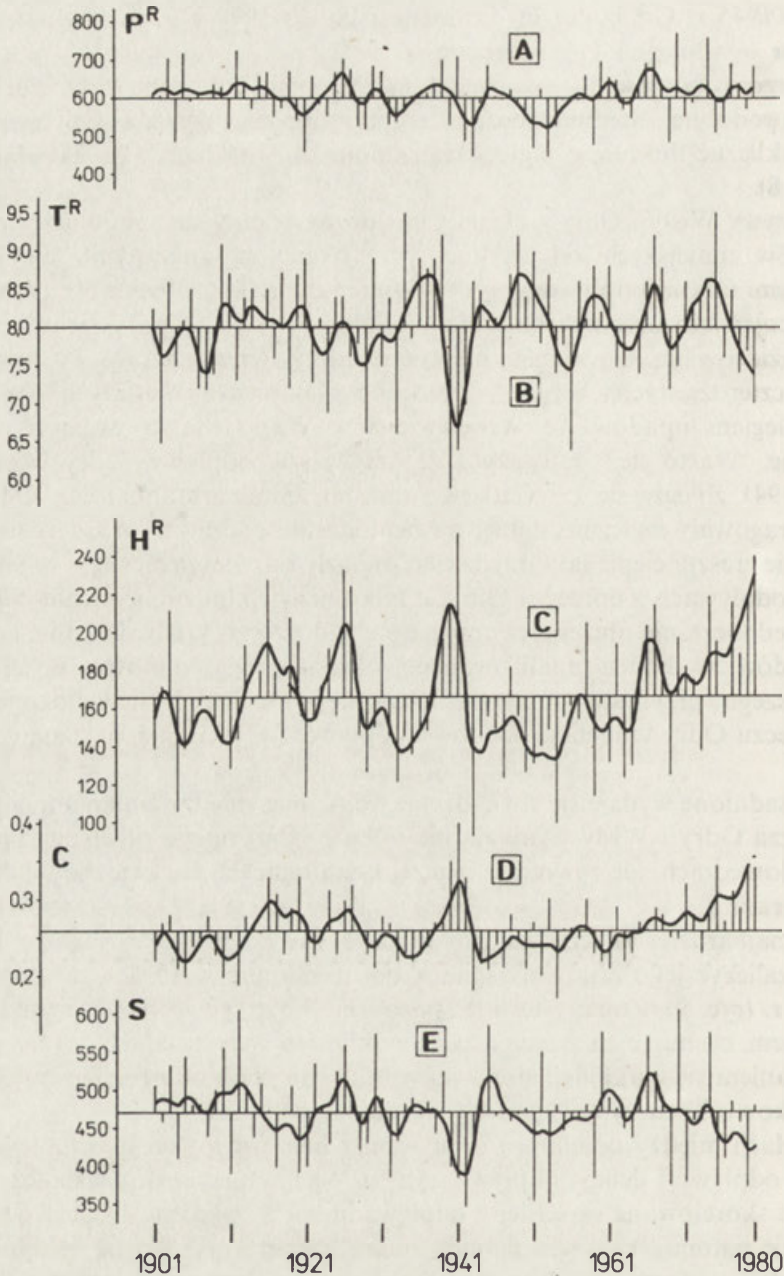
W przeciwieństwie do opadów, zmiany temperatury w obu dorzeczach były bardzo podobne. Średnia roczna temperatura wykazywała synchroniczne, quasi-cykliczne fluktuacje z głębokimi minimami w latach: 1940, 1941 i 1956 (ryc. 7, 8).

Odpyły Wisły i Odry zmieniały się jeszcze w inny sposób: dłuższe okresy odpyłów mniejszych od średniej przerywane są znacznymi, ale krócej trwającymi fazami odpyłów przewyższających średnią. Większość tych maksimumów pojawiało się synchronicznie w obu dorzeczach, jednakże ich wysokość była zróżnicowana. Odra miała najwyższe odpyły na przełomie lat trzydziestych i czterdziestych, Wisła – w końcu lat siedemdziesiątych. Analogie z przebiegiem opadów we Wrocławiu i w Warszawie są zatem wyraźnie widoczne. Warto też zauważyć, że najwyższe odpyły Odry w latach 1939–1941 zbiegły się z wyjątkowo niskimi temperaturami roku. Odpyły Wisły reagowały znacznie słabiej na ochłodzenie początku lat czterdziestych. Podobnie zresztą ciepłe lata trzydzieste znalazły odzwierciedlenie w wyjątkowo niskich odpywach z dorzecza Odry, a tylko niewielkim zmniejszeniu odpywu Wisły. Jednocześnie dłużej utrzymujące się w dorzeczu Wisły dodatnie anomalie opadów w końcu analizowanego okresu mogą stanowić wyjaśnienie największego przyrostu odpywu notowanego w latach siedemdziesiątych. W dorzeczu Odry tendencje opadów i odpyłów w tych latach zaznaczały się słabiej.

Uzasadnione wydaje się stwierdzenie, że różnice między zmianami odpywu z dorzecza Odry i Wisły wynikają nie tylko z odmiennego przebiegu opadów w obu dorzeczach, ale również z inaczej kształtujących się związków odpywu z temperaturą.

Do najbardziej znaczących zmian odpywu rzecznoego z obszaru Polski można zaliczyć jego raptowny spadek od maksimum w 1941 r. do minimum w 1943 r. (ryc. 9). Zmiany tej nie sposób nie kojarzyć z charakterystycznym przełomem, cechującym szereg aspektów klimatu w tych latach, a szczególnie z załamaniem się cyrkulacji strefowej w skali całej półkuli i rozwojem jej form południkowych, utrzymującym się aż do lat ostatnich.

O relacji między opadami i odpywem z obszaru Polski informuje współczynnik odpywu i deficyt odpywu (ryc. 9). Wieloletnie zmiany współczynnika odpywu skorelowane są ściślej z odpywami niż z opadami. Deficyt odpywu nawiązuje natomiast do wieloletnich zmian temperatury. Pewną osobiwością są jednakże widoczne tendencje ostatnich lat analizowanego okresu. Stwierdzony wzrost odpywu rzecznoego w tych latach wiąże się z malejącym deficytem odpywu, nie zaś z rosnącymi opadami (ryc. 9). Deficyt zatem malał w tym czasie jakby niezależnie od temperatury. W 1975 r. stwierdzono wysoką średnią temperaturę oraz bardzo niski deficyt odpywu. Wskutek tego, mimo pewnego niedoboru opadów, odpyw i współczynnik odpywu ukształtowały się na poziomie znacznie przewyższającym średnią wieloletnią. Można przy-



Ryc. 9. Odchylenia od średniej – proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w Polsce (okres 1901–1980)

A – roczne sumy opadów atmosferycznych w Polsce; B – średnie roczne temperatury powietrza w Warszawie; C – roczny wskaźnik odpływu z obszaru Polski; D – współczynnik odpływu z obszaru Polski; E – roczny deficyt odpływu z obszaru Polski

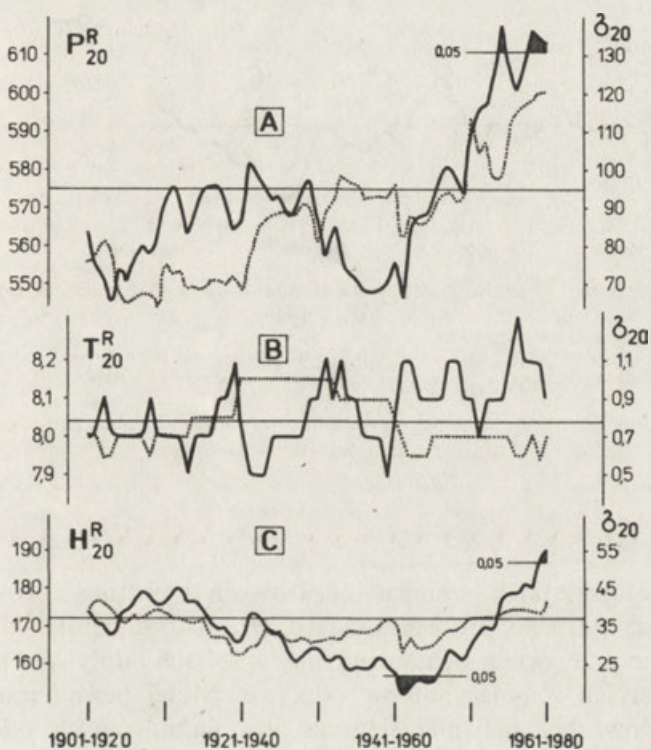
Deviation from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter in Poland

A – annual precipitation in Poland; B – annual average air temperature in Warsaw; C – annual run-off index in Poland; D – run-off coefficient for Poland; E – annual run-off deficit in Poland

puszczać, że przyczyną obserwowanych w ostatnich latach związków między elementami hydroklimatycznymi są przemiany reżimu opadowego, prowadzące do redukcji wielkości strat bilansowych.

Zachodzi pytanie, czy obserwowane fluktuacje charakterystyk hydroklimatycznych – niezależnie od przyczyn i skutków, które im się przypisuje – odznaczają się statystyczną istotnością, tzn. czy przekraczają przedział prawdopodobnych fluktuacji ciągu liczb losowych? Kolejną próbą badania tego zagadnienia, poza dokonaną już oceną liniowych trendów jest ocena odchyłeń średnich ruchomych od średniej osiemdziesięcioletniej (ryc. 10–12) oraz weryfikacja wielkości odchyłeń skumulowanych (ryc. 13–15).

Większość rozpatrywanych charakterystyk hydroklimatycznych wykazuje istotne fluktuacje, które są dostatecznie trwałe i znaczące, aby je wyróżnić na

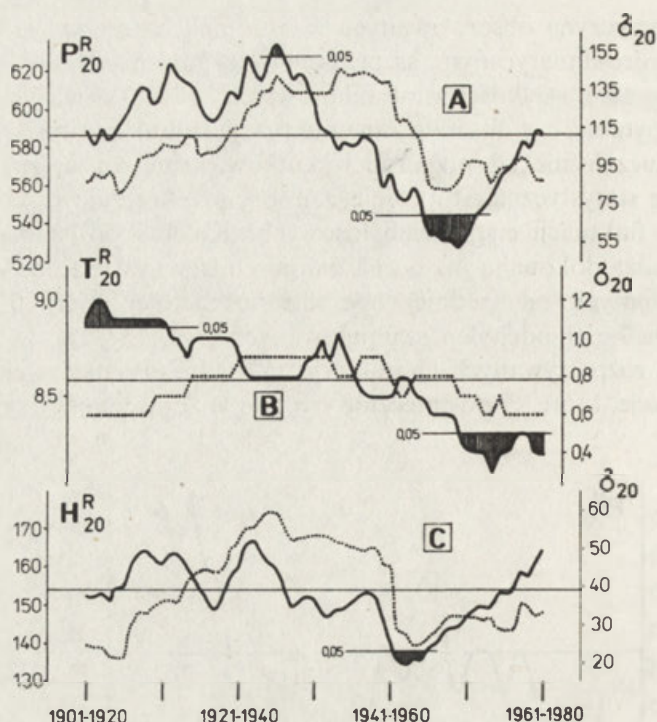


Ryc. 10. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-leciach w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

A – średnie sumy opadów atmosferycznych w Warszawie; B – średnie temperatury powietrza w Warszawie; C – średnie wskaźniki odpływu Wisły w Tczewie; linia ciągła – średnie ruchome; linia przerywana – odchylenia standardowe; pola zakresowane – okresy istotnych odchyłeń średnich 20-letnich od średniej 80-letniej

Running 20-year averages and standard deviations in running 20-year periods in the Vistula drainage area (in 1901–1980)

A – average precipitation in Warsaw; B – average air temperatures in Warsaw; C – annual run-off indices for the Vistula at Tczew; full line – sliding averages; dotted line – standard deviation; hatched areas – periods of significant deviations of 20-year averages from the 80-year average



Ryc. 11. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-letnich, w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – średnia sumy opadów atmosferycznych we Wrocławiu; B – średnie temperatury powietrza we Wrocławiu; C – średnie wskaźniki odpływu Odry w Gozdowicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

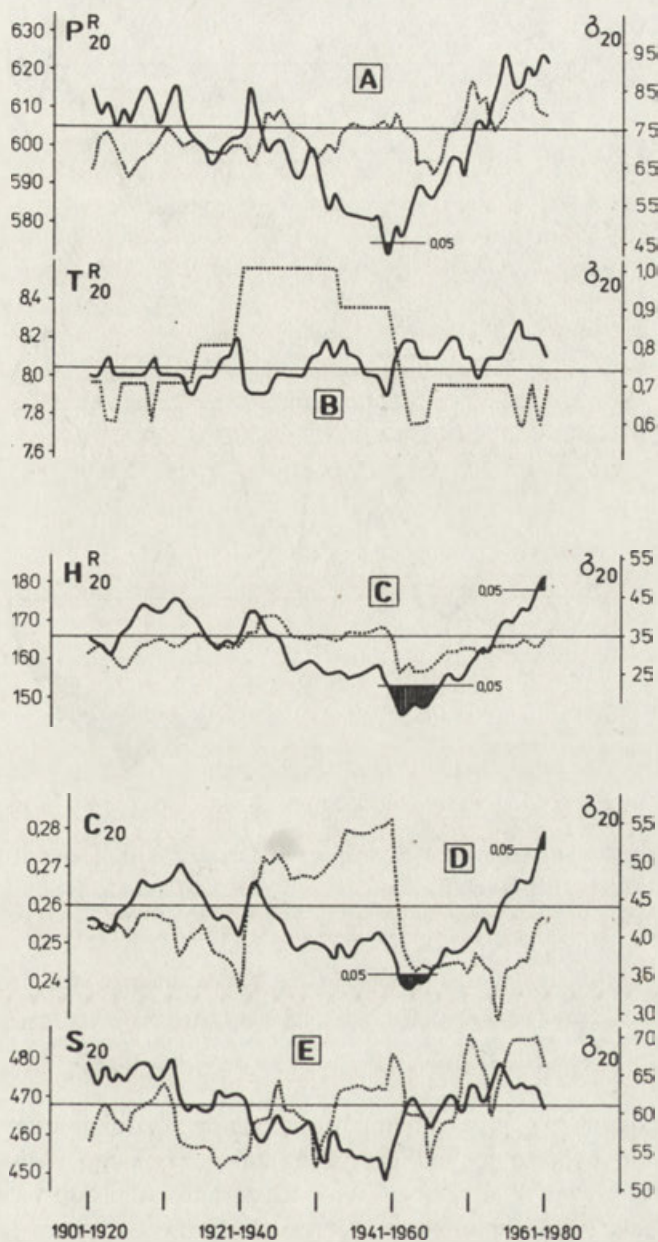
Running 20-year averages and standard deviations in running 20-year periods in the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – average precipitation in Wrocław; B – average air temperatures in Wrocław; C – average run-off indices for the Odra at Gozdowice. Other marks as on Fig. 10

tle obecnej we wszystkich szeregach czasowych zmienności równoważnej z dyspersją stacjonarnego procesu stochastycznego (szumem).

Fluktuacje te przejawiają się najwyraźniej w seriach odpływów i w związanych z nimi seriach współczynników odpływu. Mniej pewna jest istotność fluktuacji opadów. Nie ujawniła się ona w skumulowanych odchyleniach opadów z Wrocławia i z Polski (ryc. 14, 15). Problematiczne są również fluktuacje średniej temperatury roku – seria wrocławska nie jest zapewne jednorodna. Warto dodać, że znaczące zmiany odpływu, podobnie jak i zmiany opadów, rozwijały się wyraźniej w dorzeczu Wisły niż Odry.

Analiza prezentowanych materiałów (ryc. 10–15) upoważnia do uznania, że najważniejszą fluktuacją wśród zmian rozpatrywanych charakterystyk było istotne zmniejszenie się średnich odpływów w latach 1940–1965 (odchylenia skumulowane określają ten okres na lata 1942–1964). Jak wynika z ryciny 12 zmniejszenie odpływu w Polsce zostało zainicjowane przez poważny niedobór

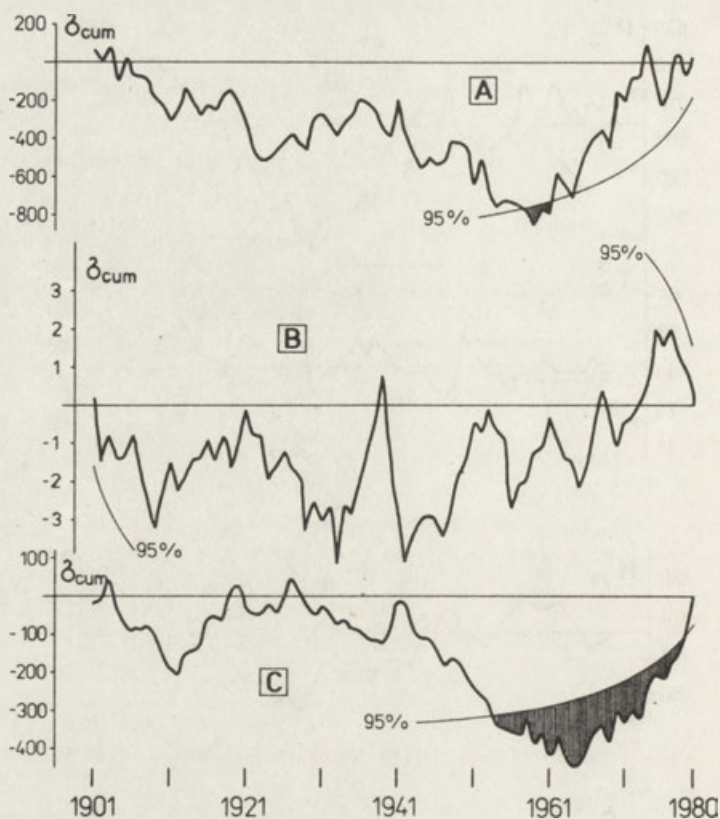


Ryc. 12. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-leciach w Polsce (okres 1901 – 1980)

A – średnie sumy opadów atmosferycznych w Polsce; B – średnie temperatury powietrza w Warszawie; C – średnie wskaźniki odpływu z obszaru Polski; D – średnie współczynniki odpływu z obszaru Polski; E – średnie deficyty odpływu z obszaru Polski
Pozostałe objaśnienia jak na rycinie 10

Running 20-year averages and standard deviations in running 20-year periods in Poland

A – average precipitation in Poland; B – average air temperatures in Warsaw; C – average run-off indices for Poland; D – average run-off coefficients for Poland; E – average run-off deficits for Poland. Other marks as on Fig. 10



Ryc. 13. Skumulowane odchylenia od średniej w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

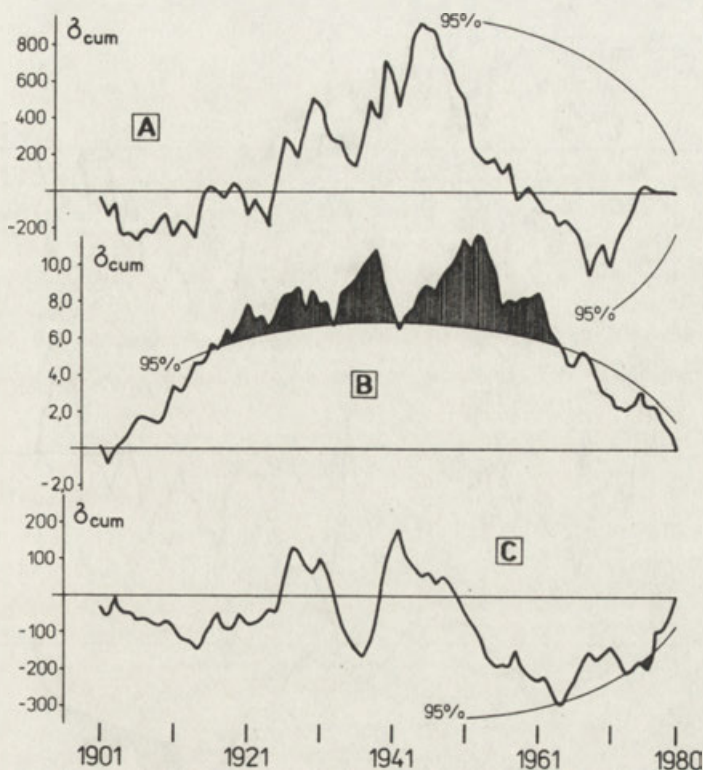
A – odchylenia kumulowane rocznych sum opadów w Warszawie; B – odchylenia kumulowane średnich rocznych temperatur powietrza w Warszawie; C – odchylenia kumulowane rocznych wskaźników odpływu Wisły w Tczewie; pola zakreskowane – okresy odchyżeń skumulowanych przekraczających 95% poziomu ufności

Cummulated deviations from the average for the Vistula drainage area (1901–1980)

A – cummulated deviations of annual precipitation in Warsaw; B – cummulated deviations of average annual air temperatures in Warsaw; C – cummulated deviations of annual run-off indices for the Vistula at Tczew. Hachured areas represent periods of cummulated deviations exceeding the 95 per cent confidence level

opadów sygnalizowany przez ujemne odchylenie średniej sumy w latach 1940–1959. Nie była to jedyna przyczyna tak głębokiego i długotrwałego obniżenia się odpływu. W dorzeczu Wisły duże anomalie odpływu wystąpiły w fazie rosnących już opadów, w dorzeczu Odry – przed najniższymi opadami. Pewną rolę w kształtowaniu się tych niezgodności trzeba przypisać zmianom temperatury, a także innym nie analizowanym tu zmianom klimatycznym.

Zestawione właściwości przebiegu czasowego charakterystyk hydroklimatycznych są świadectwem funkcjonowania typowego dla atmosfery i hydrosfery mechanizmu powstawania anomalii – koincydencja niewielkich odchyżeń od normy pewnych elementów może inicjować proces tworzenia się istotnych anomalii w biegu innych zależnych.



Ryc. 14. Skumulowane odchylenia od średniej w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

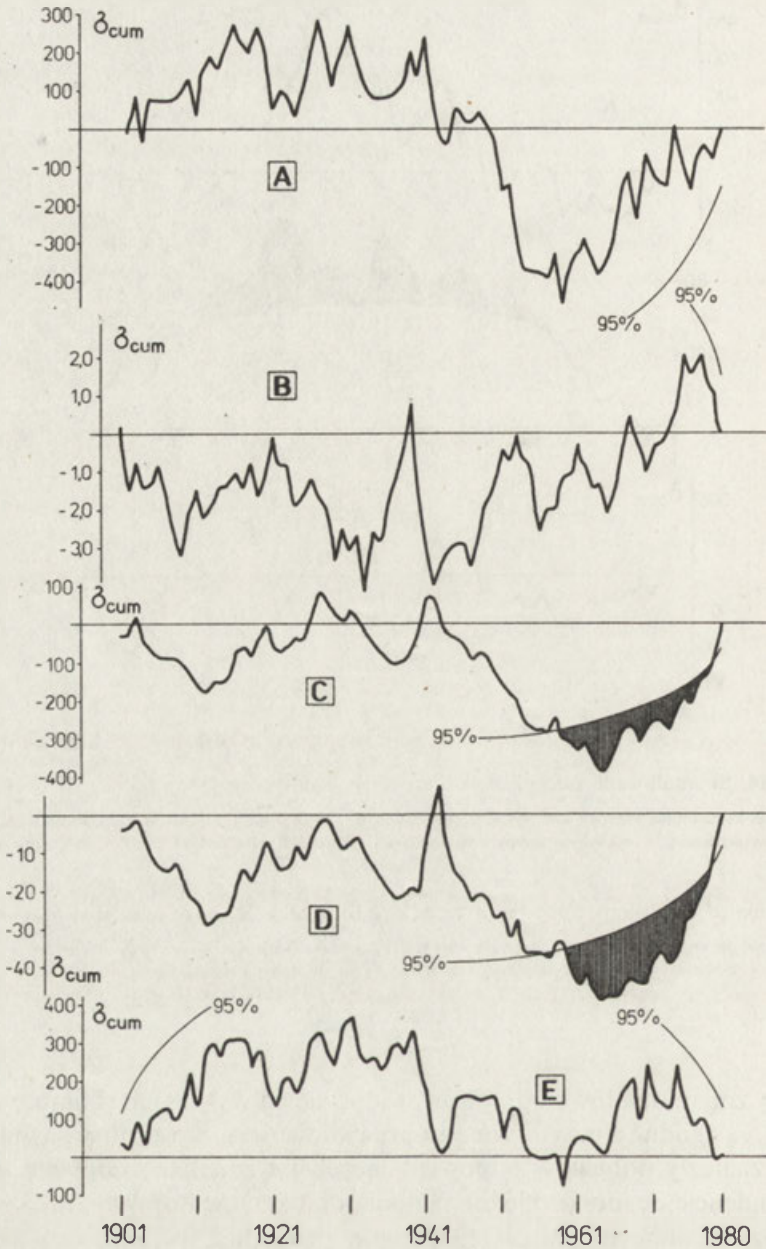
A – odchylenia kumulowane rocznych sum opadu we Wrocławiu; B – odchylenia kumulowane średnich rocznych temperatur powietrza we Wrocławiu; C – odchylenia rocznych wskaźników odpływu Odry w Gozdowicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

Cummulated deviations from the average for the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – cumulated deviations of annual precipitation in Wrocław; B – cumulated deviations of average annual air temperatures in Wrocław; C – cumulated deviations of annual run-off indices for the Odra at Gozdowice. Other marks as on Fig. 13

Cechy zmian opadów i odpływów, widoczne na wykresach skumulowanych odchyień, są zgodne z przytoczoną tu prawidłowością. Krótkotrwałe fluktuacje opadów znalazły odbicie w odpowiadających im zmianach odpływu. Długotrwałe tendencje opadowe opóźniają o kilka lat zmianę odpływu, np. końcowy termin fazy niedoboru opadów (1959) ma odpowiednik w końcu fazy niedoboru odpływu przesuniętym na 1964 r. (ryc. 13). Charakterystyczna jest także przewaga wielkości pojawiających się odchyień odpływu nad wielkościami odchyień opadów.

Na rycinach 10–12, obok wartości średnich ruchomych, zaznaczono także odpowiadające im odchylenia standardowe, które określają dyspersję poszczególnych charakterystyk w ruchomych dwudziestolecich. Okazało się, iż w ciągu całego analizowanego okresu zmienność ta była chwiejna i niestabilna.



Ryc. 15. Skumulowane odchylenia od średniej w Polsce (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane rocznych sum opadu w Polsce; B – odchylenia kumulowane średnich rocznych temperatur powietrza w Warszawie; C – odchylenia kumulowane rocznych wskaźników odpływu z obszaru Polski; D – odchylenia kumulowane współczynnika odpływu z obszaru Polski; E – odchylenia kumulowane deficytu odpływu z obszaru Polski. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

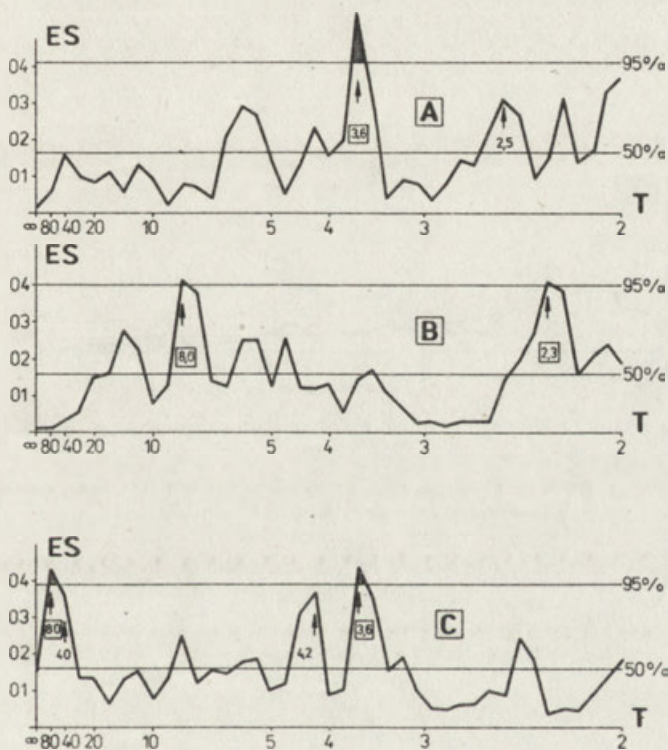
Cummulated deviations from the average in Poland (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of average precipitation in Poland; B – cummulated deviations of average annual air temperatures in Poland; C – cummulated deviations of annual run-off indices for Poland; D – cummulated deviations of the run-off coefficient for Poland; E – cummulated deviations of the run-off deficit for Poland. The remaining marks as on Fig. 13

Na jej podstawie wyróżniono jednak spadek zmienności, który pojawił się po 1940 r. i był prawdopodobnie wyrazem wymienionego wcześniej przełomu klimatycznego oraz późniejszego utrwalenia nowej epoki cyrkulacyjnej z przewagą południowych makroform cyrkulacji.

Wyniki analizy widmowej szeregów czasowych zmierzającej do wykrycia cyklicznych zmian charakterystyk, przedstawiono na rycinach 16–18.

Gęstość widmowa opadów i odpływów rocznych dorzecza Wisły ma znaczące maksima odpowiadające cyklowi o okresie 3,6 lat. Odpływy wykazują również cykl 80-letni, który trzeba jednak traktować z zastrzeżeniami wynikającymi z krótkiej realizacji procesu (seria 80-letnia). Dla temperatury charakterystyczne są cykle 2,3 i 8-letni. W dorzeczu Odry występuje 3,2-letnia

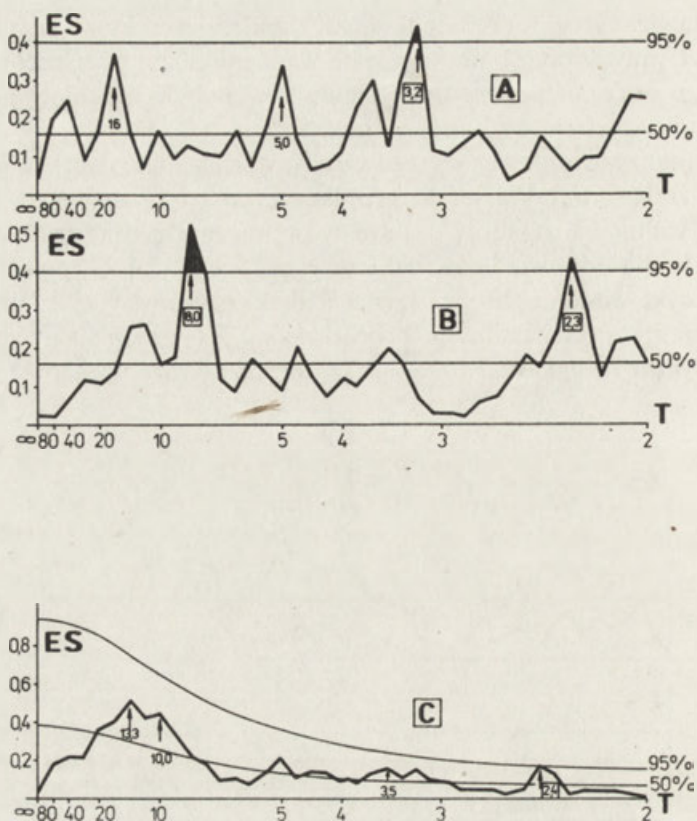


Ryc. 16. Funkcje gęstości widmowej i istotne okresy wahań cyklicznych w dorzeczu Wisły (seria 1901–1980)

A – roczny wskaźnik opadu w Warszawie; B – średnia roczna temperatura powietrza w Warszawie; C – roczny wskaźnik odpływu Wisły w Tczewie; liczby w ramkach – okresy cykli istotnych na poziomie 5%; liczby bez ramek – „tendencja” do cykliczności

The spectrum density function and significant periods of cyclical oscillations in the Vistula drainage area (1901–1980 series)

A – the annual precipitation indicator in Warsaw; B – the annual average air temperature in Warsaw; C – the annual run-off indicator for the Vistula at Tczew. The framed figures denote periods of significant cycles at the level of 5 p.c.; figures without frames – the “trend” towards a cyclical development



Ryc. 17. Funkcja gęstości widmowej i istotne okresy wahań cyklicznych w dorzeczu Odry (seria 1901–1980)

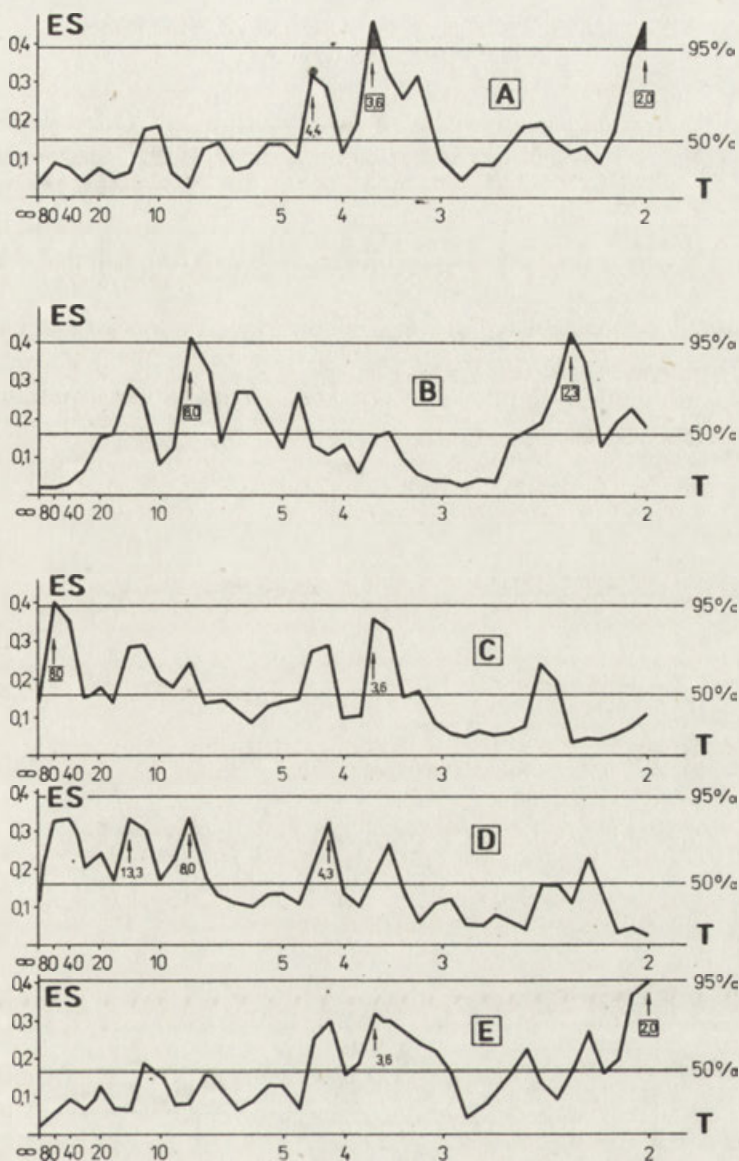
A – roczny wskaźnik opadu we Wrocławiu; B – średnia roczna temperatura we Wrocławiu; C – roczny wskaźnik odpływu Odry w Gozdowicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 16

The spectrum density function and significant periods of cyclical oscillations in the Odra drainage area (1901–1980 series)

A – the annual precipitation indicator in Wrocław; B – the annual average air temperature in Wrocław; C – the annual run-off indicator for the Odra at Gozdowice. The remaining marks as on Fig. 16

cykliczność opadów i 2,4-letnia cykliczność odpływów. Za odpowiednik cyklu opadowego można uznać tendencję do formowania się cykliczności 3,2- i 3,5-letniej.

Odpływ z obszaru Polski wykazuje jedynie tendencję do cykliczności 3,6-letniej. Rytm ten zanika jednak w widmie współczynnika odpływu, natomiast, co ciekawe, pojawia się w postaci tendencji do cykliczności widocznej w widmie deficytu odpływu. Tendencja do formowania się okresu 8-letniego właściwego temperaturze, pojawia się w widmie współczynnika odpływu.



Ryc. 18. Funkcja gęstości widmowej i istotne okresy wahań cyklicznych w Polsce (seria 1901–1980)

A – roczny wskaźnik opadu w Polsce; B – średnia roczna temperatura powietrza w Warszawie; C – roczny wskaźnik odpływu z obszaru Polski; D – współczynnik odpływu z obszaru Polski; E – deficyt odpływu z obszaru Polski. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 16

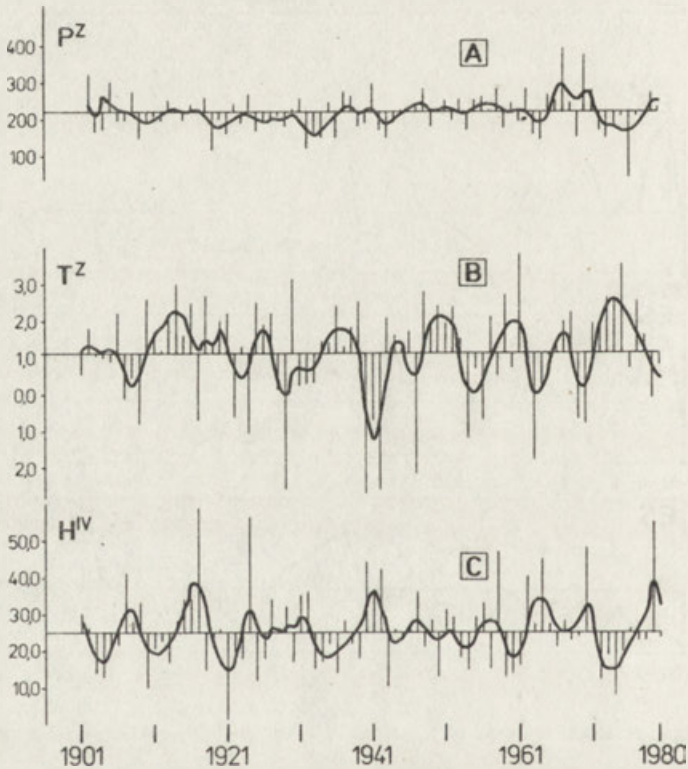
The spectrum density function and significant periods of cyclical oscillations in Poland (1901–1980 series)

A – the annual precipitation indicator for Poland; B – the annual average air temperature in Warsaw; C – the annual run-off indicator for Poland; D – the run-off coefficient for Poland; E – the run-off deficit in Poland. The remaining marks as on Fig. 16

WEZBRANIA WIOSENNE I WARUNKI KLIMATYCZNE
PÓŁROCZA ZIMOWEGO

Wybrane wskaźniki odpływu Wisły w kwietniu lub Odry w marcu są charakterystyką typowych wezbrań wiosennych w Polsce. Jednocześnie są hydrologicznym echem warunków wilgotnościowych i termicznych panujących w zimowym półroczu. Zbiór statystycznych miar określonych dla serii hydrologicznych z kwietnia (marca) i meteorologicznych z okresu listopad – kwiecień zestawiono w tabeli 4.

Kwietniowy odpływ Wisły jest wyraźnie wyższy od odpływu Odry w marcu i odznacza się większą zmiennością (odpowiednio: 44% i 39%). Zwraca uwagę skrajnie niskie minimum odpływu Wisły, które wystąpiło w kwietniu 1921 r. (1 mm). Oczywiście można wątpić w realność tej wartości. Tendencja do



Ryc. 19. Odchylenia od średniej – proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

A – suma opadów atmosferycznych półrocza zimowego w Warszawie; B – średnia temperatura półrocza zimowego w Warszawie;
C – wskaźnik odpływu kwietniowego Wisły w Tczewie

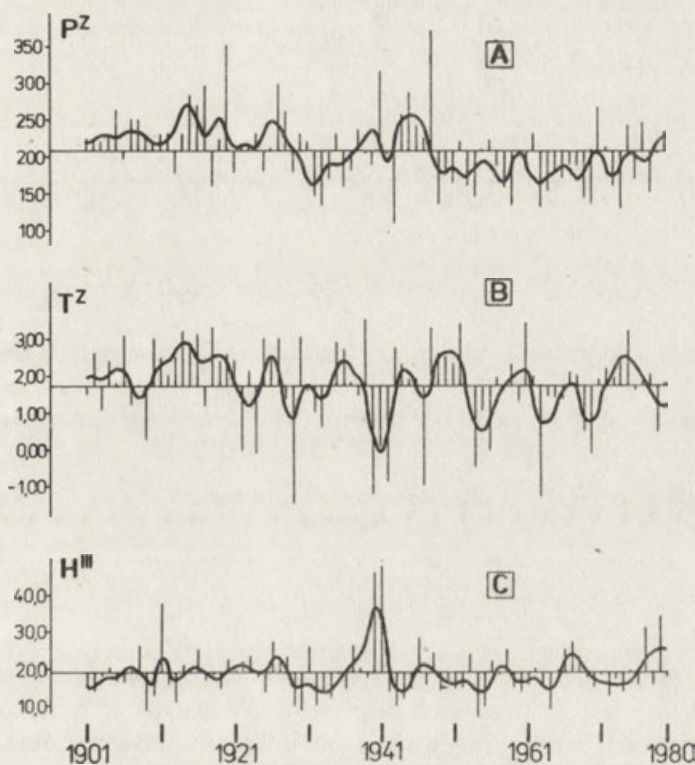
Deviations from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter in the Vistula drainage area (in 1901–1980)

A – the winter half year precipitation in Warsaw; B – the average winter half year temperature in Warsaw; C – the April run-off indicator of the Vistula at Tczew

leptokurtyczności rozkładu odpływu Odry świadczy również o pewnej stabilności odpływu w jej dorzeczu.

Analizowane wskaźniki odpływu nie wykazują istotnych trendów oraz bezwładności, mimo że opady półrocza zimowego w dużej części kraju (zwłaszcza na południowym zachodzie) mają znaczącą tendencję malejącą, która wobec jednoczesnego przyrostu opadów letnich (tab. 5) oznacza wzrost kontynentalizmu pluwialnego w ciągu wielolecia.

Szczegóły wieloletnich zmian analizowanych zmiennych pokazują wykresy na rycinach 19–21. Temperatura półrocza zimowego w Warszawie i we Wrocławiu zmieniała się podobnie zarówno w aspekcie czasu pojawiania się ekstremów, jak i długości występowania quasi-cykli. Inaczej zachowywały się opady i odpływy. Szereg czasowy odpływów Odry wykazuje, że kilku- lub

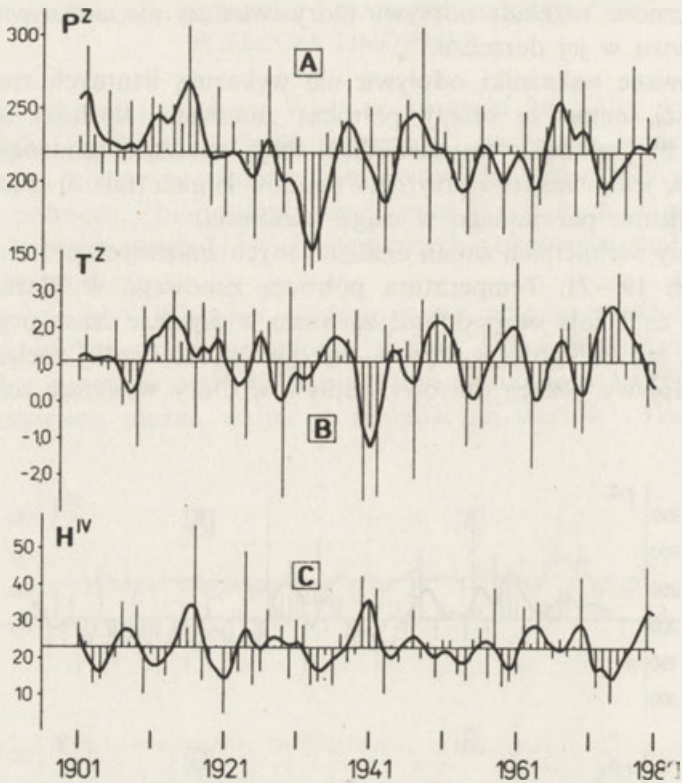


Ryc. 20. Odchylenia od średniej – proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – suma opadów atmosferycznych półrocza zimowego we Wrocławiu; B – średnia temperatura półrocza zimowego we Wrocławiu; C – wskaźnik odpływu marcowego Odry w Gozdzowicach

Deviations from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter in the Odra drainage area (1901–1980)

A – the winter half year precipitation in Wrocław; B – the average winter half-year temperature in Wrocław; C – the April run-off indicator of the Odra at Gozdzowice



Ryc. 21. Odchylenia od średniej – proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w Polsce (okres 1901 – 1980)

A – suma opadów atmosferycznych półrocza zimowego w Polsce; B – średnia temperatura półrocza zimowego w Warszawie;
C – wskaźnik odpływu kwietniowego z obszaru Polski

Deviations from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter for Poland (in 1901 – 1980)

A – the winter half-year precipitation in Poland; B – the average winter half-year temperature in Warsaw; C – the April run-off indicator for Poland

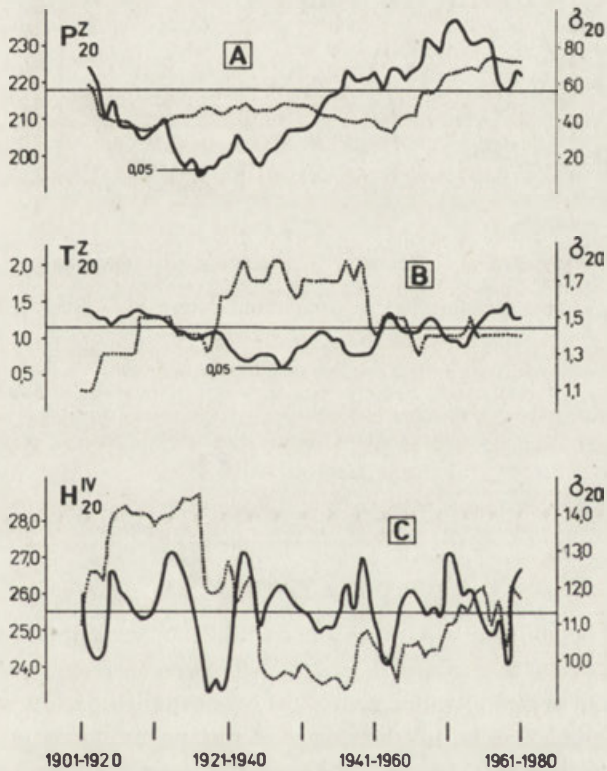
kilkunastoletnie fazy odpływów niższych od średniej rozdzielają roczne lub dwuletnie okresy bardzo wysokich odpływów. W dorzeczu Wisły odchylenia o różnych znakach trwały przeważnie po kilka lat. Poszczególne maksima zaznaczały się tu jednak ostrzej niż w dorzeczu Odry, choć brak jednego, tak wyraźnego, jakie pojawiło się w Odrze w latach 1940–1941 i było efektem istotnej anomalii temperatury.

Porównując anomalie opadów, temperatury i odpływów w poszczególnych latach, a także ich odfiltrowany wieloletni przebieg, można dostrzec podstawową różnicę między zmianami odpływu wiosennego z dorzecza Odry i Wisły. Tkwi ona w sile reakcji na wahnięcia temperatury i sum opadowych półrocza zimowego. W systemie Odry oddziaływanie obu czynników było

zbliżone. Wisła natomiast silniej reagowała na krótkotrwałe fluktuacje temperatury, a zmiany wysokości opadów zaznaczały się słabiej, potęgując tylko lub osłabiając wpływ temperatury.

W skali całego kraju odpływy kwietniowe osiągają maksima w latach 1914–1917, 1940–1942 oraz w latach sześćdziesiątych. Pierwsze z nich wiązać można z istotnym nadmiarem opadów półrocza zimowego, drugie z poważnym ochłodzeniem, wreszcie trzecie – z łącznym oddziaływaniem obu tych czynników na początku i na końcu dekady (ryc. 21).

Zasadniczym wnioskiem płynącym z oceny statystycznej istotności obserwowanych w 80-leciu fluktuacji elementów hydroklimatycznych jest stwierdzenie, że znaczącym, wieloletnim zmianom podlegały w tym okresie opady półrocza zimowego (ryc. 22–27). Zmiany te zaznaczały się szczególnie w serii

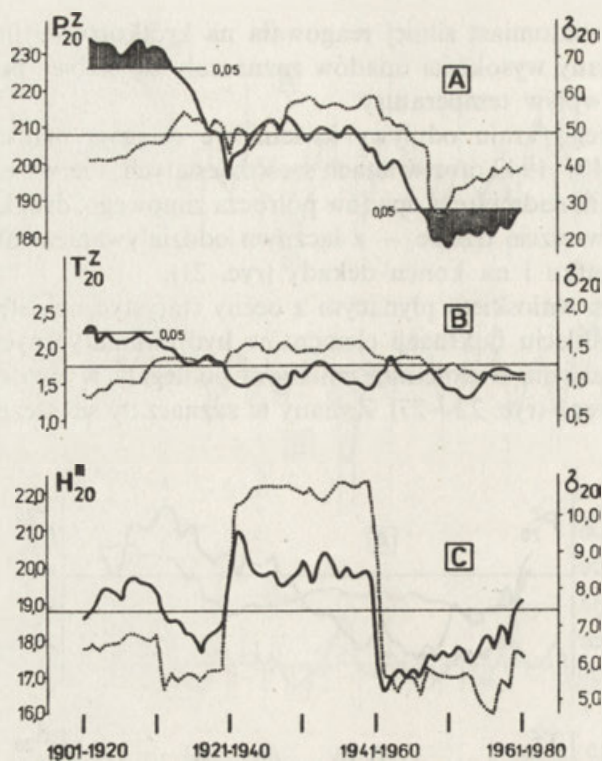


Ryc. 22. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-leciach w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

A – średnie sumy opadów atmosferycznych półrocza zimowego w Warszawie; B – średnie temperatury półrocza zimowego w Warszawie; C – średnie wskaźniki odpływu kwietniowego Wisły w Tczewie. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

The running 20-year averages and standard in running during 20-year periods in the Vistula drainage area (in 1901–1980)

A – the average winter half-year precipitation in Warsaw, B – the average winter half-year temperature in Warsaw, C – the average April run-off indicators of the Vistula at Tczew. The remaining marks as on Fig. 10



Ryc. 23. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-letniach w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – średnie sumy opadów atmosferycznych półrocza zimowego we Wrocławiu; B – średnie temperatury półrocza zimowego we Wrocławiu; C – średnie wskaźniki odpływu marcowego Odry w Gozdowicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

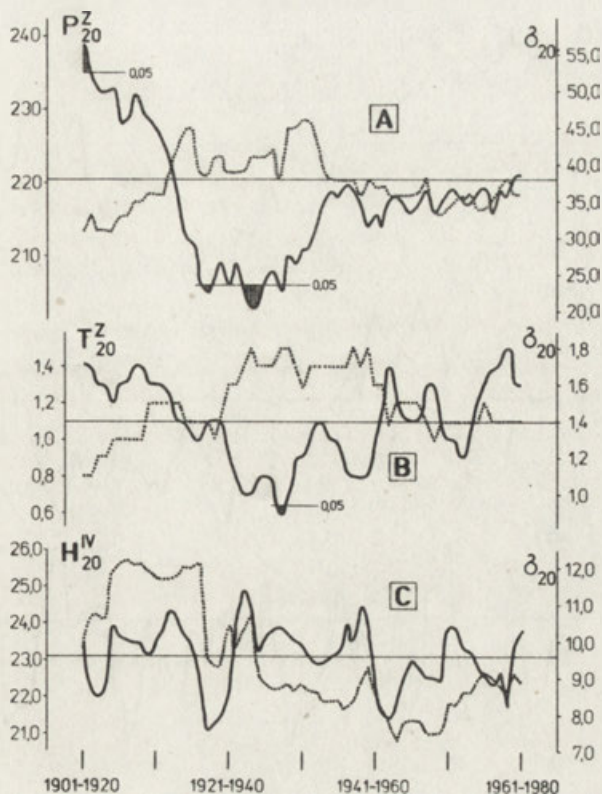
The running 20-year averages and standard in running during 20-year periods in the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – the average winter half-year percipitation in Wrocław; B – the average winter half-year temperature in Wrocław; C – the average March run-off indicators of the Odra at Gozdowice. The remaining marks as on Fig. 10

opadów we Wrocławiu, a w konsekwencji także w serii opadów na obszarze Polski.

Różnice czasu występowania znaczących anomalii opadów we wschodniej i zachodniej części kraju są tak wyraźne, że można mówić o przeciwstawnym biegu opadów, a średnią krajową traktować jedynie jako wypadkową zmian o różnych znakach.

Istotne zmiany opadów w półroczu zimowym nie przyniosły równie znaczących zmian w przebiegu odpływów wiosennych, które są rzeczywiście jedynie „echem” warunków meteorologicznych sezonu zimowego. Na relację między sumą opadów półrocza zimowego a odpływem wiosennym oddziałują przecież rodzaje występujących opadów, ich rozkład w czasie, termin roztopów i wiele innych zjawisk hydrometeorologicznych.



Ryc. 24. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-leciach w Polsce (okres 1901 – 1980)

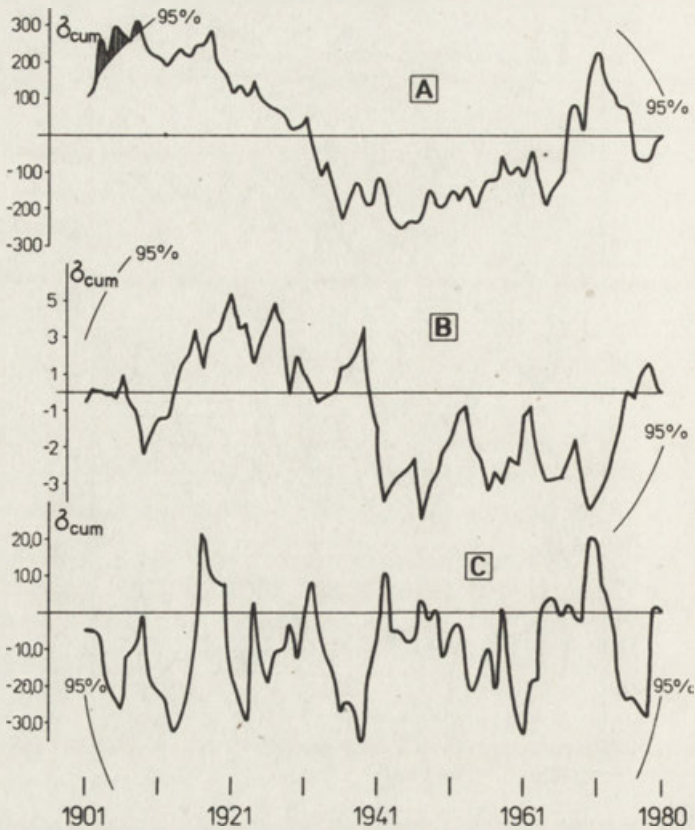
A – średnie sumy opadów atmosferycznych półrocza zimowego w Polsce; B – średnie temperatury półrocza zimowego w Warszawie; C – średnie wskaźniki odpływu kwietniowego z obszaru Polski. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

The running 20-year averages and standard in running during 20-year periods in Poland (in 1901 – 1980)

A – the average winter half-year precipitation in Poland; B – the average winter half-year precipitation in Warsaw; C – the average April run-off indicators for Poland. The remaining marks as on Fig. 10

Porównując średnie dwudziestoletnie i skumulowane odchylenia wartości z poszczególnych lat dostrzegamy jeszcze jedną różnicę klimatycznych uwarunkowań przebiegu odpływu Wisły i Odry. Zmiany opadów w dorzeczu Odry oddziałują na odpływ w skali krótkookresowej, powodując kilkuletnie wahania odpływu. W skali długookresowej poważniejszy wpływ mają fluktuacje warunków termicznych półrocza zimowego. Wisła natomiast reaguje zmianą odpływu na długookresowe fluktuacje opadów, a wpływ wieloletnich tendencji temperatury półrocza zimowego jest prawie niewidoczny.

Podwyższona dyspersja odpływów wiosennych – odchylenia standardowe (ryc. 22–24) towarzyszy przeważnie wysokim odpływom, ale w ciągu całego osiemdziesięciolecia zmienność odpływów wiosennych z obszaru Polski (ryc. 24)



Ryc. 25. Skumulowane odchylenia od średniej w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane zimowych sum opadu w Warszawie; B – odchylenia kumulowane średnich temperatur zimy w Warszawie; C – odchylenia kumulowane kwietniowych wskaźników odpływu Wisły w Tczewie. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

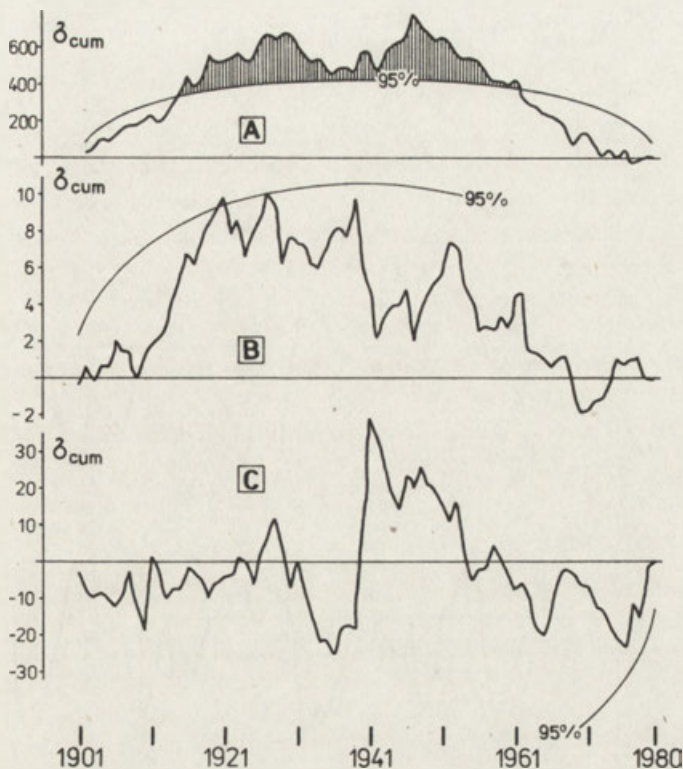
Cummulated deviations from the average for the Vistula drainage area (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of winter precipitation in Warsaw; B – cummulated deviations of average winter temperatures in Warsaw; C – cummulated deviations of April run-off indicators of the Vistula at Tczew. The remaining marks as on Fig. 13

wykazuje tendencję malejącą. Można się tu dopatrywać związku ze wzrostem liczby zbiorników retencyjnych przechwytyjących nadmiar odpływu wiosennego i redukujących przez to jego zmienność.

Wyniki poszukiwania cyklicznych składowych zmienności poszczególnych charakterystyk hydroklimatycznych, które jak wszędzie wykonano metodą analizy widmowej, przedstawia poniższe zestawienie:

– w dorzeczu Wisły opady półrocza zimowego przejawiają tendencję do cykliczności o okresie 2,5- i 11,3-letnim; temperatura (seria warszawska) ma okresowość 2,3 i tendencję do 8-letniej; odpływy kwietniowe charakteryzują cykl 8-letni i tendencja do formowania się cyklu 3- i 2,5-letniego;



Ryc. 26. Skumulowane odchylenia od średniej w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane zimowych sum opadu we Wrocławiu; B – odchylenia kumulowane średnich temperatur zimy we Wrocławiu; C – odchylenia kumulowane marcowych wskaźników odpływu Odry w Gozdowicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

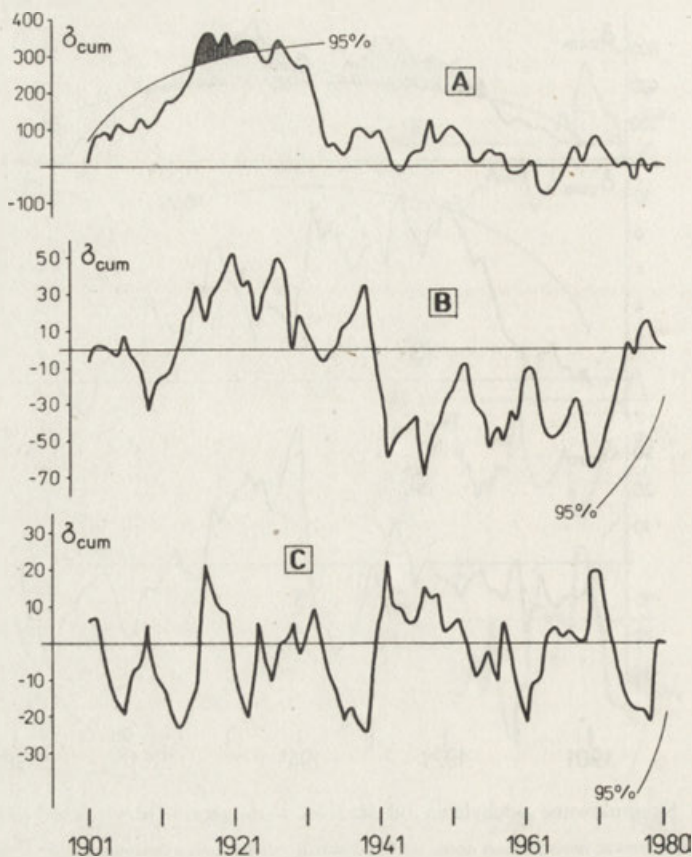
Cummulated deviations from the average for the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of winter precipitation in Wrocław; B – cummulated deviations of average winter temperatures in Wrocław; C – cummulated deviations of March run-off indicators of the Odra at Gozdowice. The remaining marks as on Fig. 13

– w dorzeczu Odry opady sezonu zimowego mają rytm 3,4–3,6-letni, temperatura 2,3-letni i zaznaczony w postaci tendencji cykl 8-letni; odpływy natomiast wykazują cykliczność 5-letnią i tendencję do okresowości 4,2-letniej;

– średnie opady półrocza zimowego na obszarze Polski posiadają cykliczne składowe o okresach 9 i 5 lat, odpływy 8 lat; ponadto w serii opadów dostrzegamy tendencję do formowania się rytmu 3,6-letniego, a w odpływach 2,5-letniego.

Na podstawie analizy widmowej można twierdzić, iż 8-letni rytm zmian odpływu kwietniowego w dorzeczu Wisły pozostaje w bezpośrednim związku z 8-letnimi wahaniami temperatury półrocza zimowego. Z drugiej strony wszystkie zmienne z dorzecza Wisły wykazują tendencję do okresowości 2–3-letniej. W dorzeczu Odry powiązań takich nie można zaobserwować;



Ryc. 27. Skumulowane odchylenia od średniej w Polsce (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane zimowych sum opadu w Polsce; B – odchylenia kumulowane średnich temperatur zimy w Warszawie; C – odchylenia kumulowane kwietniowych wskaźników odpływu z obszaru Polski. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

Cummulated deviations from the average in Poland (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of winter precipitation in Poland; B – cummulated deviations of average winter temperature in Warsaw; C – cummulated deviations of April run-off indicators for Poland. The remaining marks as on Fig. 13

zaznaczają się one raczej w postaci nieregularnych fluktuacji długookresowych, których analiza spektralna nie pozwala wychwycić.

Znamienny, jak się wydaje, jest 11-letni cykl opadów półrocza zimowego, przemawiający za przyjęciem hipotezy o klimatycznym znaczeniu aktywności słonecznej.

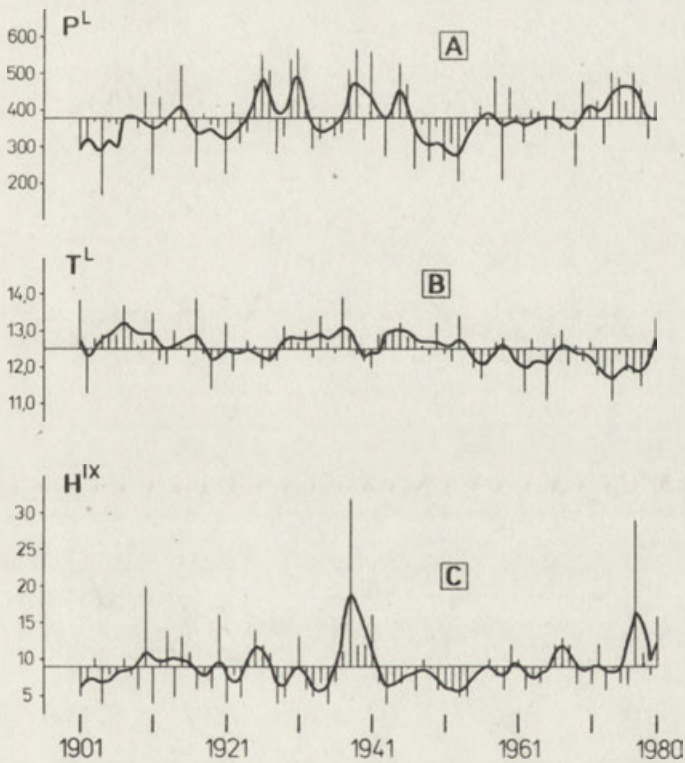
NIŻÓWKI JESIENNE I WARUNKI KLIMATYCZNE PÓŁROCZA LETNIEGO

Średnie wskaźniki odpływu we wrześniu traktujemy jako charakterystykę przypadających przeważnie na wrzesień, odpływów niżówkowych i rozpatrujemy na tle warunków klimatycznych półrocza letniego (maj–październik).

Zmienność odpływu wrześniowego Odry (współczynnik zmienności 52%)

jest istotnie większa od zmienności odpływu Wisły — 43% (tab. 5). Rozkład odpływów wrzesniowych Odry charakteryzuje się ponadto silną leptokurtycznością ($ex = 10,4$). Znaczące są trendy liniowe, które dla szeregów odpływów Odry osiągają 0,02 mm/rok, a w serii opadów letnich we Wrocławiu 0,58 mm/rok. Jeżeli przyjmemy, że rozkład przyrostu opadów jest równomierny w każdym miesiącu półrocza letniego, to około 22% wrzesniowego przyrostu opadu wyprowadzane jest ze zlewni w postaci przyrostu odpływu. Wartość ta jest porównywalna z przeciętnym współczynnikiem odpływu dorzecza Odry. Wobec przewagi odpływu podziemnego w okresie jesieni, można wysunąć tezę, że przyrost odpływu następuje głównie w formie odpływu podziemnego.

Odpływy wrzesniowe w obu zlewniach nie wykazują bezwładności typowej dla stanów retencji wód podziemnych. Nie zaznacza się również tendencja do



Ryc. 28. Odchylenia od średniej — proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w dorzeczu Wisły (okres 1901—1980)

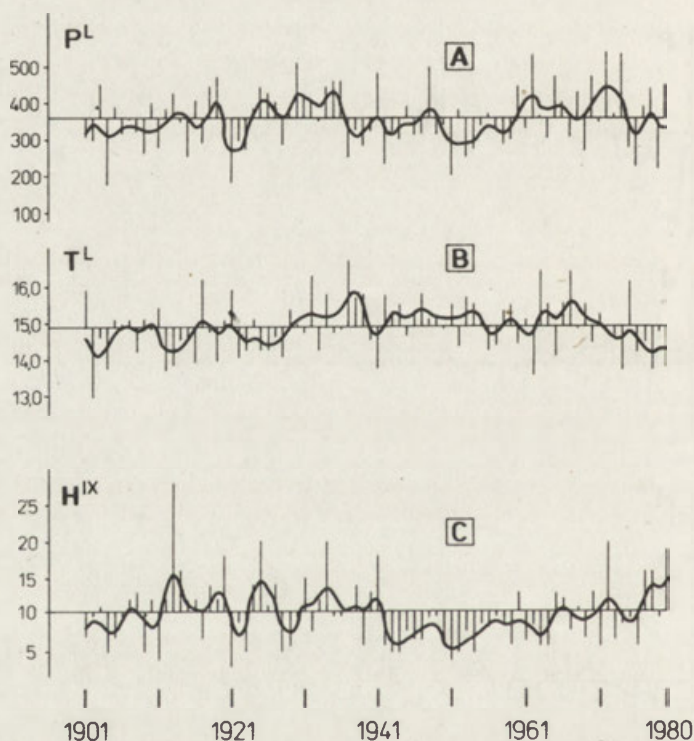
A — suma opadów atmosferycznych półrocza letniego w Warszawie; B — średnia temperatura półrocza letniego w Warszawie;
C — wskaźnik odpływu wrzesniowego Wisły w Tczewie

Deviations from the average — simple and smoothed with binomial 5-year filter in the Vistula drainage area (in 1901—1980)

A — the summer half-year precipitation in Warsaw; B — the average summer half-year temperature in Warsaw; C — the September run-off of the Vistula at Tczew

grupowania się serii lat z głębokimi niżówkami jesiennymi. Rytm zmian zasilania obu systemów wodami podziemnymi jest więc zgodny z rocznym rytmem odpływu całkowitego, lub inaczej – wody podziemne w cyklu rocznym są w pełni odnawiane.

W osiemdziesięcioletnim przebiegu rozpatrywanych charakterystyk półroczna letniego (ryc. 28–30), oprócz powtarzających się kilkuletnich fluktuacji można zaobserwować interesujące tendencje, które pojawiły się w latach trzydziestych i na początku lat czterdziestych, a także przy końcu badanego wielolecia. Czas, w którym wystąpiły jest inny w dorzeczu Wisły i w dorzeczu Odry, a różnice dotyczą właściwie wszystkich badanych elementów hydroklimatycznych. Najwyraźniej są one widoczne w latach 1942–1963, czyli w okresie głębokich niżówek jesiennych charakterystycznych dla obu dorzeczy

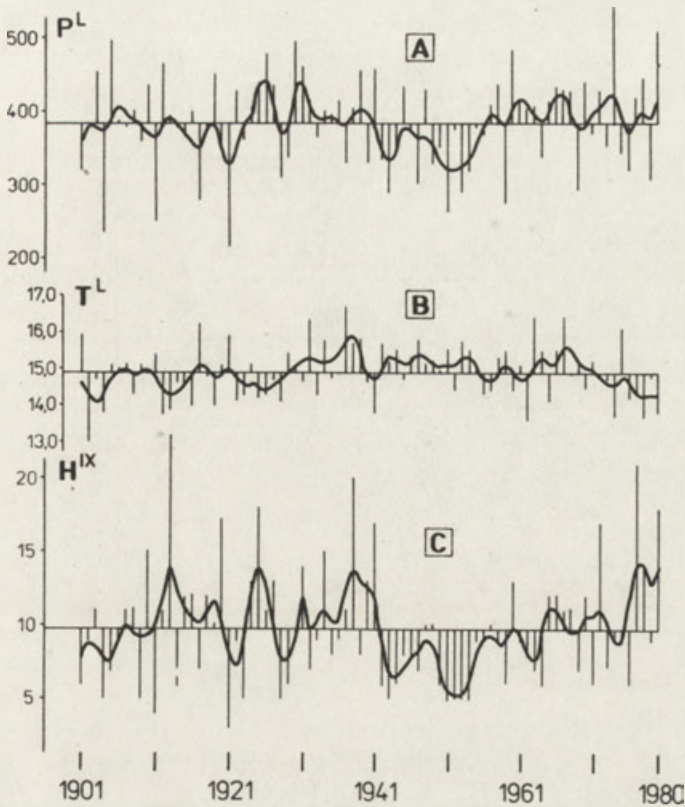


Ryc. 29. Odchylenia od średniej – proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – suma opadów atmosferycznych półroczna letniego we Wrocławiu; B – średnia temperatura półroczna letniego we Wrocławiu;
C – wskaźnik odpływu wrześniowego Odry w Gozdowicach

Deviations from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter in the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – the summer half-year precipitation in Wrocław; B – the average summer half-year temperature in Wrocław; C – the September run-off indicator of the Odra at Gozdowice



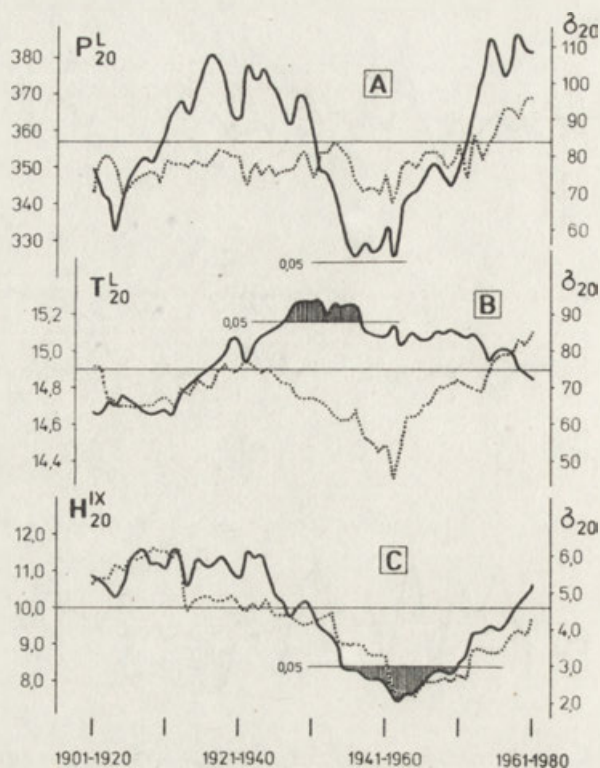
Ryc. 30. Odchylenia od średniej -- proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w Polsce (okres 1901–1980)

A – suma opadów atmosferycznych półrocza letniego w Polsce; B – średnia temperatura półrocza letniego w Warszawie; C – wskaźnik odpływu wrześniowego z obszaru Polski

Deviations from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter in Poland (in 1901–1980)

A – the summer half-year precipitation in Poland; B – the average summer half-year temperature in Warsaw; C – the September run-off indicators for Poland

(ryc. 30). Zmiany te ujawniają się jeszcze bardziej na wykresach średnich ruchomych (ryc. 31 – 33). Należy tu zwrócić uwagę na relację między opadami, temperaturą i odpływem, rysującą się w analizowanym wieloleciu np. charakterystyki dorzecza Wisły, których zmiany świadczą m.in. o dużej bezwładności odpływu wrześniowego w stosunku do wieloletnich zmian opadów półrocza letniego. Bezwładność tę można zauważyć choćby w przebiegu anomalii odpływów i opadów na przełomie lat trzydziestych, czterdziestych oraz na początku lat sześćdziesiątych. Widoczna jest także zbieżność odpływów wrześniowych ze średnią temperaturą półrocza letniego: przyrost odpływu w końcu



Ryc. 31. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-letniach w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

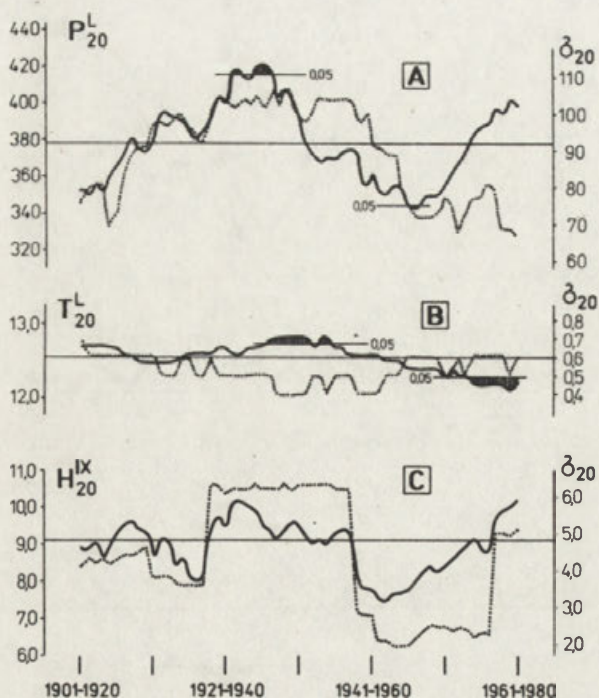
A – średnie sumy opadów atmosferycznych półrocza letniego w Warszawie; B – średnia temperatura półrocza letniego w Warszawie; C – średnie wskaźniki odpływu wrzesniowego Wisły w Tezewie. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10.

Running 20-year averages and standard deviations in running the 20-year periods in the Vistula drainage area (in 1901–1980)

A – the average precipitation of the summer half-year in Warsaw; B – the average summer half-year temperature in Warsaw; C – the average September run-off indicators for the Vistula at Tezów. The remaining marks as in Fig. 10.

lat siedemdziesiątych albo głęboka niżówka początku lat sześćdziesiątych, zaznaczona mimo istotnej dodatniej anomalii opadów. Podobne przejawy związków między elementami klimatycznymi i odpływem występują w dorzeczu Odry.

Analizowane charakterystyki hydroklimatyczne półrocza letniego wykazywały w większości przypadków istotne statystycznie fluktuacje. Świadczą o tym oceny istotności odchylen średnich ruchomych (ryc. 31–33) i wielkości odchylen skumulowanych (ryc. 34–36). Na ich podstawie można postawić wniosek, że odpływy wrzesniowe Wisły silniej od odpływów Odry reagowały na zachodzące zmiany warunków klimatycznych – zmiany temperatury



Ryc. 32. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-letniach w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

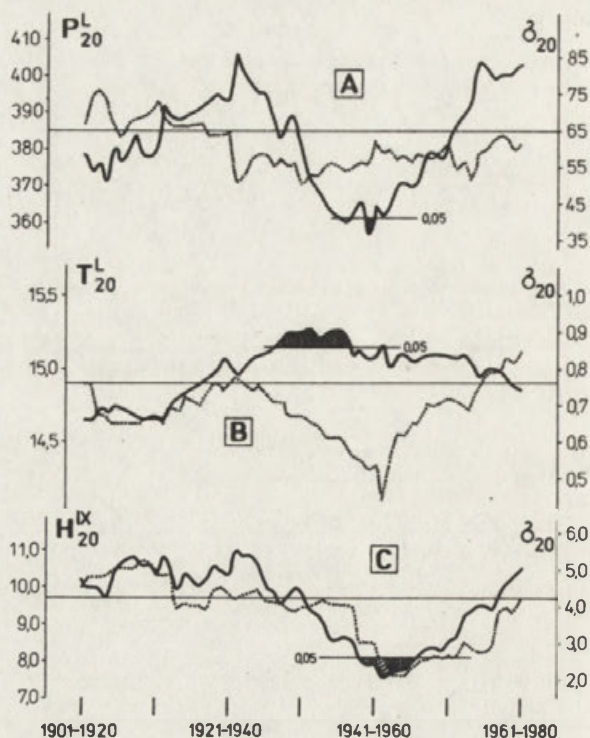
A – średnie sumy opadów atmosferycznych półrocza letniego we Wrocławiu; B – średnie temperatury półrocza letniego we Wrocławiu; C – średnie wskaźniki odpływu wrześniowego Odry w Gozdowicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

Running 20-year averages and standard in running during 20-year periods in the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – the average precipitation of the summer half-year in Wrocław; B – the average summer half-year temperature in Wrocław; C – the average September run-off indicators for the Odra at Gozdowice. The remaining marks as on Fig. 10

półrocza letniego miały decydujący wpływ na formowanie się fluktuacji odpływu. Należy również dodać, że temperatura półrocza letniego podlegała w badanym osiemdziesięcioleciu istotnym fluktuacjom, wyznaczającym fazy kontynentalizacji i oceanizacji klimatu.

W świetle przedstawionych wykresów (ryc. 31–33) jasno rysują się przyczyny stwierdzonego głębokiego zmniejszenia odpływów wrześniowych w latach pięćdziesiątych i sześćdziesiątych. Faza ta zaznaczyła się przede wszystkim w dorzeczu Wisły. Z ryciny 31 wynika, że wystąpiła charakterystyczna sekwencja zmian poszczególnych elementów: przyrost temperatury, osiągający rozmiary znaczącej, wieloletniej anomalii, malejąca tendencja opadów i w rezultacie, opóźniona o około 10 lat wyraźna anomalia odpływu. Ponadto w dwudziestolecie 1942–1961 zarówno opady, jak i temperatury



Ryc. 33. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-leciach w Polsce (okres 1901 – 1980)

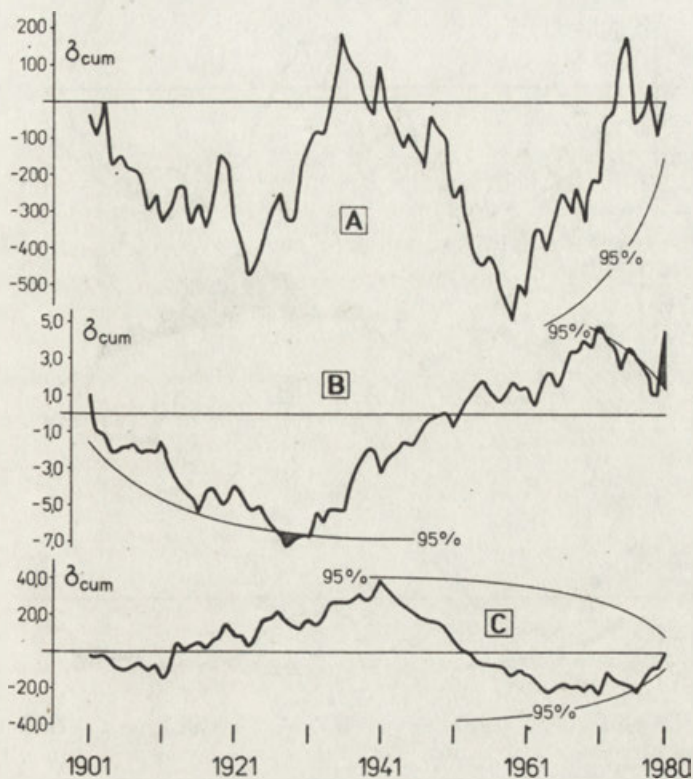
A – średnie sumy opadów atmosferycznych półrocza letniego w Polsce; B – średnie temperatury półrocza letniego w Warszawie; C – średnie wskaźniki odpływu wrzesniowego z obszaru Polski. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

Running 20-year averages and standard in running during 20-year periods in Poland

A – the average summer half-year precipitation in Poland; B – the average summer half-year precipitation in Warsaw; C – the average September run-off indicators for Poland. The remaining marks as on Fig. 10

charakteryzowały się skrajnie małą zmiennością. Lata były zatem ciepłe i suche, a dodatkowo cechy te wykazywały znaczną stabilność. Ten splot niekorzystnych zdarzeń klimatycznych dał w efekcie „niżówkę”, która była na tyle głęboka, iż późniejsza odbudowa zasobów wodnych trwała ponad 10 lat.

Bardzo czytelnie prezentuje się także wpływ zmian opadów i temperatury na odpływ wrzesniowy w świetle prezentowanych wykresów odchylen skumulowanych (ryc. 34 – 36). Rola trwającej od końca lat trzydziestych do końca lat pięćdziesiątych przewagi suchych półroczy letnich w Polsce została jeszcze wzmocniona utrzymującymi się dodatnimi anomaliami temperatury. W efekcie spowodowało to uformowanie się serii o bardzo niskich odpływach jesiennych



Ryc. 34. Skumulowane odchylenia od średniej w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane letnich sum opadów atmosferycznych w Warszawie; B – odchylenia kumulowane średnich temperatur lata w Warszawie; C – odchylenia kumulowane wrześniowych wskaźników odpływu Wisły w Tczewie. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

Cummulated deviations from the average for the Vistula drainage area (in 1901–1980)

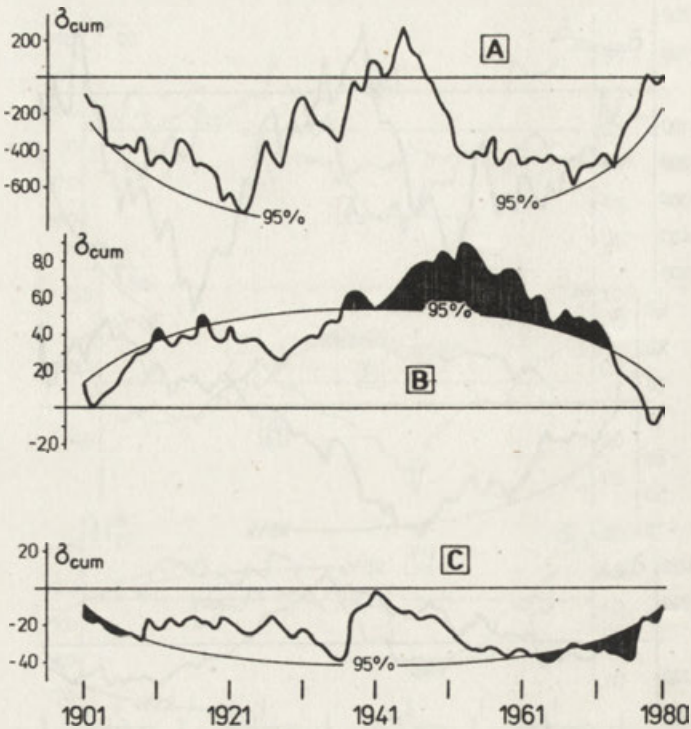
A – cumulated deviations of summer precipitation in Warsaw; B – cumulated deviations of average summer temperatures in Warsaw; C – cumulated deviations of September run-off indicators for the Vistula at Tczew. The remaining marks as on Fig. 13

w latach sześćdziesiątych i siedemdziesiątych (ryc. 36). Należy podkreślić, że znaczące statystycznie rozmiary osiągały w tym przypadku anomalie termiczne i anomalie odpływu wrześniowego.

Poszukiwania okresowości w czasowym przebiegu elementów hydroklimatycznych półroczia letniego doprowadziły do ustalenia następujących okresów w ich widmie.

– w dorzeczu Wisły: 2-letni okres zmian opadów, 2- i 8-letni okres zmian temperatury oraz tendencje do okresowości 2,4- i 80-letniej odpływu wrześniowego;

– w dorzeczu Odry: tendencje do 3,2-, 16- i 40-letniego rytmu zmian



Ryc. 35. Skumulowane odchylenia od średniej w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane letnich sum opadów atmosferycznych we Wrocławiu; B – odchylenia kumulowane średnich temperatur lata we Wrocławiu; C – odchylenia kumulowane wrześniowych wskaźników odpływu Odry w Gozdwicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

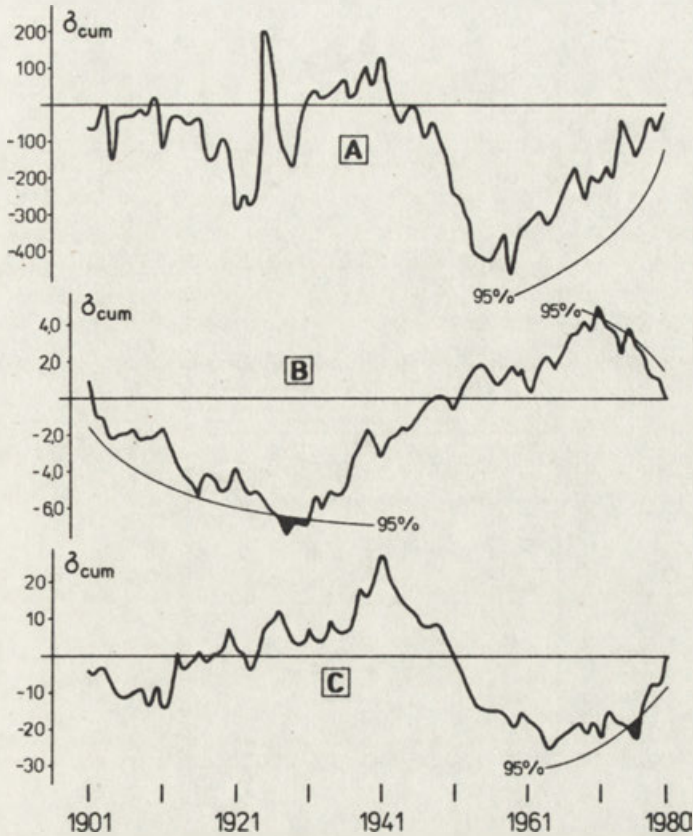
Cummulated deviations from the average for the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of summer precipitation in Wrocław; B – cummulated deviations of average summer precipitation in Wrocław; C – cummulated deviations of September run-off indicators for the Odra at Gozdwicah. The remaining marks as on Fig. 13

opadów, 3,3 i 4,2-letni cykl zmian temperatury, a także słabo zaznaczony 10-letni rytm zmian odpływu wrześniowego;

– na obszarze Polski: 2- i 3,2-letni cykl zmian opadów oraz tendencje do formowania się rytmu 2,4-letniego opadów i odpływów.

Należy dodać, iż najsilniej zaznaczonym rytmem jest ośmioletni cykl zmian temperatury w Warszawie. Nie znajduje on jednak odbicia w odpowiednim rytmie zmian odpływów, z czego można wnosić, że związki odpływów jesiennych z temperaturą lata dotyczą nieregularnych, wieloletnich fluktuacji.



Ryc. 36. Skumulowane odchylenia od średniej w Polsce (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane letnich sum opadów w Polsce; B – odchylenia kumulowane średnich temperatur lata w Warszawie; C – odchylenia kumulowane wrześniowych wskaźników odpływu z obszaru Polski. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

Cummulated deviations from the average in Poland (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of summer precipitation in Poland; B – cummulated deviations of average summer temperatures in Warsaw; C – cummulated deviations of September run-off indicators for Poland. The remaining marks as on Fig. 13

ZMIANY SEZONOWEGO ZRÓŻNICOWANIA OPADÓW, ODPLYWÓW I TEMPERATURY

Zmiany, którym podlegały cechy przebiegu rocznego elementów hydroklimatycznych w ciągu badanego osiemdziesięciolecia, scharakteryzowano na podstawie szeregów czasowych wskaźnika koncentracji opadów, wskaźnika koncentracji odpływów oraz amplitudy temperatury. Wskaźniki te, ściśle powiązane z sezonowym zróżnicowaniem poszczególnych elementów, odzwierciedlają stopień kontynentalizmu klimatycznego i cechy reżimu odpływu rzeczno-

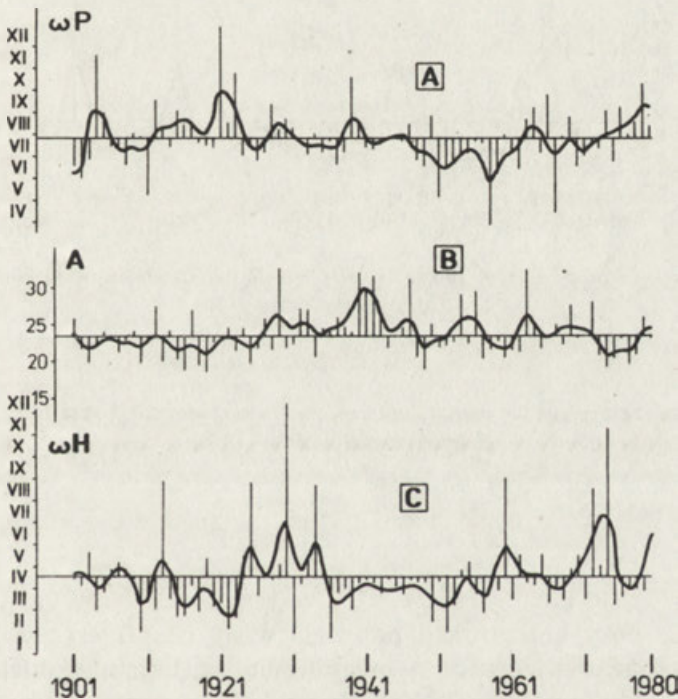
Tabela 6

Miary szeregów czasowych okresu 1901–1980 (pora koncentracji)

Szereg	Średnia		max-min	Dyspersja				Rozkład	Trend <i>t</i>	Autokorelacja				
	μ	<i>bs</i>		σ	<i>a</i>	<i>ku</i>	<i>ex</i>			<i>R</i> (1)	<i>R</i> (2)	<i>R</i> (3)	<i>R</i> (4)	
Odra	<i>H</i>	92	7,71	350–8	68,9	2,33	8,67	5,67	<i>sk</i>	0	–0,04	–0,08	0,20	–0,03
	<i>P</i>	191	4,41	315–11	39,5	–1,17	8,58	5,58	<i>sk</i>	0	–0,06	–0,08	0,01	0,00
	<i>A_T</i>	21,6	0,36	32,4–17,0	3,20	1,12	4,20	1,20	<i>sk</i>	0	0,07	–0,03	0,06	–0,03
Wisła	<i>H</i>	106	6,61	346–23	59,2	1,93	7,20	4,20	<i>sk</i>	+ ^x	–0,06	0,06	–0,15	0,09
	<i>P</i>	203	4,63	354–87	41,1	0,51	5,17	2,17	<i>sk</i>	– ^x	0,03	0,05	0,03	–0,05
	<i>A_T</i>	23,6	6,66	32,6–18,8	3,27	0,97	3,51	0,51	<i>sk</i>	0	0,04	0,03	0,13	0,01
Polska	<i>H</i>	101	6,66	334–4	59,6	1,96	7,36	4,36	<i>sk</i>	+ ^x	–0,04	0,06	–0,19	0,09
	<i>P</i>	204	3,46	335–67	30,9	0,21	10,13	7,13	<i>sk</i>	0	–0,14	0,05	0,04	0,01

Objaśnienia: *H* – wskaźnik pory koncentracji odpływu; *P* – wskaźnik pory koncentracji opadu; *A_T* – roczna amplituda temperatury; pozostałe oznaczenia jak w tabeli 3.

Porównanie statystyk zamieszczonych w tabeli 6 pozwala zauważyć pewną zgodność przeciętnego terminu koncentracji opadów i odpływów. W dorzeczu Odry pojawiają się one wcześniej i choć wskaźnik koncentracji opadu wykazuje dość luźny związek z miarą koncentracji odpływu, to potwierdzenie znajduje teza o bardziej oceanicznym reżimie odpływu Odry z wyraźniej zaznaczającymi się wezbrzeniami późnojesiennymi i zimowymi oraz wcześniejszą porą roztopów. Przy zbliżonej zmienności wskaźników pory koncentracji opadów w seriach: warszawskiej i wrocławskiej (ok. 20%), zmienność pory koncentracji odpływu Odry jest zdecydowanie wyższa (75% wobec 55% dla Wisły). Świadczy to o bardzo zmiennym terminie pojawiania się maksymalnych odpływów Odry. Rozkład pory koncentracji opadów we Wrocławiu ma wyraźną asymetrię ujemną. Oznacza to, iż w systemie Odry maksima opadów występują niekiedy w okresie zimowym, a nawet wiosennym; to jest zaś jednym z powodów wykazanej powyżej wcześniejszej pory koncentracji odpływu Odry.

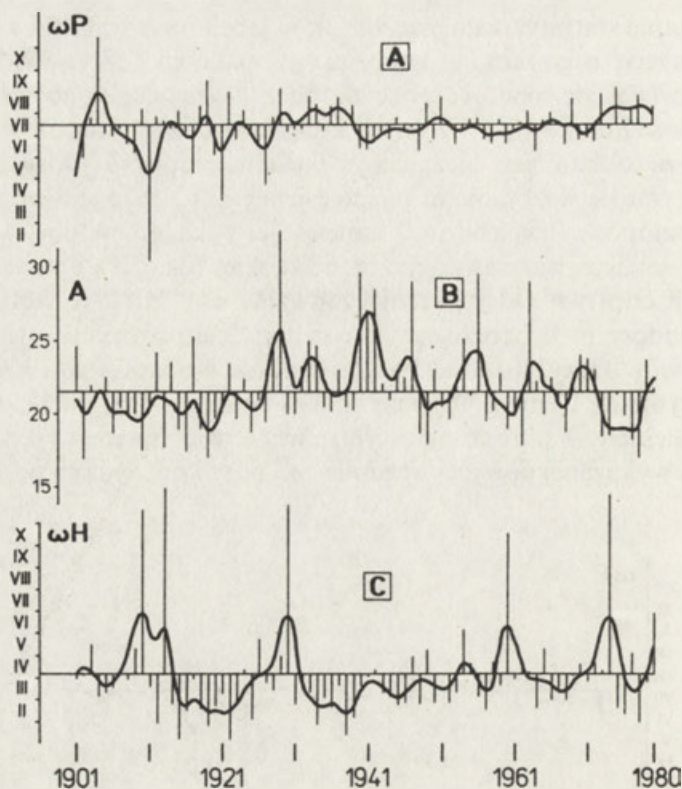


Ryc. 37. Odchylenia od średniej – proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

A – pora koncentracji opadów atmosferycznych w Warszawie; B – roczna amplituda temperatury w Warszawie; C – pora koncentracji odpływu Wisły w Tczewie

Deviations from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter for the Vistula drainage area (in 1901–1980)

A – precipitation concentration time in Warsaw; B – annual temperature amplitude in Warsaw; C – run-off concentration time of the Vistula at Tczew



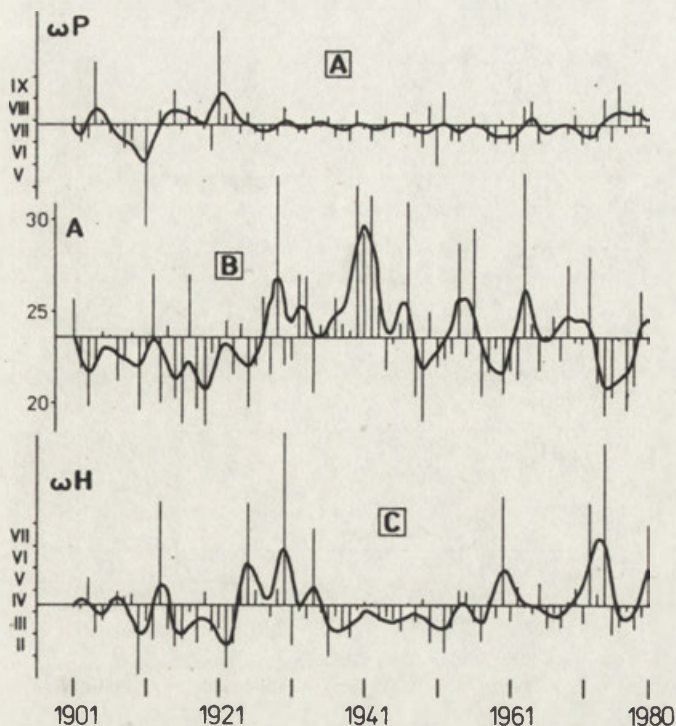
Ryc. 38. Odchylenia od średniej – proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – pora koncentracji opadów atmosferycznych we Wrocławiu; B – roczna amplituda temperatury we Wrocławiu; C – pora koncentracji odpływu Odry w Gozdowicach

Deviations from the average – simple and smoothed with binomial 5-year filter for the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – precipitation concentration time in Wrocław; B – annual temperature amplitude in Wrocław; C – run-off concentration time of the Odra at Gozdowice

Wskaźnik pory koncentracji odpływu Wisły charakteryzuje się istotną tendencją rosnącą, świadczącą o przesuwaniu się terminów maksymalnego odpływu w kierunku miesięcy letnich. Równoległe występuje ujemna tendencja zmian pory koncentracji opadów w Warszawie. Zmiany te sugerują wzrost znaczenia wezbrań letnich, a zatem pogłębianie się złożoności reżimu odpływu Wisły. Zjawiska te mają niewątpliwie uwarunkowania klimatyczne, ale zmiany reżimu rzecznego można by również powiązać z rolą powstających zbiorników retencyjnych, które przechwytyują falę wezbrań wiosennych, a przez to opóźniają odpływ kulminacyjny. Dodatni trend wskaźnika pory koncentracji



Ryc. 39. Odchylenia od średniej — proste i wygładzone filtrem dwumianowym 5-letnim w Polsce (okres 1901 — 1980)

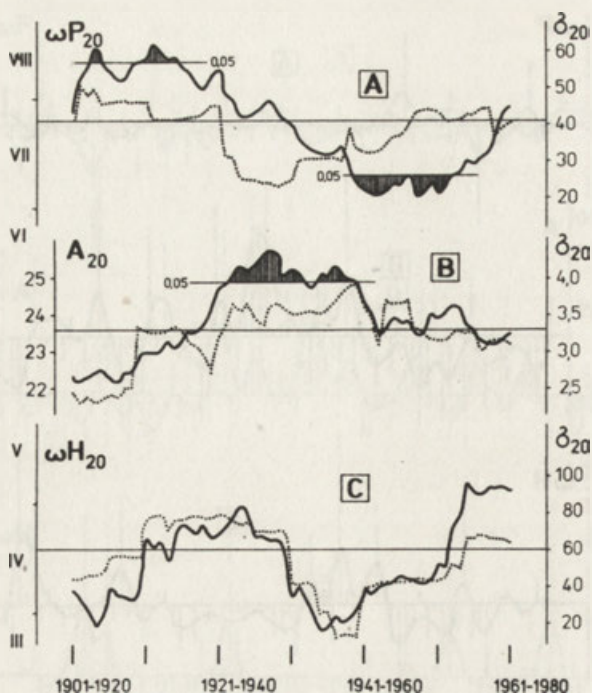
A — pora koncentracji opadów atmosferycznych w Polsce; B — roczna amplituda temperatury w Warszawie; C — pora koncentracji odpływu z obszaru Polski

Deviations from the average — simple and smoothed with binomial 5-year filter in Poland (in 1901 — 1980)

A — precipitation concentration time in Poland; B — annual temperature amplitude in Warsaw; C — run-off concentration time in Poland

odpływu — opóźnienie wezbrań — właściwy jest również w odniesieniu do całej Polski.

W czasowych zmianach pory koncentracji opadów i odpływów (ryc. 37 — 39) zauważyć można odbicie zachodzących w bieżącym stuleciu fluktuacji kontynentalizmu klimatu, uznanych już wcześniej za przewodnią cechę współczesnych zmian klimatycznych w Polsce. Występują one najwyraźniej w dorzeczu Wisły. Najpóźniejszy, „oceaniczny” termin koncentracji opadów w Warszawie zanotowano w 1921 r., najpóźniejsza koncentracja odpływu Wisły przypada na 1930 r. Potem, zwłaszcza w latach czterdziestych i pięćdziesiątych, rozwijają się kontynentalne cechy reżimu opadowego oraz reżimu odpływów. Najwcześniejszy termin koncentracji opadów pojawia się w 1958 r., a koncen-



Ryc. 40. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenie standardowe w 20-letnich w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

A – przeciętna pora koncentracji opadów atmosferycznych w Warszawie; B – średnia amplituda temperatury w Warszawie; C – przeciętna pora koncentracji odpływu Wisły w Tczewie. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

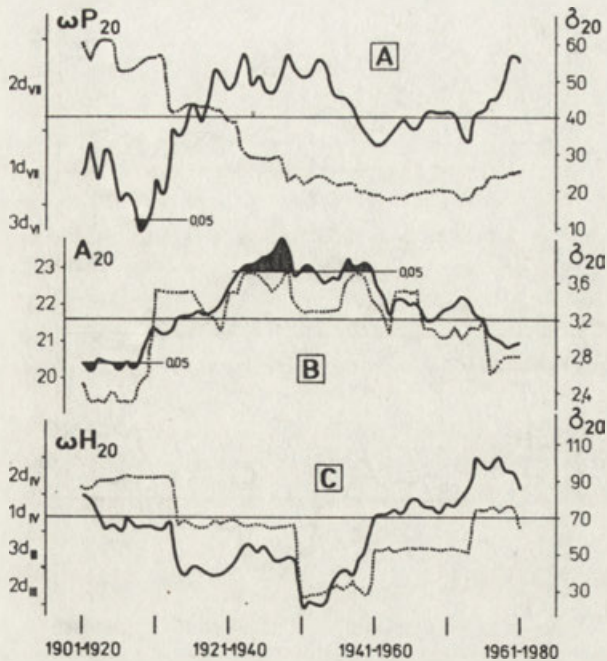
Running 20-year averages and standard in running during 20-year periods in the Vistula drainage area (in 1901–1980)

A – the average precipitation concentration time in Warsaw; B – the average run-off temperature amplitude in Warsaw; C – the average run-off concentration time of the Vistula at Tczew. The remaining marks as on Fig. 10

tracja odpływu przez cały okres 1936–1953 utrzymuje się na poziomie nieco poniżej średniej, a więc ma również charakter „kontynentalny”.

Okres 1929–1963 trzeba uznać za epokę kontynentalizmu termicznego – świadczą o tym znaczne amplitudy temperatury w Warszawie (ryc. 37). Podobny wniosek nasuwa się przy analizie zmian charakteryzujących reżim opadowy i rzeczny w skali całego kraju (ryc. 39).

Średnie ruchome oraz odchylenia skumulowane wskaźników koncentracji i amplitudy temperatury (ryc. 40–45) ukazują jeszcze wyraźniej opisane powyżej fazy (epoki) kontynentalizacji i oceanizacji klimatu oraz reżimu rzeczno. Okazuje się jednak, że znaczące fluktuacje dotyczą jedynie amplitudy temperatury w Warszawie i koncentracji opadów w dorzeczu Wisły. Odpływy zaś, które wykazywały większą niż opady zmienność swych wartości



Ryc. 41. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-letnich w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – przeciętna pora koncentracji opadów atmosferycznych we Wrocławiu; B – średnie amplitudy temperatury we Wrocławiu; C – przeciętna pora koncentracji odpływu Odry w Gozdowicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

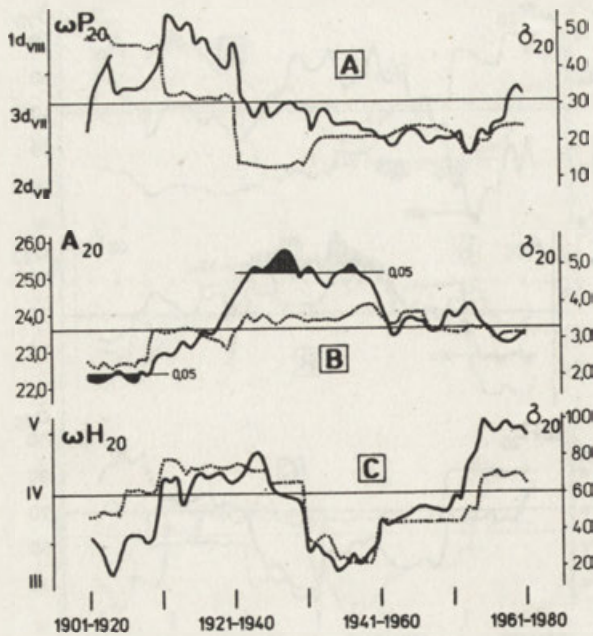
Running 20-year averages and standard in running during 20-year periods in the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – the average precipitation concentration time in Warsaw; B – the average temperature amplitude in Wrocław; C – the average run-off concentration time of the Odra at Gozdowice. The remaining marks as on Fig. 10

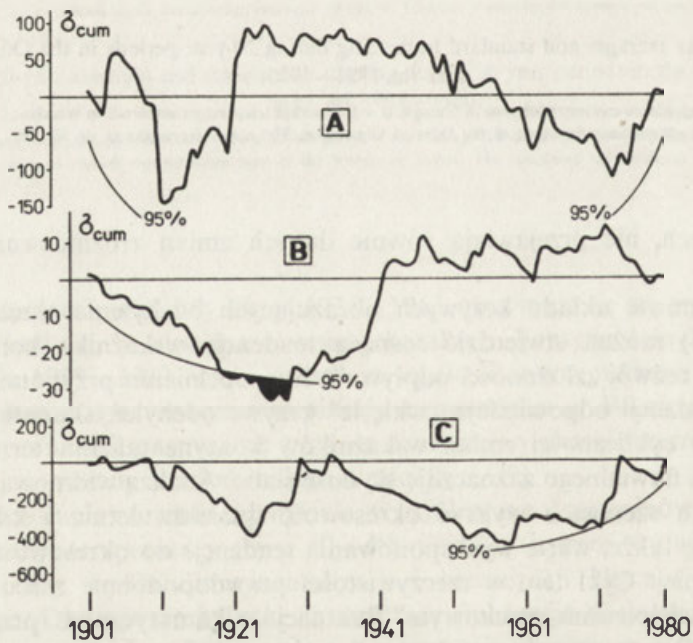
bezwzględnych, nie przejawiają równie dużych zmian zróżnicowania sezonowego.

Na podstawie układu krzywych obrazujących odchylenia skumulowane (ryc. 43–45) można stwierdzić rosnącą tendencję wskaźnika koncentracji odpływu – rozwój „złożoności odpływu”. W uzupełnieniu przypominamy, że rosnącej tendencji odpowiadają „wklęsłe” krzywe odchyżeń skumulowanych.

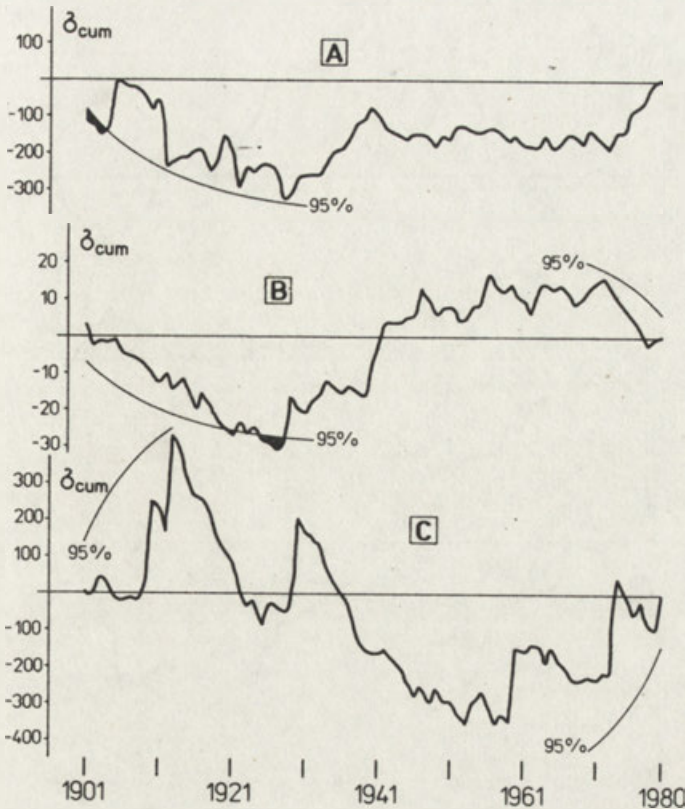
Przejawy cykliczności zmian wskaźników kontynentalizmu termicznego, opadowego i fluwialnego zaznaczają się dość słabo. Analiza widmowa pozwala w niektórych szeregach wykryć okresowość quasi-dwuletnią i kilkuletnią. Pojawiają się także, warte wyeksponowania tendencje do okresowości osiemdziesięcioletniej. Cykl ten, w rzeczywistości prawdopodobnie nieco krótszy, odpowiada wieloletnim „wiekowym” fluktuacjom klimatycznym, przejawiającym się w Polsce charakterystycznymi zmianami stopnia kontynentalizmu klimatu.



Ryc. 42.



Ryc. 43.



Ryc. 44. Skumulowane odchylenia od średniej w dorzeczu Odry (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane miary koncentracji opadu we Wrocławiu; B – odchylenia kumulowane amplitud temperatury we Wrocławiu; C – odchylenia kumulowane miary koncentracji odpływu Odry w Gozdowicach. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

Cummulated deviations from the average in the Odra drainage area (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of the precipitation concentration measure in Wrocław; B – cummulated deviations of temperature amplitudes in Warsaw; C – cummulated deviations of the run-off concentration measure of the Odra at Gozdowice. The remaining marks as on Fig. 13

Ryc. 42. Średnie ruchome 20-letnie i odchylenia standardowe w 20-leciach w Polsce (okres 1901–1980)

A – przeciętna pora koncentracji opadów w Polsce; B – średnie amplitudy temperatury w Warszawie; C – przeciętna pora koncentracji odpływu z obszaru Polski. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 10

Running 20-year averages and standard in running during 20-year periods in Poland (in 1901–1980)

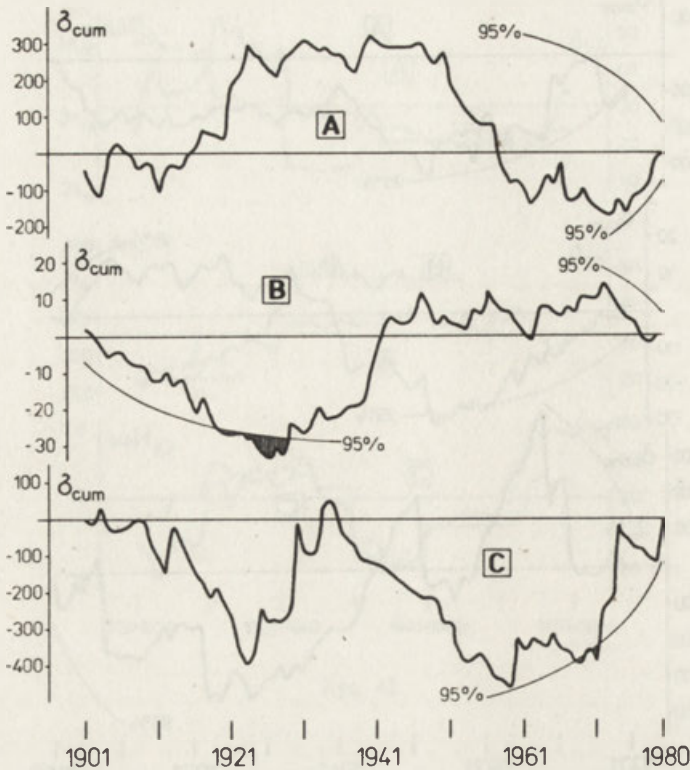
A – the average precipitation concentration time in Poland; B – the average temperature amplitude in Warsaw; C – the average run-off concentration time in Poland. The remaining marks as on Fig. 10

Ryc. 43. Skumulowane odchylenia od średniej w dorzeczu Wisły (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane miary koncentracji opadu w Warszawie; B – odchylenia kumulowane amplitud temperatury w Warszawie; C – odchylenia kumulowane miary koncentracji odpływu Wisły w Tczewie. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

Cummulated deviations from the average in the Vistula drainage area (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of the precipitation concentration measure in Warsaw; B – cummulated deviations of temperature amplitudes in Warsaw; C – cummulated deviations of the run-off concentration measure of the Vistula at Tczew. The remaining marks as on Fig. 13



Ryc. 45. Skumulowane odchylenia od średniej w Polsce (okres 1901–1980)

A – odchylenia kumulowane miary koncentracji opadu w Polsce; B – odchylenia kumulowane amplitud temperatury w Warszawie; C – odchylenia kumulowane miary koncentracji odpływu z obszaru Polski. Pozostałe oznaczenia jak na rycinie 13

Cummulated deviations from the average in Poland (in 1901–1980)

A – cummulated deviations of the precipitation concentration measure in Poland; B – cummulated deviations of temperature amplitudes in Warsaw; C – cummulated deviations of the run-off concentration measure in Poland. The remaining marks as on Fig. 13

Wyniki analizy widmowej rozpatrywanych wskaźników są następujące:

– w dorzeczu Wisły koncentracja opadów przejawia okresowość 2,7- i 8-letnią oraz tendencję do okresowości 80-letniej, amplituda temperatury ma tendencję do okresowości 2,3- i 80-letniej, natomiast wskaźnik koncentracji odpływu wykazuje rytm 2,3-letni;

– w dorzeczu Odry koncentracja opadów charakteryzuje się okresowością 3- i 5-letnią, koncentracja odpływu 16-letnią, amplituda temperatury 2,3-, 4,2- i 80-letnią;

– na obszarze Polski koncentracja opadów charakteryzuje się okresowością 2,9-letnią oraz tendencją do rytmu 4,2- i 2,2-letniego, natomiast wskaźnik koncentracji odpływów przejawia tendencję do okresowości 2,3-, 4,2- i 5,7-letniej.

OCENA WSPÓŁZMIENNOŚCI CHARAKTERYSTYK HYDROLOGICZNYCH I KLIMATYCZNYCH

Jedną z metod oceny wpływu klimatu na zmiany reżimu odpływu jest badanie siły wzajemnych powiązań występujących w zbiorze zmiennych definiujących oba pojęcia. Porównanie zmian wybranych charakterystyk wykazało, że związki między nimi przejawiają się w różnej postaci; poza prostą koincydencją i powtarzalnością określonych wartości rozpatrywanych zmiennych rysują się pewne tendencje do związków asynchronicznych, przejawy zbieżności, ograniczonej skalą czasu występujących zmian itp.

Wyniki statystycznej oceny związków, których przejawem jest obserwowana zmienność, pomogą zweryfikować wcześniejsze spostrzeżenia o współwystępowaniu bądź rozłożeniu w czasie zmian charakterystyk hydrologicznych i klimatycznych.

Analizę statystyczną związków ograniczyliśmy do porównania par zmiennych, co nie wyklucza oczywiście możliwości badania ich w innym ujęciu. Założono, że rozpatrywane będą powiązania charakterystyk hydrologicznych, przede wszystkim wskaźników odpływu z poszczególnymi zmiennymi klimatycznymi. Winno to pomóc ocenić siłę klimatycznych uwarunkowań zmian reżimu rzecznego. Uwzględniono też związki, które mogą być przydatne do prognozy (krosskorelacja). Ocenę powiązań między poszczególnymi zmiennymi przedstawiono w układzie analogicznym do układu analizy zmian czasowych. Wyniki zamieszczone zostały w tabelach 7–9.

Przyjęte sposoby łącznej oceny nie zawsze dają jednoznaczną odpowiedź na pytanie o istnienie istotnych związków między porównywanymi zmiennymi. Każda z zastosowanych metod odzwierciedla bowiem odmienne aspekty występujących powiązań. Składają się one razem na dość złożony obraz szeroko rozumianej współzmienności, obejmującej synchroniczne i asynchroniczne powiązania szeregów.

Komentarz prezentowanych wyników ograniczymy do objaśnienia oraz podkreślenia znaczących, zdaniem autorów, przejawów fizycznych uwarunkowań kształtowania się badanej współzmienności. Szczególnie warte znaczenia są fizycznogeograficzne uwarunkowania powodujące różnice między związkami właściwymi dla dorzeczy Wisły i Odry. Znaczną część sformułowanych wyjaśnień musi mieć charakter hipotetyczny. Pamiętać bowiem należy

Tabela 7

Ocena współmienności rocznych wskaźników odpływu i wybranych charakterystyk hydroklimatycznych (X)

X	Obszar	Test	Współ-	Współczynniki korelacji		
		nie- zależności χ^2	czynnik zbieżności Q	r	(x-L):	cr
P ^R	W	9,3	0,68 ⁺	0,48 ⁺	x-10:	0,28 ⁺
	O	9,6 ⁺	0,35	0,28 ⁺	x-1:	0,29 ⁺
	P	27,4 ⁺	0,71 ⁺	0,58 ⁺	x-1: x-10:	0,28 ⁺ 0,29 ⁺
P ^Z	W	9,7 ⁺	0,53 ⁺	0,34 ⁺	x-6:	-0,29 ⁺
	O	15,0 ⁺	0,62 ⁺	0,44 ⁺	-	
	P	8,9	0,65 ⁺	0,47 ⁺	x-10:	0,29 ⁺
P ^L	W	11,3 ⁺	0,51 ⁺	0,47 ⁺	-	
	O	11,8 ⁺	0,51 ⁺	0,53 ⁺	x-1:	0,32 ⁺
	P	29,5 ⁺	0,66 ⁺	0,54 ⁺	x-10:	0,25 ⁺
T ^R	W	2,6	-0,01	-0,10	-	
	O	0,6	0,17	-0,14	-	
	P	2,0	-0,01	-0,10	-	
T ^Z	W	3,7	-0,14	0,05	-	
	O	2,6	0,15	0,00	-	
	P	2,6	-0,24	0,04	-	
T ^L	W	6,7	-0,27	-0,36 ⁺	-	
	O	7,7	0,41	-0,22 ⁺	x-1:	-0,27 ⁺
	P	9,5 ⁺	0,23	-0,32 ⁺	x-1:	-0,28 ⁺
A ^T	W	4,1	-0,64 ⁺	-0,26 ⁺	-	
	O	9,9 ⁺	0,31	-0,12	-	
	P	5,5	-0,64 ⁺	-0,20	-	
H ^{IV}	W	7,4	-0,05	0,30 ⁺	x-5:	-0,27 ⁺
H ^{III}	O	20,5 ⁺	0,53 ⁺	0,63 ⁺	-	
H ^{IV}	P	6,7	0,15	0,34 ⁺	x-5:	-0,31 ⁺
H ^{IX}	W	40,2 ⁺	0,71 ⁺	0,57 ⁺	x-7:	0,27 ⁺
	O	31,4 ⁺	0,52 ⁺	0,59 ⁺	x-1:	0,38 ⁺
	P	35,7 ⁺	0,67 ⁺	0,57 ⁺	x-7:	0,27 ⁺

Objaśnienia: W – dorzecze Wisły; O – dorzecze Odry; P – obszar Polski; + – test lub współczynnik istotny na poziomie 0,05; L – przesunięcie (lata); r – współczynnik korelacji (L = 0); cr – współczynnik korelacji skośnej; inne oznaczenia jak na rycinach 7–10.

starą zasadę statystyki indukcyjnej głoszącą, że statystyczna weryfikacja hipotezy może ją potwierdzić bądź obalić, ale nigdy udowodnić.

Dane zamieszczone w tabelach 7 i 9 zawierają ocenę powiązań, w jakich pozostają różne wskaźniki odpływu z poszczególnych dorzeczy oraz całej Polski z charakterystykami klimatu, jak też wewnętrzne powiązania między wybranymi miarami odpływu. W trzeciej kolumnie zestawiono wartości testu χ^2 , weryfikującego hipotezę niezależności badanych zmiennych. Ścisłe mówiąc,

Tabela 8

Ocena współzmienności rocznych deficytów odpływu (S) oraz współczynników odpływu (C) z obszaru Polski i wybranych charakterystyk hydroklimatycznych (X)

X	S/C	Test	Współ-	Współczynniki korelacji		
		nie- zależności χ^2	czynnik zbieżności Q	r	(x-L):	cr
H ^R	S	4,1	0,13	0,15	x-1:	-0,47 ⁺
	C	61,3 ⁺	0,90 ⁺	0,82 ⁺	x-1:	0,49 ⁺
H ^{IV}	S	2,2	0,03	-0,23 ⁺	-	
	C	21,9 ⁺	0,41	0,47 ⁺	x-5:	-0,28 ⁺
H ^{IX}	S	17,9 ⁺	0,34	0,24 ⁺	x-1:	-0,24 ⁺
	C	10,5 ⁺	0,41	0,37 ⁺	x-1:	0,30 ⁺
					x-7:	0,28 ⁺
P ^R	S	71,5 ⁺	0,89 ⁺	0,81 ⁺	x-1:	-0,34 ⁺
	C	9,8 ⁺	0,07	0,07	x-2:	-0,20 ⁺
					x-1:	0,46 ⁺
P ^Z	S	7,0	0,12	0,22	x-10:	0,29 ⁺
	C	7,9	0,74 ⁺	0,32 ⁺	-	
P ^L	S	42,4 ⁺	0,65 ⁺	0,58 ⁺	x-1:	0,24 ⁺
	C	3,8	0,08	0,13	x-1:	0,36 ⁺
T ^R	S	3,5	-0,42	0,11	x-4:	-0,28 ⁺
	C	4,0	0,27	-0,17	x-9:	0,28 ⁺
					x-3:	0,26 ⁺
T ^Z	S	6,7	-0,37	-0,03	x-9:	0,32 ⁺
	C	1,1	0,02	-0,09	x-3:	0,25 ⁺
					x-5:	0,26 ⁺
T ^L	S	5,6	-0,37	-0,27 ⁺	x-4:	-0,25 ⁺
	C	1,6	0,22	-0,14	x-1:	-0,35 ⁺
A ^T	S	15,3 ⁺	-0,22	-0,30 ⁺	-	
	C	2,5	-0,42	0,00	-	

Objaśnienia: ⁺ – test lub współczynnik istotny na poziomie 0,05; L – przesunięcie (lata); r – współczynnik korelacji (L = 0); cr – współczynnik korelacji skośnej; inne oznaczenia jak na rycinach 7–10.

jest to hipoteza o niezależności współwystępowania odchyłeń od średniej w granicach przedziałów wyznaczonych przez 1/2 odchylenia standardowego. Wartości testu χ^2 większe od wartości krytycznej ($\chi^2 = 9,488$ przy $3-1 \times 3-1$ stopniach swobody i na poziomie istotności 0,05) przeczą hipotezie o niezależności porównywanych zmiennych.

Umieszczone w kolumnie czwartej współczynniki zbieżności Q określają stopień zbieżności znaków zmian z roku na rok. Współczynniki korelacji (piąta kolumna), zgodnie z formułą współczynnika r, przedstawiają stopień zgodności

Tabela 9

Ocena współzmienności miesięcznych wskaźników odpływu (H) i wybranych charakterystyk hydroklimatycznych (X)

H	X	Test	Współ-	Współczynniki korelacji		
		nie- zależności χ^2	czynnik zbieżności Q	r	$(x-L):$	cr
Wisła H^{IV}	P^Z	20,3 ⁺	0,26	0,29 ⁺	—	
	T^Z	41,0 ⁺	-0,73 ⁺	-0,54 ⁺	$x-3:$	0,24 ⁺
	H^{IX}	1,0	-0,14	-0,02	$x-4:$	0,30 ⁺
Wisła H^{IX}	P^L	29,3 ⁺	0,78 ⁺	0,56 ⁺	—	
	T^L	14,4 ⁺	-0,57 ⁺	-0,34 ⁺	—	
	P^Z	11,3 ⁺	0,68 ⁺	0,19	$x-10:$	0,28 ⁺
Odra H^{III}	P^Z	12,0 ⁺	0,54 ⁺	0,35 ⁺	—	
	T^Z	1,7	0,14	-0,09	—	
	H^{IX}	3,5	0,04	0,27 ⁺	$x-1:$ $x-2:$	0,28 ⁺ 0,36 ⁺
Odra H^{IX}	P^L	33,3 ⁺	0,87 ⁺	0,54 ⁺	—	
	T^L	6,2	-0,41 ⁺	-0,12	—	
	P^Z	4,7	0,18	0,24 ⁺	—	
Polska H^{IV}	P^Z	10,8 ⁺	0,32	0,25 ⁺	—	
	T^Z	36,5 ⁺	-0,67 ⁺	-0,59 ⁺	$x-3:$	0,24 ⁺
	A^T	20,6 ⁺	0,40	0,36 ⁺	—	
Polska H^{IX}	P^L	29,4 ⁺	0,75 ⁺	0,52 ⁺	$x-10:$	0,28 ⁺
	T^L	14,1 ⁺	0,44 ⁺	-0,29 ⁺	—	
	A^T	7,3	-0,52 ⁺	-0,21	$x-10:$	-0,23 ⁺

Objaśnienia: ⁺ — test lub współczynnik istotny na poziomie 0,05; L — przesunięcie (lata); r — współczynnik korelacji ($L=0$); cr — współczynnik korelacji skośnej; inne oznaczenia jak na rycinach 7–10.

znaku i wielkości odchyień od średnich, synchronicznie występujących wartości w szeregach, natomiast współczynniki krosskorelacji (cr) określają takie same własności odniesione do wartości szeregów przesuniętych o 1,2,3... L jednostek czasu. We wszystkich tabelach zamieszczono jedynie istotne współczynniki krosskorelacji obliczone dla przesunięć, w których zmienna traktowana jako zależna (np. wskaźnik odpływu) reprezentuje fazę późniejszą, a zmienna niezależna — fazy wcześniejsze o zaznaczoną liczbę lat (np. -1, -2...). Rozpatrywano przesunięcia maksymalne do 10 lat. W podobny sposób zestawiono wyniki oceny związków pochodnych wybranych charakterystyk, tj. współczynnika odpływu i deficytu odpływu ze zbiorem zmiennych klimatycznych i hydrologicznych (tab. 8).

Ocenę współzmienności wybranych charakterystyk klimatycznych i wskaźnika odpływu rocznego rozpocząć wypada od analizy i porównania siły

związków stwierdzonych w obu badanych dorzeczach. Zawarte w tabeli 7 wyniki obliczeń potwierdzają w zasadzie tezę o dominującej roli opadów w kształtowaniu odpływu z obszaru Polski. Pewnym zaskoczeniem jest jednak stosunkowo niski współczynnik korelacji między odpływem Odry i wysokością opadów we Wrocławiu. Równie interesujące są istotne współczynniki krosskorelacji przy przesunięciu $L = -1$, jakie stwierdziliśmy badając współzmiennosc sum opadu rocznego i opadu półrocza letniego ze wskaźnikiem odpływu Odry (tab. 7). Roczny odpływ Odry charakteryzuje się wysoką autokorelacją, a zatem uznać wypada, że jest on silnie determinowany przez warunki hydroklimatyczne poprzedniego roku. Siła ich oddziaływania dorównuje niemalże stwierdzonej dla związków synchronicznych. Współczynniki krosskorelacji przy przesunięciu $L = -1$ odpływu Odry i większości analizowanych zmiennych są statystycznie istotne. Wykazana zatem wcześniej bezwładność w serii odrzańskiej znajduje tu wyraźne potwierdzenie. Na podkreślenie zasługuje też fakt, iż w obu badanych dorzeczach wyraźniej zaznaczony jest wpływ warunków pluwiotermicznych półrocza letniego niż zimowego.

W warunkach Polski znaczna część odpływu koncentruje się w okresie roztopów. Przeciętny stan retencji w dorzeczu zależy w istocie od uwilgotnienia w okresie zimowym i wiosennym. Dlatego roczne wskaźniki odpływu są najczęściej mocno skorelowane z odpływem w miesiącach wiosennych (pora roztopów). Znalazło to wyraz w obliczonych miarach współzmiennosci, choć interesującym faktem jest ponad dwukrotnie większy współczynnik korelacji w seriach pochodzących z dorzecza Odry. Wiążąc to z dość wyraźną korelacją temperatury półrocza letniego i odpływu rocznego Wisły, jak też z omawianymi wcześniej związkami w zbiorze zmiennych charakteryzujących opad, można stwierdzić, że przeciętny odpływ Wisły jest mocniej uzależniony od warunków termicznych i opadowych półrocza letniego niż odpływ Odry — silniejszy wpływ wywierają niżówki letnie.

W przypadku Polski zaznacza się wyraźne wzmocnienie siły współzmiennosci odpływu i opadu, jak też istotne wyrównanie wpływu opadów z poszczególnych półroczy. Zwraca jednak uwagę, stwierdzona wcześniej w przypadku Odry, bezwładność odpływu w stosunku do opadu jak również zaznaczający się wpływ temperatury półrocza letniego z poprzedniego roku. Jest pewną niespodzianką, że współczynnik korelacji i współczynnik krosskorelacji ($L = -1$) są w tym przypadku równe.

Uzupełnieniem przedstawionych powyżej wniosków są informacje zawarte w tabeli 8. Oszacowana wysokość deficytu odpływu w Polsce jest mocno związana z wysokością opadów. Teza ta nie jest nowa. Zaskakuje jednak fakt, iż związek ten jest tak silny, że zaznacza się również w postaci istotnych współczynników krosskorelacji (przy przesunięciach $L = -1$ i $L = -2$). Znak współczynników krosskorelacji wskazuje, że jeżeli opad w roku poprzednim przekraczał lub nie osiągał wartości przeciętnej, to deficyt odpływu był odpowiednio wyższy lub niższy od średniej wieloletniej. Zaznacza się zatem wpływ retencji. Jeżeli w roku $L - 1$ występują pewne nadwyżki opadu, to są one

wprowadzane do strefy saturacji (retencjonowane). Napełnienie tej strefy powoduje, że w roku L deficyt odpływu składa się wyłącznie ze strat związanych z parowaniem terenowym, a zatem jest niższy od przeciętnego. Efektem wtórnym jest względny przyrost odpływu. Przyjmując, że jesienne odpływy odzwierciedlają aktualny stan retencji dorzecza, to wyprowadzone powyżej wnioski znajdują również potwierdzenie w istotnej krosskorelacji ($L = -1$) deficytu odpływu i wskaźnika odpływu wrześnieowego.

Warto też dostrzec istotną krosskorelację deficytu odpływu i rocznego odpływu z obszaru Polski. W kontekście wcześniejszych wniosków związek ten wydaje się być jasny. Ogólnie można uznać, że w skali Polski deficyt odpływu w danym roku jest znacząco uwarunkowany stanem uwilgotnienia Polski w poprzednim roku, wielkość jego zależy od zretencjonowanych nadwyżek opadu.

Wśród charakterystyk termicznych najmocniej zaznacza się związek deficytu odpływu i amplitudy temperatury. Uwzględniając związki deficytu z temperaturą półrocza letniego, można wnioskować, że wysokość deficytu odpływu w Polsce, a szczególnie tej jego części, którą utożsamiamy ze stratami na parowanie terenowe, zależy od dodatnich anomalii temperatury.

Pewne istotne związki z warunkami klimatycznymi półrocza letniego wykazuje również współczynnik odpływu (tab. 8). Mamy tu jednak do czynienia głównie ze zmianami asynchronicznymi lub inaczej z tzw. przesunięciem fazowym. Dodatni (opad) i ujemny (temperatura) – współczynniki krosskorelacji przy przesunięciu $L = -1$ są w obu przypadkach zdecydowanie wyższe niż współczynniki korelacji. Współczynnik odpływu charakteryzuje się więc dużą bezwładnością i z opóźnieniem „reaguje” na zmiany warunków klimatycznych.

Równie mocna jest korelacja współczynnika odpływu z innymi miarami odpływu. Pomijając jego oczywistą zależność od wartości odpływu rocznego, na uwagę zasługuje zarówno asynchroniczna współzmiennność ze wskaźnikiem odpływu wrześnieowego i odpływem rocznym, jak też prosta korelacja z odpływem kwietniowym. Zarówno te, jak i niektóre prezentowane wcześniej powiązania mogą mieć znaczenie prognostyczne. Szczególnie obiecujące są zdaniem autorów asynchroniczne powiązania odpływu rocznego z pozostałymi charakterystykami. Niejednokrotnie współczynniki krosskorelacji przekraczają wartości uzyskane dla związków synchronicznych.

Bardzo interesująco zaznacza się, sygnalizowana wcześniej, różnica charakteru zmienności odpływu wiosennego w badanych dorzeczach (tab. 9). W poprzednim rozdziale wysunęliśmy tezę o silnym związku krótkookresowych zmian odpływu wiosennego Wisły ze zmianami warunków termicznych zimy. Wniosek ten znajduje tu pełne potwierdzenie w postaci wysokiego współczynnika korelacji. Zaskoczeniem jest jednak dla nas całkowity brak związku między odpływem Odry w marcu a temperaturą półrocza zimowego we Wrocławiu. Przewaga wpływów kontynentalnych w dorzeczu Wisły jest zatem widoczna.

Podobnych wniosków dostarczają wyniki badań związków między wrzesniowymi wskaźnikami odpływu i wybranymi charakterystykami półrocza letniego. Siła oddziaływania zmian opadów letnich jest w obu dorzeczach podobna. Istotnie wyższy jest natomiast, w przypadku Wisły, wpływ warunków termicznych lata. Niżówki jesienne Wisły są więc modelowane przez znaczące dodatnie anomalie temperatury, podwyższone odpływy jesienne są zaś w dużej mierze skutkiem anomalii ujemnych.

Powyższe spostrzeżenia można również odnieść do danych uśrednionych dla obszaru Polski. Oddziaływanie temperatury na kwietniowy odpływ znacząca się zarówno w odniesieniu do średniej temperatury półrocza zimowego, jak i do amplitudy. W przypadku odpływu wrzesniowego widoczny jest wpływ anomalii opadu, słabiej choć również istotnie uwidacznia się wpływ temperatury półrocza letniego.

W przypadku wielu analizowanych par zmiennych dostrzegamy statystycznie istotne współczynniki korelacji przy przesunięciach większych niż rok. Są one echem stwierdzonych w poprzednim rozdziale rytmów zmian poszczególnych charakterystyk i powstają wskutek interferencji cykli. Problem ten, choć niezwykle ciekawy, przekracza jednak ramy niniejszego opracowania.

Na zakończenie analizy wyników wypada usprawiedliwić nieprzypadkowy brak analizy powiązań w zbiorze zmiennych charakteryzujących roczny przebieg zmienności, podyktowany względami metodycznymi i formalnymi, albowiem skrajna asymetria (anormalność) występująca w szeregach wskaźnika pory koncentracji czy amplitudy temperatury wyklucza zasadność analizy korelacyjnej. Jeżeli dodamy do tego wady samej miary koncentracji, to wnioski wprowadzone na podstawie analizy tego typu byłyby bardzo dyskusyjne.

PODSUMOWANIE

Badania przeszłości, nie tylko w hydrologii czy klimatologii, dostarczają implicite materiału do rozwiązywania zawsze frapujących zagadnień przyszłości.

W tym kontekście, unikając szerszych wywodów i korzystając z wyników niniejszego opracowania można wyrazić pogląd, że przesłanki do formułowania prognozy warunków hydroklimatycznych w Polsce zawierają się w prawidłowościach, którymi cechują się krótkoterminowe, co najwyżej kilkuletnie, oscylacje klimatyczne i hydrologiczne. Z wielu względów, m.in. z powodu znacznych już rozczarowań, nie można opierać prognozy na prostej ekstrapolacji wieloletnich trendów lub rytmów elementów hydroklimatycznych, zwłaszcza że ich geneza nie jest dotychczas wyjaśniona.

Materiał przydatny do „sondowania przyszłości”, zdaniem autorów, znajduje się w zakresie dużych częstotliwości widma badanych szeregów czasowych. Można tu wymienić: powtarzający się w Polsce i Europie 3,5-letni rytm zmian rocznych sum opadowych, roczną bezwładność odpływu (Odra), 8-letnią cykliczność charakterystyk termicznych czy wreszcie powiązania między niektórymi charakterystykami hydrologicznymi występujących po sobie sąsiednich lat. W celu skonkretyzowania tych danych wystarczy sięgnąć do tabel 7–9 lub wyników analizy widmowej. Trzeba jednak pamiętać, że wszystkie wskazane prawidłowości mają charakter statystyczny, a więc i hipotezy prognostyczne formułowane na ich podstawie mają wszelkie ograniczenia i wady właściwe hipotezom statystycznym.

Nakreślony w tej pracy zarys najnowszej historii klimatu i reżimu rzecznego w Polsce powstał z konieczności na podstawie skromnego materiału wyjściowego oraz znanych autorom przesłanek wykorzystanych do jego interpretacji. Nasuwa się w tym miejscu refleksja, którą pozwolimy sobie wyrazić słowami Antoine de Saint-Exupéry'ego. Otóż w rozmowie z Małym Księciem pewien Uczony Geograf, ostrząc ołówek stwierdza, iż „Raport badacza zapisuje się najpierw ołówkiem, a po dostarczeniu dowodów prawdziwości odkrycia – przepisuje piórem”. Chcielibyśmy, aby przedstawione tu opracowanie potraktowano właśnie w ten sposób, gdyż poprawność wniosków i hipotez odnoszących się do charakteru procesów w przyszłości, może być potwierdzona lub obalona przez dane, których ona właśnie dostarczy.

LITERATURA

- Bajdał M. C., 1977, *Častotno-cikličeskij analiz i razčet klimatičeskich charakteristik*, [w:] *Klimatologičeskij sverchdolgosročnyj prognoz*, Gidrometeoizdat., Leningrad.
- Baur F., 1932, *Schwankungen der Solarkonstante*, Z. Astroph., 4.
- Boryczka J., 1984, *Model deterministyczno-stochastyczny wielookresowych zmian klimatu*, Wyd. Uniw. Warszaw.
- Brazdil R., 1986, *Variation of atmospheric precipitation in the CSSR with respect to precipitation changes in European region*, Folia Fac. Scien. Natur., Univ. Purkynianae Brun., Geogr. 22.
- 1987, *Kolisani sražek a prutoku na uzemi ČSR podle rad rocnich hodnot*, Sb. Čsl. Geogr. Spol., 1, 92.
- Brazdil R., Netopil R., 1985, *Vztahy mezi kolisanim sražek a odtoku na uzemi ČSR podle rad měsíčních hodnot*, Vodohospod. Čas., 6.
- Brazdil R., Šamaj F., Volovič S., 1985, *Variation of spatial annual precipitation sums in Central Europe in period 1881–1980*, J. Climat., 5.
- Brückner E., 1905, *Die Bilanz des Kreislaufs des Wassers auf der Erde*, Geogr. Z., 11.
- Bucha V., 1983, *Direct relations between solar activity and atmospheric circulation, its effect on changes of weather and climate*, Studia Geophys. Geod., 27.
- Budyko M. I., Vinnikov K. J., Efimova N. A., 1983, *Zavisimost temperatury vozducha i osadkov ot količestva uglekislogo gaza v atmosfere*, Meteorologiya Gidrol., 4.
- Burdzy J., Janik E., 1985, *Laboratorium z metod statystycznych*, Wyd. Politechniki Lubelskiej.
- Clyton H. H., 1940, *The 11-year and 27-day periods in meteorology*, Smithson. Misc. Coll., 99, 5.
- Cyberski J., 1982, *Charakterystyka hydrologiczna*, [w:] Augustowski B. (red.), *Dolina dolnej Wisły*, Gdańskie Tow. Nauk., Ossolineum.
- Dębski K., 1961, *Charakterystyka hydrologiczna Polski*, PWN, Warszawa.
- 1970, *Hydrologia*, Arkady, Warszawa.
- Drozdov O. A., 1968, *Nekotoryje voprosy polučenija norm osadkov metodom integralno-raznostnych krievych*, Trudy Glav. Geofiz. Obs. A. I. Voeikova, 227.
- Drozdov O. A., Grigoreva A. S., 1972, *Charakteristika cikličnosti osadkov na teritorii SSSR i svjaz s cikličnostju cirkulacii atmosfery*, Gidrometeoizdat., Leningrad.
- Dyer T. G., 1976, *An analysis of Manleys Central England temperature data*, Q. J. R. Met. Soc., 102.
- Dzerdzejevskij B. L., 1968, *Cirkulacionnyje mechanizmy v atmosfere severnogo polušarija v XX stoletiju*. Mater. Met. Issled., Izdat. Meždud. Geofiz. Komiteta, Moskva.
- 1978, *Fluctuation of general circulation of the atmosphere and climate in the XX century*, [w:] *Climate Change to the year 2000*, Washington.
- Fairbridge R. W., 1983, *Planetary periodicities and terrestrial climate stress*, [w:] *Second Nordic Symposium on Climate Changes and Related Problems*. Stockholm, May 1983, Kopenhaga.
- Girs A. A., 1971, *Mnogoletnije kolebanija atmosfernoju cirkulacii i dolgosročnyje gidrometeorologičeskije prognozy*, Gidrometeoizdat., Leningrad.
- 1974, *Makrocirkulacionnyj metod dolgosročnych meteorologičeskich prognoz*, Gidrometeoizdat., Leningrad.
- Gmurman W. J., 1975, *Rachunek pravdopodobieństwa i statystyka matematyczna*, WNT, Warszawa.

- Gorczyński W., 1916, *Badanie współzależności przebiegu temperatury metodą korelacyjną*, Spraw. Posiedz. Tow. Nauk. Warsz., 8, 8.
- Gutry-Korycka M., 1978, *Zasilanie podziemne rzek Polski*, Przegl. Geofiz., 2.
- 1984, *Analiza i modele struktury hydrologicznej Polski*, Wyd. Uniw. Warszawskiego.
- Hohendorf E., 1970, *Zmienność opadów atmosferycznych w ostatnim stuleciu w Bydgoszczy (1861–1960)*, Prace i Studia Kom. Gosp. Wodn. i Surowcowej, 10.
- Horwitz L., 1929, *Jeszcze o osobliwych wahanach klimatycznych w Europie*, Prace Geofiz., 1.
- Jeż G., Jokiel P., Kożuchowski K., 1988, *Cykliczne zmiany przepływów w rzekach europejskich na tle wahań opadów atmosferycznych*, Wiad. Inst. Met. Gosp. Wodn. (w druku).
- Kaczorowska Z., 1962, *Opady w Polsce w przekroju wieloletnim*, Prace Geogr. Inst. Geogr. PAN, 33.
- Kalinin G. P., Davydova A. J., 1968, *Cikličeskije kolebanija stoka rek severnogo polušarija*, [w:] *Problemy rečnogo stoka*, Moskwa.
- Klige R. K., 1985, *Izmenenija globalnogo vodoobmena*, Izd. Nauka, Moskwa.
- Koflanovits E., 1977, *Analysis of the variability of precipitation in Central Europe*, Budapest.
- Kondratev K. Y., Nikolski G. A., 1970, *Solar radiation and solar activity*, Q. J. R. Met. Soc., 96.
- Konoplancev A. A., Siemionov S. M., 1979, *Prognozowanie i kartograficzne odwzorowanie reżimu wód gruntowych*, Wyd. Geol., Warszawa.
- Kovalevski W. S., 1976, *Mnogoletnije kolebanija urovniej podzemnych vod i podzemnogo stoka*, Izd. Nauka, Moskwa.
- Kożuchowski K., 1982a, *Współczesne tendencje zmian rocznych sum opadów w Polsce (1931–1980)*, Przegl. Geofiz., 3–4.
- 1982b, *Periodicity of variation of the annual precipitation totals in Poland*, Acta Geophys. Pol., 30, 3.
- 1983, *Wiekowe zmiany rocznych sum opadów w Polsce*, Czas. Geogr., 54, 2.
- 1985a, *Zmienność opadów atmosferycznych w Polsce w stuleciu 1881–1980*, Acta Geogr. Lodz., 48, Ossolineum.
- 1985b, *Wskaźniki kontynentalizmu opadowego w Polsce i ich zmiany w ostatnim 50-leciu*, Czas. Geogr., 56, 1.
- Kożuchowski K., Marciniak K., 1986, *Fluktuacje kontynentalizmu klimatu Polski na tle warunków cyrkulacyjnych i solarnych*, Przegl. Geofiz., 2.
- 1987, *Zmiany temperatury powietrza w Europie środkowej od 1781 roku*, Czas. Geogr., 2.
- 1988, *Współczesne zmiany kontynentalizmu klimatu Polski*, Acta Univ. Nicol. Copernic., (w druku).
- Kożuchowski K., Misiewicz-Śnieszko Ł., 1985, *Zmienność opadów atmosferycznych w Polsce w okresie 1931–1960*, Acta Univ. Lodz., Folia Geogr., 4.
- Kożuchowski K., Trepińska J., 1986, *Niektóre aspekty wieloletniej zmienności temperatury powietrza i opadów atmosferycznych w Krakowie*, Zesz. Nauk. Uniw. Jagiell., Prace Geogr., 67.
- Kożuchowski K., Wibig J., 1986, *Charakterystyka rocznego przebiegu opadów w Polsce*, Acta Univ. Lodz., Folia Geogr., 7.
- Krasnodębski R., Gadkowski M., 1978, *Statystyczna analiza cykliczności zmian średnich rocznych przepływów w dziewięciu przekrojach Wisły*, Przegl. Geofiz., 2.
- Lambor J., 1953, *Przyczyny pogłębiających się okresów suszy na ziemiach naszych*, Przegl. Met. Hydrol., 3–4.
- Maksimov I. V., 1970, *Geofizičeskije sily i vody okeana*, Gidrometeoizdat., Leningrad.
- Merecki R., 1912, *Wpływ zmiennej działalności słońca na czynniki meteorologiczne ziemskie*, Spraw. Posiedz. Tow. Nauk. Warsz., 5, 8.
- Mikulski Z., Mikulska M., 1972, *Badania okresowości zjawisk hydrometeorologicznych metodą autokorelacyjną Fuhricha*, Przegl. Geofiz., 3–4.
- Milankovitch M., 1930, *Mathematische Klimalehre und astronomische Theorie der Klimaschwankungen*, [w:] Koppen W., Geiger R. (red.), *Handbuch der Klimatologie*, I, Teil A., Bornträger, Berlin.

- Mitchell I. M., 1966, *Climatic change*, WMO Publ. 195, Technical Note 79, Genewa.
- Mitosek H. J., 1970, *Przebieg standaryzowanej funkcji autokorelacyjnej i funkcji gęstości widmowej średnich przepływów rocznych przy różnych terminach początku roku, w wybranych przekrojach hydrometrycznych*, Przegł. Geofiz., 2.
- Naef F., 1982, *Czy potrafimy dziś modelować proces opad-odpływ?*, Przegł. Geofiz., 1–2.
- Okołowicz W., 1948, *Z zagadnień zmian klimatu*, Przegł. Geogr., 3–4.
- Orsztynowicz J., 1973, *Odplyw podziemny rzek polskich*, Gosp. Wodna, 5.
- Ostromęcki J., 1948, *Wiekowe wahania opadów w północnych zlewniach Europy środkowej*, Gosp. Wodna, 4.
- Paczos S., 1982, *Stosunki termiczne i śnieżne zim w Polsce*, Rozprawy Wydz. Biol. i Nauk o Ziemi, Univ. M. Curie-Skłodowskiej, Lublin.
- Panofsky H. A., Brier G. W., 1958, *Some applications of statistics to meteorology*, Pensylwania Univ. Press.
- Paślowski Z., 1972, *Wieloletnie wahania i tendencje zmian poziomu wody jezior odpływowych w Polsce północnej*, Przegł. Geofiz., 3–4.
- Peary A. H., Walker J. M., 1982, *System ocean-atmosfera*, Wyd. Morskie, Gdańsk.
- Pietkiewicz A., 1889, *Stosunki opadu atmosferycznego w Warszawie*, Pam. Fizykoogr., 9.
- Romer E., 1947, *O współczesnej oceanizacji klimatu europejskiego*, Przegł. Geogr., 21, 1–2.
- Rychliński J. P., 1923, *Wahania opadów w Polsce*, Wiad. Met., 2.
- 1927, *O wieloletnich średnich wysokościach rocznych opadów w Warszawie*, Prace Met. Hydr., 4.
- Saruchanian E. J., Smirnov N. P., 1971, *Mnogoletnije kolebanija stoka Volgi*, Gidrometeoizdat., Leningrad.
- Schneigert S., 1964, *Wahania klimatyczne w Wielkopolsce w ciągu ostatnich 110 lat*, Zesz. Nauk. Univ. Poznan., Geogr., 5.
- 1966, *Wahania częstotliwości kierunków wiatru w Poznaniu w okresie 1879–1956 na tle zmian klimatu w Europie środkowej*, Prace Kom. Geogr.-Geol., Poznan. Tow. Przyj. Nauk, 4, 5.
- Schönwiese C. D., 1976, *Zur möglicher Zusammenhänge mehrjährige Lufttemperatur und Niederschlagschwankungen mit Sonnenfleckenzyklus*, Met. Rdsch. 29.
- 1983, *Northern Hemisphere temperature statistics and forcing*, Arch. Met. Geophys. Bioklim., ser. B, 32.
- Seifert A., 1936, *Die Versteppung Deutschland*, Deutsch. Technic.
- Sidorenkov N. S., Svirenko P. I., 1983, *K voprosu o mnogoletnich kolebanijach atmosferycznej cirkulacii*, Met. Hidrol., 11.
- Sikorski W., 1910, *Czy kraj nasz wysycha?*, Warszawa.
- Smosarski W., 1938, *Długotrwałe wahania klimatyczne w Poznaniu*, Roczn. Nauk Roln. Leś., 44, 2–3.
- Stachy J., 1966, *Rozmieszczenie odpływu rzecznoego na obszarze Polski*, Prace Państ. Inst. Hydrol.-Meteor., 88.
- 1968, *Zmniejszanie się odpływu rzek polskich w bieżącym stuleciu*, Prace Państ. Inst. Hydrol.-Met., 95.
- 1969, *Wieloletnia prognoza odpływu rzek polskich*, Wiad. Służby Hydrol.-Met. 5, 1.
- 1970, *Wieloletnia zmienność odpływu rzek polskich*, Prace Państ. Inst. Hydr. Met., 97.
- 1972, *Z zagadnień wieloletniej zmienności odpływu rzecznoego w Polsce*, Wiad. Służby Hydrol.-Met., 8, 3–4.
- 1984, *Odplyw rzek polskich w latach 1971–1980 na tle danych wieloletnich*, Gosp. Wodna, 5, 6.
- Stachy J., Biernat B., Dobrzyńska J., 1979, *Odplyw rzek polskich w latach 1951–1970*, Mater. Bad. Inst. Met. Gosp. Wodn., Warszawa.
- Stiepanow W. N., 1987, *Oceanosfera*, PWN, Warszawa.
- Suryjak W., 1974, *Wystąpienie cykliczności pięcioletniej i quasi-dwuletniej w przebiegu opadów dla Polski północnej i środkowej*, Wiad. Met. Gosp. Wodn., 1, 2–3.
- Szwec G. I., 1978, *Mnogovekovojaja izmenčivost stoka Dnepra*, Gidrometeoizdat., Leningrad.
- Tłaska A., 1979, *Ustalenie wartości granicznej dla okresów niżówkowych*, Przegł. Geofiz., 1.

- Waldmeier M., 1955, *Ergebnisse und Probleme der Sonnenforschung*, Akad. Verlag., Leipzig.
- Wex G. v., 1873, *Über Wasserabnahme in den Quellen, Flüssen und Strömen in dem Kulturländern*, Ztsch. Öst. Ing.-u. Architekt. Ver.
- Willet H. C., 1952, *Atmospheric reactions to solar corpuscular emission*, Bull. Am. Met. Soc., 33.
- 1953, *Atmospheric and oceanic circulation as factors in glacial-interglacial changes of climate*, [w:] Shapley W. H. (red.), *Climatic change*, Harvard Univ. Press, Cambridge.
- Xiujz Z., Chengzi Z., Peicei Y., 1986, *A global annually-averaged climate model with cloud, water-vapour and CO₂ feed backs*, Adv. Atmos. Sci., 3, 3.

CHANGES OF CHOSEN HYDROCLIMATIC CHARACTERISTICS OF POLAND IN THE CURRENT CENTURY

Summary

The present work constitutes an attempt at determining the main features of climatic and hydrological variability in Poland in 1901–1980. The analysis of data for the period was preceded by a description of materials known from the literature illustrating climatic changes and changes of hydrographical relations starting from the end of the XIX-th century. The following time-series were utilised in the analytical part of the work: the sum of the annual precipitation, precipitation of the winter half-year (XI–IV) and summer half-year (V–X) from Warsaw and Wrocław and the analogical average precipitation sums considered as an index for the territory of Poland and determined on the grounds of data gathered by 6 meteorological stations (Cracow, Poznań, Bydgoszcz, Koszalin and 2 stations mentioned earlier). The index of precipitation concentration time calculated according to the Markham method was also taken into consideration. Average annual temperatures, average semiannual temperatures and annual temperature amplitudes in Warsaw and Wrocław were also analysed. Average annual run-off from the Vistula, Odra and Poland drainage area were determined on the grounds of the stream flow at Tczew (the Vistula) and Gozdowice (the Odra) water gauge stations. The run-off indices were also determined for March (the Odra) and April (the Vistula and Poland). Annual run-off coefficient and run-off deficits were also determined.

Statistic method of time-series analysis were applied. Distribution characteristics were quoted, linear trends and the persistence of the analysed characteristics were analysed (Tabl. 3–6). The course of characteristics in 1901–1980 are reflected by deviations from the 80-years average and their values smoothed by a binomial filter eliminating oscillations with periods shorter than 3 years (Figs. 7–9, 19–21, 28–30, 37–39), by running 20-year averages together with significance evaluation of their deviations from the 80-year average and the standard deviations in the running 20-year periods (Figs. 10–12, 22–24, 31–33, 40–42) and also cumulated deviations the value of which was evaluated in reference to the random series dispersions (Figs. 13–15, 25–27, 34–36, 43–45).

Among the more important results, there is the conclusion of a significant persistence of the Odra run-off, of an increasing trend of this run-off (0.23 mms/year) and of the run-off coefficient ($4 \cdot 10^{-4} \cdot \text{year}^{-1}$) and the decreasing run-off deficit (0.29 mms/year) for the whole Poland. A phase of a significant decrease of the run-off was distinguished for 1940–1945 related to a decrease of precipitation persisting till 1959 in the Vistula drainage area and till 1968 in the Odra drainage area. It was also discovered that there is a close relation between the run-off and changes of temperature. The best example here was the increase of the run-off related to the period of low temperatures during the early forties.

Certain cycles were discovered in changes of some of the characteristic with the use of spectral analysis. 2-, 3.5-, 8- and 10-year periods should be considered typical for cyclical changes. A tendency to 80-year cyclical change is also probable (Figs. 16–18).

Relations between hydrological and climatic characteristics were analysed performing a simultaneous evaluation of significance of these relations with an independence test and by means

of a verification of significance of determined convergence and correlation coefficients (Tabl. 7-9). It was concluded that there are significant relations between run-offs and climatic conditions during the summer half-year. The calculation of crosscorrelation coefficients permitted to find asynchronous correlation testifying about a regular sequence of changes of certain characteristics of climate and river regime. Some of them may prove to be important for forecasting, e.g. the annual run-off, run-off deficits and run-off coefficients in year "t" are significantly correlated with precipitation during year "t - 1" (Tabl. 7-8).

Translated by Marek Rudowski

ИЗМЕНЕНИЯ ИЗБРАННЫХ ГИДРОКЛИМАТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ПОЛЬШИ В НАСТОЯЩЕМ СТОЛЕТИИ

Резюме

Работа является попыткой определить основные черты изменчивости гидроклиматических условий в Польше в период 1901–1980 гг. Анализу данных, касающихся наблюдений в этом периоде, предшествует обсуждение литературных материалов, иллюстрирующих климатические изменения и перемены водного режима, начиная с конца XIX века. В аналитической части работы использовались следующие временные ряды (1901–1980 гг.): суммы годовых осадков, суммы осадков зимнего полугодия (XI–IV) и летнего полугодия (V–X) для Варшавы и Вроцлава, а также аналогические средние суммы осадков, принимаемые как показатель для территории Польши и рассчитанные на основе данных из шести метеорологических станций (Краков, Познань, Быдгощ, Кошалин и две в/у станции). Учитывался также показатель концентрации осадков, вычисленный по формуле Маркгама. Анализировались средние годовые температуры в Варшаве и Вроцлаве. На основе расходов на водомерных постах Тчев (на Висле) и Гоздовице (на Одре) определялись средние годовые показатели стока из бассейна Вислы, Одры и Польши. Показатели стока определялись также для марта (Одра), апреля (Висла и Польша) и сентября (Висла, Одра, Польша). Были определены также годовые коэффициенты стока и дефицита стока.

В ходе работы применялись статистические методы анализа временных рядов. Были определены свойства распределений, линейные тренды и инерция рассматриваемых характеристик (табл. 3–6). Ход характеристик в период с 1901 г. по 1980 г. отражают отклонения от средней за 80 лет и их значения, сглаженные двухчленным фильтром, элиминирующим отклонения в периоде более коротком, чем 3 года (рис. 7–9, 19–21, 28–30, 37–39), средние подвижные за 20-летия вместе с оценкой существенности этих отклонений от средней за 80-летие и стандартные отклонения в подвижных 20-летиях (рис. 10–12, 22–24, 31–33, 40–42), а также накопленные (аккумулированные) отклонения, значение которых определено по отношению к дисперсии случайного ряда (рис. 13–15, 25–27, 34–36, 43–45).

К важнейшим результатам исследований следует отнести, в частности, установление значений инерции стока Одры, возрастающей тенденции стока (0,23 мм/год) и коэффициента стока ($4 \cdot 10^{-4} \text{ год}^{-1}$) а также сокращение дефицита стока (0,29 мм/год) в масштабе всей Польши. Была выделена фаза значимого падения стока в период 1949–1965 гг., связанная с недостатком осадков, сохранявшемся в бассейне Вислы до 1959 г., а в бассейне Одры до 1968 г. Обнаружены также отчётливые реакции стоков на изменения температуры, наилучшим примером которых был прирост стоков, связанный с низкими температурами начала 40-х годов.

С помощью спектрального анализа был обнаружен ряд проявлений цикличности колебаний отдельных характеристик. За типичные для циклических колебаний следует признать периоды 2-, 3,5-, 8- и 10-летние. Вероятна также тенденция к 80-летней цикличности (рис. 16–18).

Анализу подвергались связи гидрологических и климатических характеристик, одновременно с помощью теста независимости оценивалась существенность этих связей и проверялась существенность установленных коэффициентов совпадения и корреляции (табл. 7–9). Констатованы, в частности, значимые связи стоков с климатическими условиями летнего полугодия. Вычисление коэффициентов кросскорреляции позволило обнаружить асинхронные связи, свидетельствующие о регулярной последовательности перемен некоторых характеристик климата и речного режима. Часть из них может иметь прогностическое значение, например годовые стоки, дефициты стока в году „t”, существенно коррелированные с осадками в году „t–1”.

Перевела Эльжбета Яворская

**WYDAWNICTWA IGiPZ PAN
VARIA**

Bibliografia geografii polskiej 1983, 1987, s. 428, zł 1200,—

Streszczenia prac habilitacyjnych i doktorskich 1986, 1987, 1988, s. 134, zł 300,—

**Centralny katalog zbiorów kartograficznych w Polsce zeszyt 5. Wieloarkuszowe mapy topograficzne
Polski 1576–1870, 1984, cz. 1, s. 109, cz. 2, tab. 220, zł 3500,—**

**Katalog dawnych map Rzeczypospolitej Polskiej w kolekcji Emeryka Hutten-Czapskiego i w innych
zbiorach. Oprac. W. Kret, 1978, s. 164, 37 map, zł 140,—; t. 2, Mapy XVIII wieku. Oprac.
T. Paćko, D. Stachnal-Talanda, E. Gołąb (w druku).**

Cena w prenumeracie zł 180.—

Cena zł 2900.—

WYKAZ ZESZYTÓW DOKUMENTACJI GEOGRAFICZNEJ

za ostatnie lata

1987

- 1 A. WERWICKI — Geografia makroregionu funkcjonalnego Warszawy, s. 93, zł 90,—
- 2 K. PUCHALSKI — Atrakcyjność społeczno-gospodarcza jako czynnik rozwoju miasta (na przykładzie miast regionu Warszawy), s. 92, zł 90,—
- 3 A. BREYMEYER (red.) — Lasy iglaste na obszarze Polski, s. 111, zł 90,—
- 4 S. ŻUREK — Złoże torfowe Polski na tle stref torfowych Europy, s. 84, zł 90,—
- 5 M. KUPISZEWSKI — Pomiar migracji w prognozowaniu i modelowaniu zmian rozmieszczenia struktury ludności, s. 78, zł 90,—
- 6 J. DĘBSKI — Założenia i realizacja planu przestrzennego zagospodarowania Polski w latach 1971–1985, s. 92, zł 90,—

1988

- 1 H. LIBURA — Badania wyobrażeń geograficznych na przykładzie mieszkańców Sanoka, s. 90, zł 100,—
- 2-3 J. KOSTROWICKI (red.) — Wybrane zagadnienia z geografii rolnictwa, s. 103, zł 100,—
- 4 I. DYNOWSKA (red.) — Antropogeniczne uwarunkowania zmian odpływu i reżimu rzek w różnych regionach Polski, s. 95, zł 100,—
- 5-6 L. KASPRZAK — Dyferencjacja mechanizmów formowania stref marginalnych faz leszczyńskiej i poznańskiej ostatniego zlodowacenia na Nizinie Wielkopolskiej, s. 159, zł 200,—

1989

- 1 J. MALCZEWSKI — Przestrzenna organizacja systemu placówek podstawowej ochrony zdrowia (na przykładzie Dzielnicy Warszawa-Wola), s. 98, zł 130,—
- 2 M. BARTNICKA — Wyobrażenia przestrzeni miejskiej Warszawy (studium geografii percepcji), s. 92, zł 130,—
- 3-4 Z. ZWOLIŃSKI — Geomorficzne dostosowywanie się koryta Parsęty do aktualnego reżimu rzecznoego, s. 143, zł 260,—
- 5 A. ŁAJCZAK — Zróżnicowanie transportu zawiesiny w karpackiej części dorzecza Wisły, s. 85, zł 130,—
- 6 P. JOKIEL, K. KOŻUCHOWSKI — Zmiany wybranych charakterystyk hydroklimatycznych Polski w bieżącym stuleciu, s. 94, zł 180,—