

OPIS I ANALIZA ZMIENNOŚCI WSKAŹNIKA SUROWOŚCI SUSZY  
PALMERA NA OBSZARZE POLSKI W OKRESIE 1901-2000

*Józef Paszczyk, Zdzisław Michalczyk*

Zakład Hydrologii UMCS, al. Kraśnicka 2CD, 20-718 Lublin  
e-mail: [zdzislaw.michalczyk@umcs.lublin.pl](mailto:zdzislaw.michalczyk@umcs.lublin.pl)

**Streszczenie.** W opracowaniu o metodycznym charakterze podjęto próbę oceny stanu uwilgotnienia obszaru Polski w stuleciu 1901-2000, wyrażonego przez zmodyfikowane wskaźniki surowości suszy Palmera. Podstawę opracowania stanowią dane pozyskane z bazy Climatic Research Unit uporządkowane w regularnej strukturze węzłów sieci geograficznej o rozdzielczości 0,5° szerokości i długości geograficznej. Przeanalizowano je przy pomocy różnych metod i technik statystycznych. Posłużyły do liczbowego opisu zróżnicowania zjawiska suszy – mierzonego indeksem PDSI (Palmer Drought Servity Index) – w przestrzeni i czasie. W badanym stuleciu w silniejszym stopniu zagrożone suszą były południowe i centralne obszary Polski, a zjawisko ostrej suszy notowano częściej we wschodnich rejonach kraju. W pierwszym półwieczu tendencje narastania zjawisk suszy objęły środkową strefę wybrzeża Bałtyku i Pojezierza Pomorskiego oraz wschodnie rejony Pojezierza Mazurskiego, Roztocza i Wyżyny Lubelskiej. Natomiast w drugim - stwierdzono nasilenie się zjawiska suszy w południowo-wschodnich i centralnych regionach Polski, a w całym stuleciu był charakterystyczny dla prawie całego obszaru kraju. W większości przypadków przeciętne opady malały z szerokością, a temperatury z długością geograficzną. Dominującym rytmem wahań wskaźnika suszy były okresy 11-12 oraz 35-letnie (40% notowanych przypadków). Intensywność suszy, w sytuacji rozwoju strefowej cyrkulacji, zmniejszała się wyraźnie w kierunku północnym i północno-wschodnim Polski, a w okresie jej osłabienia nie wykazywała wyraźnego ukierunkowania.

**Słowa kluczowe:** Palmer Drought Servity Index, susze, susze w Polsce

WPROWADZENIE

Susze, zaliczane do ekstremalnych zdarzeń klimatycznych, są zjawiskiem niekorzystnym dla funkcjonowania środowiska i gospodarki. Prowadzą do redukcji zasobów wodnych, wpływają negatywnie na wielkość przepływów i jakość wód rzecznych, powodują trudności w zaspokajaniu potrzeb wodnych rolnictwa, gospodarki komunalnej i przemysłu.

Z powodu swej szkodliwości i znaczenia gospodarczego bardzo często są przedmiotem zainteresowania różnych zespołów badawczych. Między innymi problemami występowania susz zajęto się w ramach akcji NE FRIEND (Northern European Flow Regimes from International and Experimental Network Data - Low flows) Międzynarodowego Programu Hydrologicznego IHP UNESCO (Lanen i in. 2007). Jednym z efektów prowadzonych prac było utworzenie wirtualnego Europejskiego Centrum Susz (European Drought Center – EDC), podkreślającego potrzebę integracji badań i inicjatyw zapobiegających negatywnym skutkom oddziaływania susz na środowisko i gospodarkę.

Opracowanie nawiązuje do wymienionego, europejskiego nurtu badań. Stanowi próbę rozpoznania przydatności różnych metod i technik statystycznych do oceny zmienności stanu uwilgotnienia obszaru Polski w stuleciu 1901-2000 wyrażonego poprzez wskaźnik surowości suszy Palmera. Jest wstępnym etapem szerszego planu badawczego zmierzającego do ustalenia warunków prognozy pozwalającej na określenie czasu i miejsca pojawiania się oraz ocenę intensywności susz w Polsce.

#### MATERIAŁY ŹRÓDŁOWE

Podstawowym zbiorem danych wejściowych były zmodyfikowane wielkości wskaźnika surowości suszy Palmera (Palmer Drought Servity Index - PDSI), obejmujące obszar Europy i udostępnione przez Climatic Research Unit (CRU), School of Environmental Sciences University of East Anglia, Norwich w Wielkiej Brytanii ([www.cru.ueaa.ac.uk/cru/data](http://www.cru.ueaa.ac.uk/cru/data)). Uzupełniły je miesięczne sumy opadów oraz średnie miesięczne wartości temperatur powietrza zawarte w bazie informacji klimatycznych CRU 2.1 (Michell, Jones 2005). Wszystkie wykorzystane dane, obejmujące lata 1901-2002, uporządkowane są w układzie węzłów siatki współrzędnych geograficznych o rozdzielczości przestrzennej 0,5° szerokości i długości geograficznej.

Wartości wskaźnika Palmera obliczone zostały przez van der Schriera z zespołem (2006) według metody zaproponowanej przez Wellsa i in. (2004) – nieco zmienionej w stosunku do pierwotnego rozwiązania Palmera (1965). Metoda ta polega na analizie schematu równań bilansu wodnego Thornthwaite'a i Mathera (1955). Uwzględnia opady oraz potencjalne i rzeczywiste wielkości ewapotranspiracji, retencji i odpływu. Bierze ponadto pod uwagę nadwyżki i straty bilansowe, które wpływają na zmianę zasobów wodnych gleby w zakresie wyznaczonym przez ich maksymalną pojemność wodną (AWC – Available Water Holding Capacity).

Istotą obliczeń wykonanych w bazie CRU było ustalenie dla każdego miesiąca udostępnionej serii czasowej wielkości wskaźnika PDSI według wzoru:

$$PDSI(i) = 0.897 \cdot PDSI(i-1) + 1/3 \cdot Z(i),$$

gdzie  $Z(i)$  oznacza funkcję zależną od tzw. uwilgotnienia obszarowego  $D(i)$  i współczynnika wagowego  $K(j)$ , wyznaczonego z wieloletnich średnich miesięcznych charakterystyk lokalnego klimatu

Miarę uwilgotnienia obszarowego  $D(i)$  stanowi deficyt wody (moisture departure) rozumiany jako różnica między opadem zmierzonym  $P$ , a tzw. opadem miarodajnym klimatycznie  $P'$  (CAFEC – Climatically Appropriate for Existing Conditions)

$$D(i) = P(i) - P'(i).$$

Opad  $P'$  ustalany był według następującej ogólnej formuły:

$$P' = a \cdot PE + b \cdot PR + c \cdot PRO - d \cdot PL, \quad (1)$$

gdzie:  $PE$  – oznacza ewapotranspirację potencjalną,  $PR$  – deficyt wilgotności gleby,  $PRO$  – potencjalny odpływ i  $PL$  – potencjalne straty wynikające z ewapotranspiracji. Symbole  $a, b, c, d$  są współczynnikami liczbowymi równania (1).

Zgodnie z przyjętym założeniem, w niniejszym opracowaniu główną podstawą analizy są wyniki działania opisanego algorytmu udostępnione przez Climatic Research Unit (CRU). Obejmują one zmodyfikowane wielkości miesięcznych indeksów surowości suszy  $scPDSI$  (self-calibrating Palmer Drought Severity Index) oraz miesięczne sumy opadowe i średnie temperatury w latach 1901-2002, ograniczone do siatki węzłów współrzędnych geograficznych pokrywających z niewielkim nadmiarem zasięg obszaru Polski.

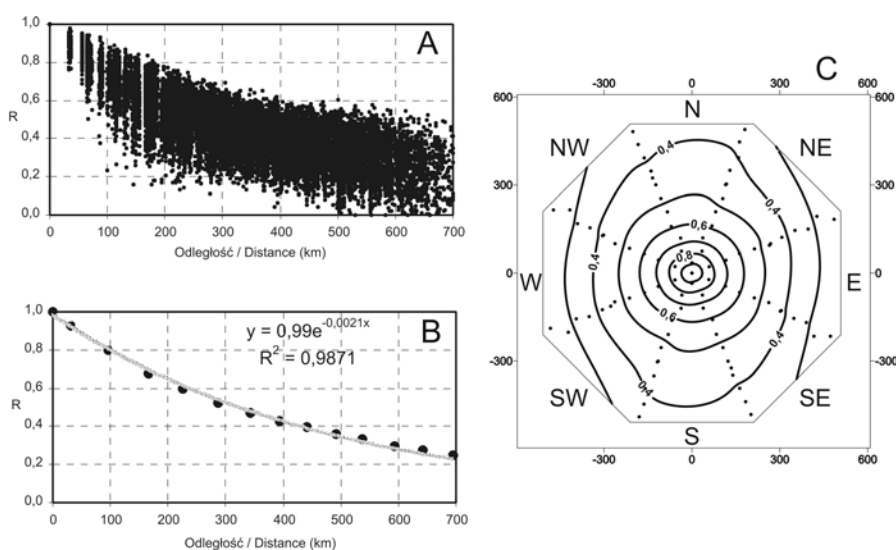
Wyodrębnione dane stanowią zbiory tablic typu geograficznego: obiekty – okresy. Mogą być traktowane w kategoriach analizy procesów stochastycznych i pól losowych, a także mogą być analizowane metodami statystyki wielowymiarowej – znanymi z licznych zastosowań w opracowaniach geograficznych (Chojnicki 1977).

## METODY I WYNIKI BADAŃ

Analiza danych wejściowych, stanowiących zbiór geograficznych obserwacji, w naturalny sposób zmusza do identyfikacji cech ich zmienności w wymiarze przestrzennym i czasowym. Pojawia się również naturalna potrzeba rozpoznania synchronizacji zmian i współzależności badanego wskaźnika suszy z innymi, pokrewnymi charakterystykami hydrometeorologicznymi.

Syntetyczną miarą zmienności przestrzennej analizowanego zbioru danych jest funkcja autokorelacji przestrzennej (rys. 1A), obrazująca „podobieństwa” przebiegu badanego elementu w parach węzłów sieci geograficznej położonych w określonej odległości lub uśrednionych w przedziałach odległości węzłów (rys. 1B), a także

w biegunowym układzie ich wzajemnych odległości i azymutów (rys. 1C). Związki empiryczne pomiędzy poziomem skorelowania własności pola wskaźnika suszy, a odległością wyraża równanie wykładnicze typu  $R = R_0 e^{-\alpha D}$ . Wartość  $B = (1 - R_0)$  stanowi wskaźnik błędu dopasowania podanej funkcji, a parametr  $\alpha$  jest odwrotnością tzw. promienia korelacji. Układ izokorelat w układzie odległość – azymut (rys. 1C) wskazuje natomiast, że zmienność badanego pola w zakresie odległości mniejszych od 300 km można uznać za izotropową – nie wykazującą wyraźnego ukierunkowania.



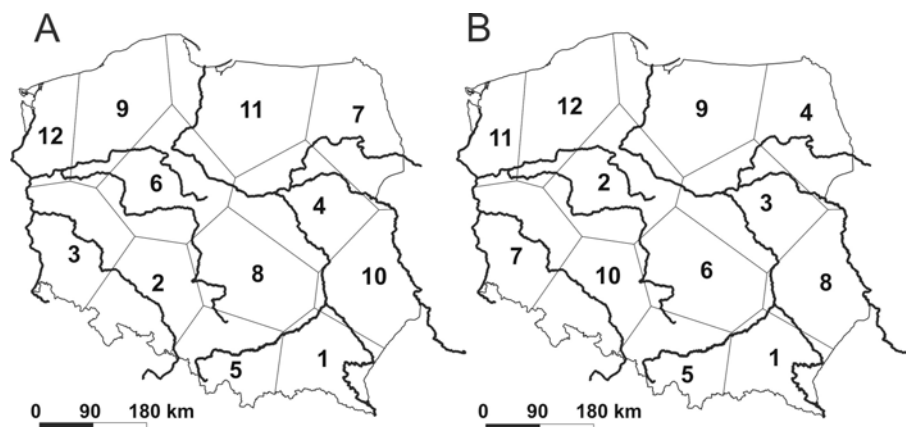
**Rys. 1.** Funkcja autokorelacji przestrzennej indeksu suszy scPDSI w ujęciu: A – szczegółowym, B – zgeneralizowanym i C – w układzie współrzędnych biegunowych

**Fig. 1.** Spatial autocorrelation function of drought index: A – detailed, B – generalised, C – in polar coordinates

Innym uogólnionym obrazem zmienności przestrzennej wskaźnika suszy Palmera jest podział typologiczny obszaru Polski dokonany przy wykorzystaniu hierarchicznej metody klasyfikacji Warda (Parysek 1982), należącej do numerycznych procedur aglomeracyjnych z zakresu analizy skupień. Przedstawia on zbiory punktów (węzłów siatki), które charakteryzują się wyraźną synchronizacją wahań badanego zjawiska w okresie 1901-2000 (rys. 2A,B). Zasięg wydzielonych obszarów (o kształcie wieloboków Thiessena) ustalono wyznaczając środki geometryczne poszczególnych skupień i następnie stosując interpolację liniową.

Na mapach podziału dokonano próby waloryzacji wyróżnionych klas. Oznaczono ich pozycję w uporządkowanym regionalnie: 1<sup>0</sup> nie malejącym szeregu średnich

rocznych wartości, wyliczonych z pełnego stulecia 1901-2000 (rys. 2A), oraz 2<sup>o</sup> według obniżającego się ryzyka „suchości”, wyrażonego wielkością wskaźnika suszy o prawdopodobieństwie występowania  $p = 5\%$  (rys. 2B). W przyjętej konwencji, w obu przypadkach, najmniej korzystne warunki charakteryzują obszary oznaczone niskimi numerami 1-3, a optymalny poziom wykazują klasy o kodach 10-12. Z przeprowadzonych badań wynika, że w opisywanym stuleciu w silniejszym stopniu zagrożone suszą były południowe i centralne obszary Polski, a zjawisko ostrej suszy notowano częściej we wschodnich rejonach kraju.

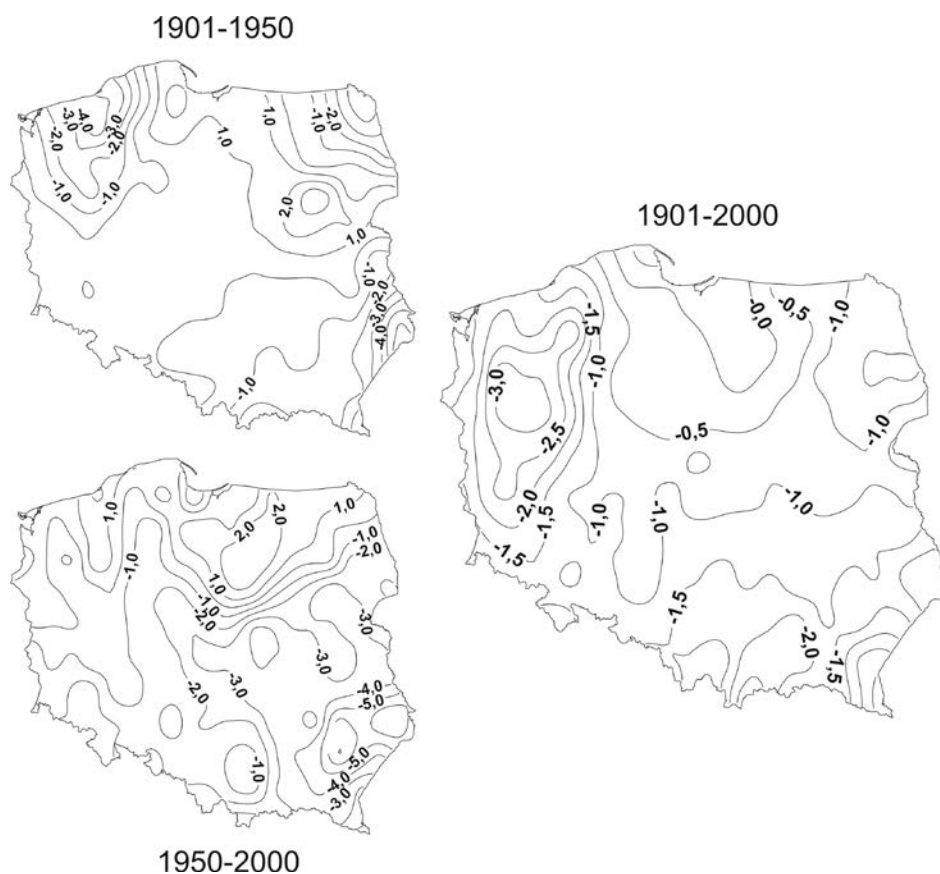


**Rys. 2.** Podział typologiczny i ocena przeciętnego (A) oraz skrajnego (B) uwilgotnienia obszaru Polski w XX wieku mierzonego indeksem suszy scPDSI (klasy oceny w porządku narastającej wilgotności)

**Fig. 2.** Typological division and evaluation of average (A) and extreme (B) moisture in Poland in 20<sup>th</sup> century, measured using drought index (ranks of evaluation in the order of increasing moisture)

Istotnym problemem, któremu zwykle poświęca się bardzo wiele opracowań metodycznych, jest dekompozycja zmienności czasowej różnych zjawisk na składowe deterministyczne i losowe (Bendat i Piersol 1976). W rozważanym przypadku próby rozpoznania ogólnej tendencji zmian i wahań okresowych dokonano w każdym punkcie badanego pola losowego. Równania trendu jako prostej regresji zależne od czasu, typu  $y = a + bt$ , wyliczono na podstawie danych dla pełnego stulecia i osobno dla obu półwieczy. Zróznicowanie przestrzenne współczynników kierunkowych równań  $b$  zilustrowano w formie map izarytmicznych (rys. 3). W pierwszym półwieczu – jak wynika z przeglądu i porównania map – tendencje narastania zjawisk suszy (ujemne wielkości parametru  $b$ ) objęły środkową strefę wybrzeża Bałtyku i Pojezierza Pomorskiego oraz wschodnie rejony Pojezierza Mazurskiego, Rostocza i Wyżyny Lubelskiej. W kolejnym półwieczu narastanie zjawisk

ska suszy zaznaczyło się w południowo wschodnich i centralnych regionach Polski, a w całym stuleciu okazał się charakterystyczny dla prawie całego obszaru kraju.



**Rys. 3.** Przestrzenne zróżnicowanie współczynników kierunkowych trendów liniowych uwilgotnienia Polski w półwieczach (A i B) i w XX wieku (C) (wartości ujemne wyznaczają obszary objęte suszą)

**Fig. 3.** Spatial diversity of direction coefficients of linear trend of moisture in Poland in half-centuries (A and B), and in 20<sup>th</sup> century (C) (negative values correspond to drought areas)

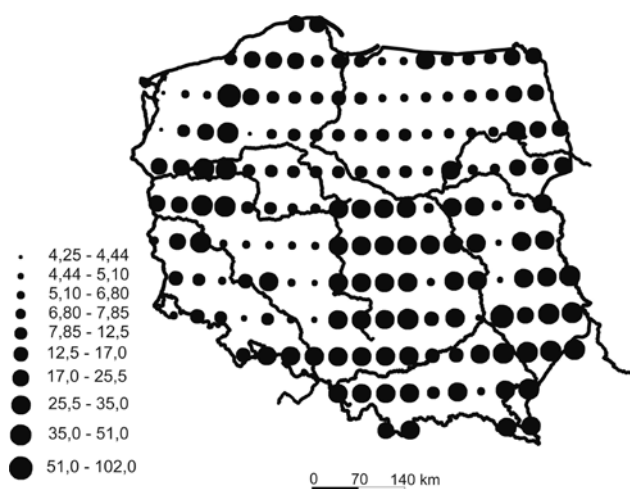
Ogólne tendencje „narastania suszy” w badanym okresie potwierdzają dodatkowo liczby zestawione w tabeli 1. Oznaczają one frakcje ilości węzłów (punktów pola) w kolejnych dziesięcioleciach rozważanej serii danych o wielkościach wskaźnika, sklasyfikowanych według kategorii surowości suszy Palmera (van der Schrier i in. 2006).

**Tabela 1.** Frakcje wielkości indeksu suszy scPDSI poklasyfikowanych według kategorii surowości suszy Palmera (skrajne przedziały: dodatnie i ujemne oznaczają sytuacje ekstremalnie wilgotne i suche)

**Table 1.** Fractions of values of PSD Index, classified by categories of Palmer drought severity (positive and negative extreme ranges mark extremely moist and dry events)

Klasy suszy Classes of droughts	1901-10	1911-20	1921-30	1931-40	1941-50	1951-60	1961-70	1971-80	1981-90	1991-2000
3,0-4,0	0,00	0,00	4,17	0,00	0,00	0,00	4,17	0,83	1,67	0,00
2,0-3,0	0,00	1,67	11,67	2,50	7,50	0,00	11,67	15,00	1,67	0,00
1,0-2,0	25,00	24,17	22,50	29,17	16,67	13,33	25,00	13,33	1,67	7,50
0,5-1,0	35,00	21,67	7,50	13,33	17,50	14,83	10,00	15,00	3,33	3,33
0,5-0,5	28,33	25,83	22,50	43,33	23,33	15,00	17,50	24,17	19,17	27,50
-0,5-1,0	9,17	15,00	14,17	9,17	15,83	15,17	11,67	19,17	16,67	16,67
-1,0-2,0	2,50	11,67	13,33	2,50	15,00	24,17	18,33	11,67	19,17	31,67
-2,0-3,0	0,00	0,00	4,17	0,00	4,17	15,83	1,67	0,83	30,00	13,33
-3,0-4,0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,67	0,00	0,00	6,67	0,00

Obrazem przedstawiającym zróżnicowanie długości podstawowego cyklu wahań wskaźnika suszy w poszczególnych punktach węzłowych zbioru danych jest przygotowany kartogram punktowy (rys. 4). Wielkość znaku graficznego informuje o klasach długości cyklu wyjaśniającego największą porcję zmienności wskaźnika (średnio 12-15% wariancji). Rozmieszczenie i zagęszczenie symboli wyznacza natomiast strefy przestrzenne o przewadze występowania cykli o określonej długości. Warto podkreślić, że większość ustalonych na drodze analizy fourierowskiej składowych periodycznych można by wiązać ze zmiennością plam słonecznych. Ponad 20% przypadków stanowią bowiem okresy 11-12 letnie, równie częste są okresy odpowiadające podwojonej i potrójonej długości cyklu aktywności Słońca. Te ostatnie – zbliżone do 35-letniego cyklu Brücknera – pojawiły się w 40% przypadków. Deterministyczna interpretacja uzyskanego wyniku, wobec wielu możliwych czynników decydujących o zmienności czasowej zjawisk przyrodniczych, jest oczywiście wątpliwa i trudna do ścisłego udowodnienia (Soja, Walanus 1997, Walanus, Prokop 2004). W każdym przypadku może być jednak traktowana w kategoriach działania swoistego operatora fizycznego – generatora procesu losowego. W takiej sytuacji najistotniejszym zagadnieniem staje się śledzenie „stałości odpowiedzi” tego operatora, przy uwzględnieniu podobnych, wieloletnich serii badanego zjawiska.

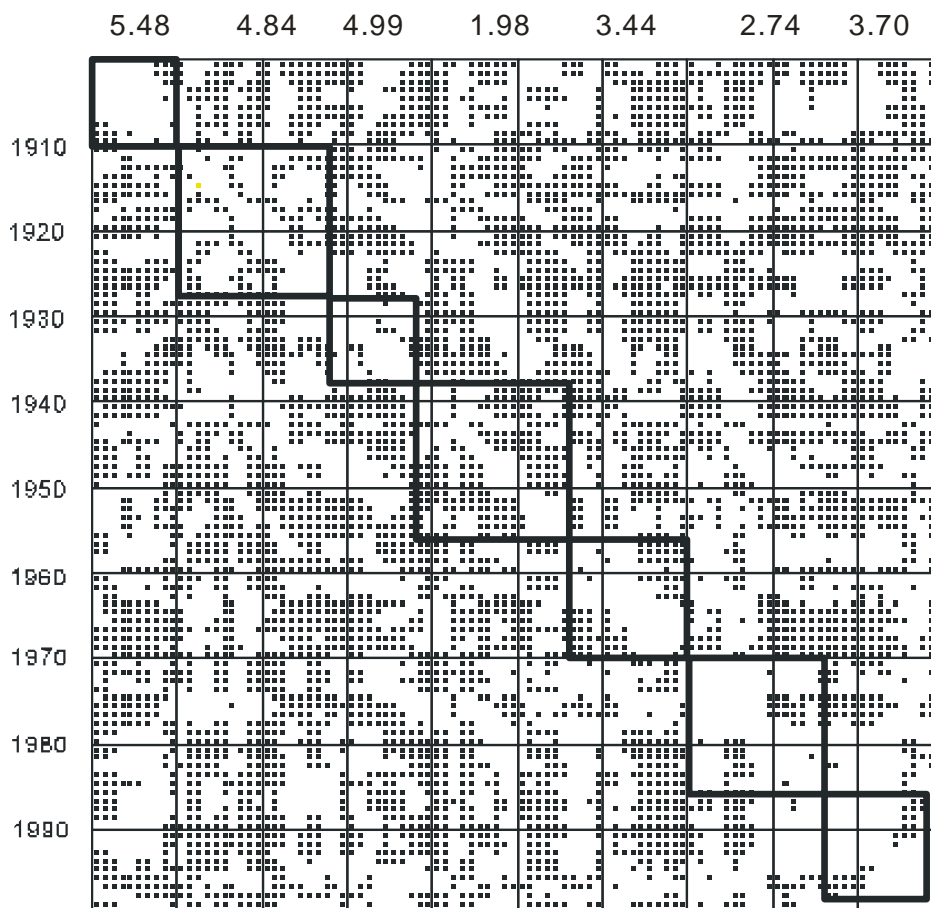


**Rys. 4.** Okresy składowych harmonicznych, wyjaśniających największy procent zmienności wskaźnika scPDSI w latach 1901-2002, w poszczególnych węzłach sieci współrzędnych geograficznych  
**Fig. 4.** Cycles of harmonic components, explaining the highest percent of changeability of drought index in 1901-2002, in particular nodes of geographical coordinates grid



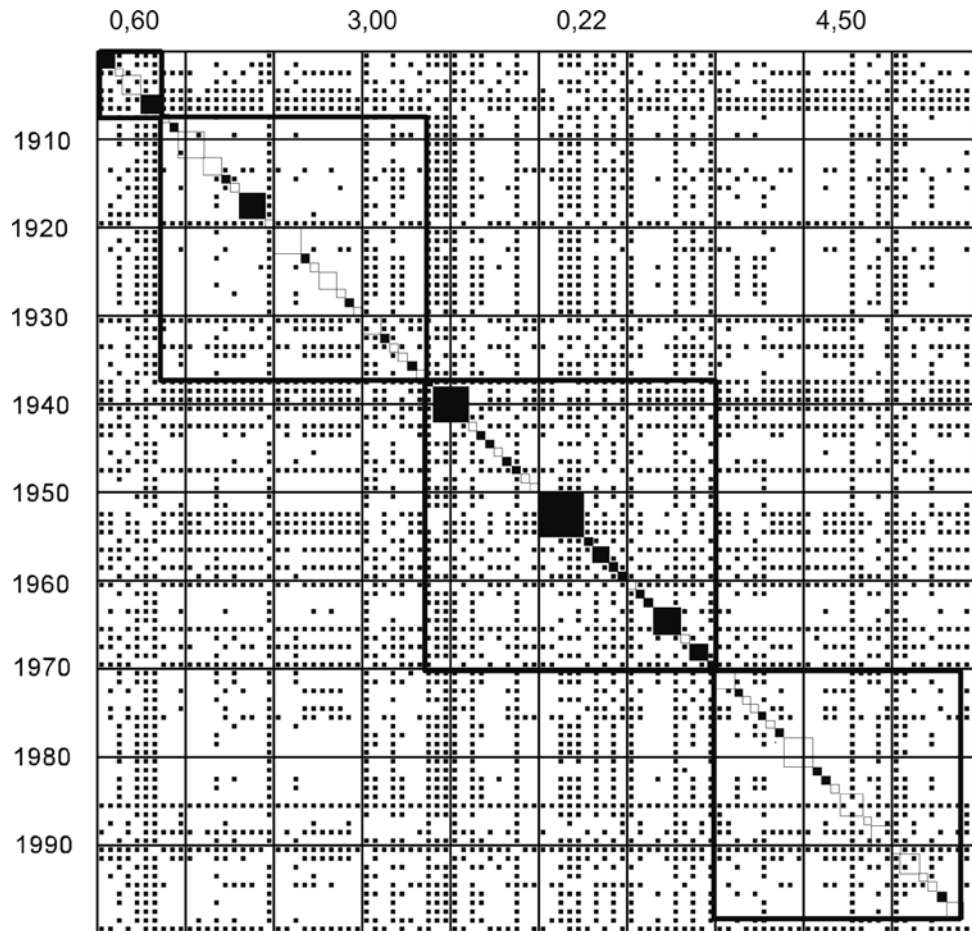
Obraz zmienności czasowej analizowanego zbioru danych, w poglądowy i syntetyczny sposób, dopełniają dwa diagramy Czekanowskiego (rys. 5 i 6), przygotowane przy pomocy oryginalnych programów numerycznych (Paszczyk 2007). Są one swoistymi wykresami – periodogramami binarnymi informującymi: o wzajemnym podobieństwie (skorelowaniu) rozkładów przestrzennych badanego wskaźnika oraz o zgodności jego wahań sezonowych przy uwzględnieniu wszystkich możliwych kombinacji porównywanych parami lat. Pozwalają one, poprzez analizę układu oznaczeń graficznych w strefie diagonalnej wykresu (zagęszczenia znaków punktowych, wskazujących na rozbieżności rozkładów lub zmian sezonowych), w bezpośredni sposób wyróżnić lata lub zbiory lat podobnych do siebie i wyraźnie różnych od reszty. Dodatkowy element graficzny, zaznaczony na wykresie 5 (stanowiący zestaw kwadratów) wyznaczający „zasięg czasowy” charakterystycznych dla Polski epok cyrkulacyjnych, ustalonych przez Degirmendźica, Kożuchowskiego i Wibig (2000), umożliwia ponadto ocenę synchroniczności zmian uwzględnionych charakterystyk wskaźnika suszy i cyrkulacji atmosferycznej. Warto podkreślić, że zgodność ta zaznacza się szczególnie wyraźnie w przypadku analizy wzajemnego podobieństwa rozkładów przestrzennych badanego zjawiska (rys. 5). Obiektywną miarą tego faktu są liczby umieszczone ponad górną krawędzią rysunku, oznaczające przewagę średnich poziomów skorelowania lat, wyliczoną (z pominięciem wartości jednostkowych na przekątnej macierzy podobieństwa) jako ilorazy z uwzględnieniem konkretnych epok cyrkulacyjnych i odpowiadających im lat w układzie macierzy podobieństwa, pozostający poza okresem ich trwania. Świadczy to o wpływie – w skali makro – ustroju cyrkulacyjnego atmosfery na przebieg i stan uwilgotnienia/suchości obszaru Polski. Wpływ ten w specyficzny sposób uwidacznia się także w przypadku analizy podobieństwa wahań sezonowych indeksu suszy na obszarze Polski (rys. 6). Na sporządzonym periodogramie odrębnym znakiem graficznym oznaczono lata o określonym przez Degirmendźica i in. (2000) typie sezonowej struktury wskaźników cyrkulacji. Lata te pogrupowano w dwóch klasach. Do pierwszej zaliczono typy A + B, o nasilonej, a do drugiej, C+D, o osłabionej cyrkulacji strefowej. Wyznaczono i zaznaczono ponadto zasięgi podokresów z wyraźną dominacją wspomnianych klas. Ich granice czasowe ustalono biorąc pod uwagę miary intensywności strefowej cyrkulacji (Degirmendźic i in. 2000), opisanej indeksami ZI (Zonal Index) i NAO (North Atlantic Oscillation) oraz wyrażonej jako stosunek liczby lat A+B do liczby lat C+D. Warto zaznaczyć, że przy założeniu minimalnej ilości wydzielonych podokresów, starano się w maksymalnym stopniu różnicować charakteryzujące je ilorazy  $(A+B)/(C+D)$ . Ich wielkości zamieszczono bezpośrednio na rysunku 6, ponad górną granicą periodogramu. Ostatecznie wyróżniono cztery okresy: 1901-1908, 1909-1936, 1937-1970 i 1971-1998. W ich obrębie przebieg sezonowej zmienności indeksu suszy, w zależności od stopnia prze-

wagi strefowej cyrkulacji (typy A+B), wykazuje znaczne podobieństwo, lub – przy dużej częstotliwości typów C+D) – zróżnicowanie i brak charakterystycznych wahań sezonowych.



**Rys. 5.** Periodogram binarny podobieństwa rozkładów przestrzennych indeksu suszy w latach 1901-2000. (Zbiór kwadratów w strefie diagonalnej schematu wyznacza zasięgi czasowe epok cyrkulacyjnych wg Degirmendzica, Kożuchowskiego i Wibig (2000). Liczby ponad górną krawędzią wykresu informują o przewadze poziomu skorelowania badanego zjawiska w poszczególnych epokach i poza okresami ich trwania)

**Fig. 5.** Binary periodogram of similarity of spatial distribution of drought index in 1901-2000 (collection of squares in diagonal zone of scheme indicates temporal ranges of circulation age according to Degirmendzic, Kożuchowski and Wibig (2000). Numbers above the upper margin of chart inform about domination of correlation level of the examined phenomenon in particular ages and beyond periods of their duration)



**Rys. 6.** Periodogram binarny podobieństwa wahań sezonowych indeksu scPSDI w Polsce w okresie 1901-2000. (Oznaczenia na przekątnej schematu wyróżniają lata o nasilonej (puste) i osłabionej (czarne kwadraty) cyrkulacji strefowej. Duże kwadraty określają charakterystyczne podokresy badanej serii. Liczby ponad wykresem informują o częstości lat z przewagą cyrkulacji strefowej w wyróżnionych podokresach)

**Fig. 6.** Binary periodogram of probability of seasonal changes of PSD Index in Poland in 1901-2000. (Description on diagonal of the scheme indicates years of intensified (blank) and weakened (black squares) zonal circulation. Big squares describe characteristic sub-periods of examined series. Numbers above the chart inform about the frequency of years with dominant zonal circulation in assigned sub-periods)

Cechy przestrzennej i czasowej zmienności pierwotnego zbioru danych przeanalizowano również wykorzystując metodę składowych głównych. Obliczenia

prowadzono osobno dla miesięcznych podokresów badanej serii. Punktem wyjścia obliczeń była macierz korelacji wzajemnej obiektów (węzłów siatki geograficznej), ustalona na podstawie szeregów czasowych (technika S) oraz w drugim etapie macierz korelacji okresów (lat), uzyskana na podstawie szeregów przestrzennych (technika T) (tab. 2). Dla tak określonych macierzy w każdym przypadku rozwiązywane było równanie wyznacznikowe prowadzące do transformacji pierwotnego zbioru danych w nowe, ortogonalne względem siebie zmienne, tzw. składowe główne  $\lambda = (\lambda_l)$ , ( $l = 1, 2, \dots, k$ ) i odpowiadające im znormalizowane wektory własne  $W_l = (w_{il})$ , ( $i = 1, 2, \dots, m$ ). Wartości  $\lambda_l$  (tab. 2) pozwoliły określić zasób wariancji danych pierwotnych, wyczerpywanej przez kolejne, malejące co do znaczenia, składowe główne. Natomiast współrzędne wektorów  $w_{il}$ , interpretowane jako współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi pierwotnymi (obiektami, okresami) a poszczególnymi składowymi głównymi, umożliwiły merytoryczną identyfikację wyodrębnionych składowych i interpretację ukrytej struktury zmienności badanego zjawiska.

Ostateczne wyniki analizy składowych głównych ilustrują wybrane mapy (rys. 7) i wykresy (rys. 8). Mapy izarytmiczne obrazują charakterystyczne rozkłady przestrzenne, które sugerują interpretację geograficzną „natury działania” głównych, ortogonalnych względem siebie czynników. Wobec podobieństwa i powtarzalności ich przestrzennego zróżnicowania – niezależnie od rozważanego okresu – poprzestano jedynie na przedstawieniu przykładowych map dla miesiąca zimowego – lutego oraz letniego – lipca, przy czym główne znaczenie przypisano trzem pierwszym składowym wyjaśniającym największy procent wariancji danych źródłowych (tab. 2).

W oparciu o przegląd wspomnianych map (rys. 7) pierwszą wyróżnioną składową wiązać można z ukształtowaniem hipsometrycznym Polski, decydującym o ogólnej zmienności cech klimatycznych (głównie opadów). Drugą zaś z oddziaływaniem szerokości geograficznej, warunkującej ilość dopływającej energii, zależnej od kąta padania promieni słonecznych i czasu trwania usłonecznienia, a trzecią z długością geograficzną, określającą na obszarze Polski wpływy klimatu morskiego (Oceanu Atlantyckiego) oraz lokalnie z oddziaływaniem Morza Bałtyckiego.

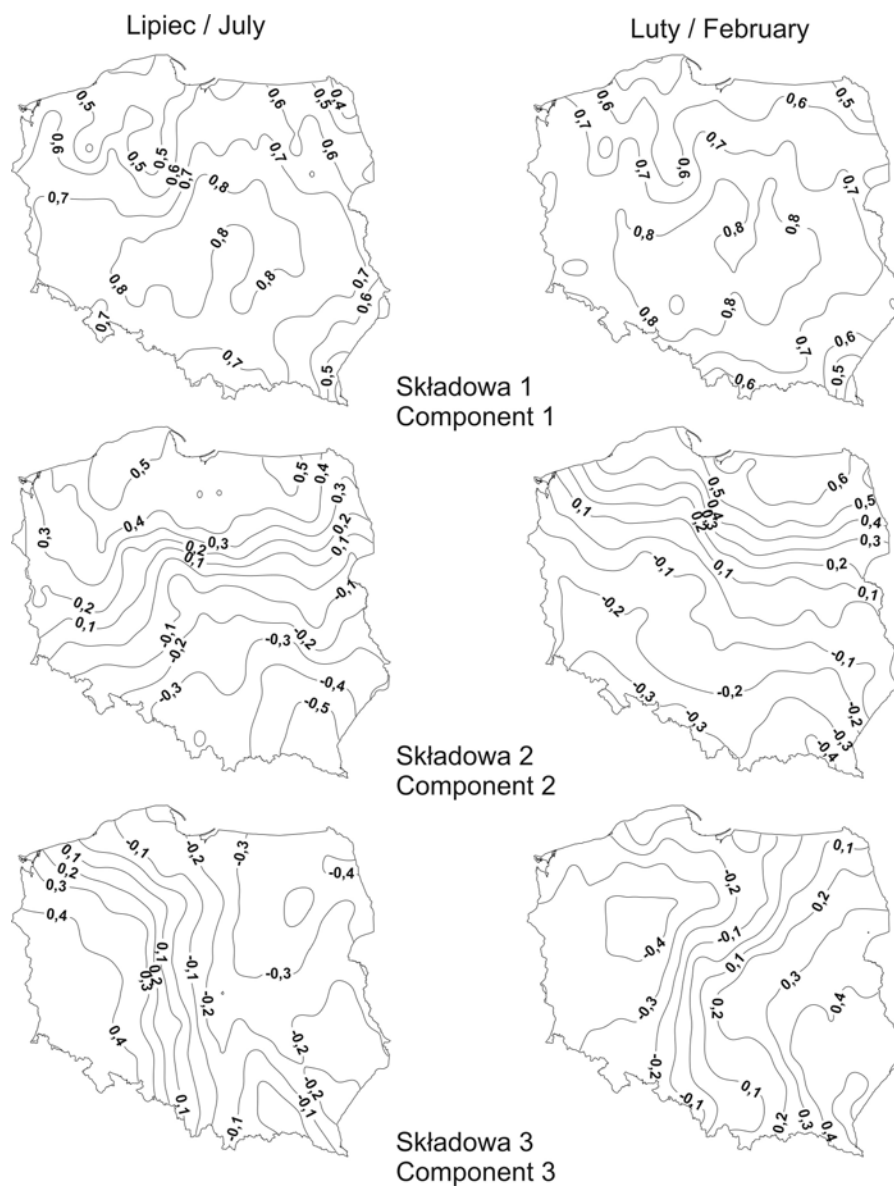
Znacznie trudniej – mimo różnicujących się zdecydowanie miesięcy pierwszej i drugiej połowy roku - dokonać wyraźnej interpretacji współrzędnych wektorów własnych związanych ze składowym głównymi ustalonymi po czasie (rys. 8). Charakteryzują one ich udziały w ogólnej zmienności z roku na rok, składające się z wag wpływu szeregów czasowych w poszczególnych punktach pomiarowych (węzłach sieci), które wynikają bezpośrednio z działania procedury transformacji danych w szereg liniowych funkcji ortogonalnych.

**Tabela. 2.** Procenty wariancji pól indeksu suszy PDSI w poszczególnych miesiącach roku wyjaśnionej przez składowe główne wyliczone według schematu S i T

**Table 2.** Percents of variance of drought indices in particular month of the year, explained by main components, counted by scheme S and T

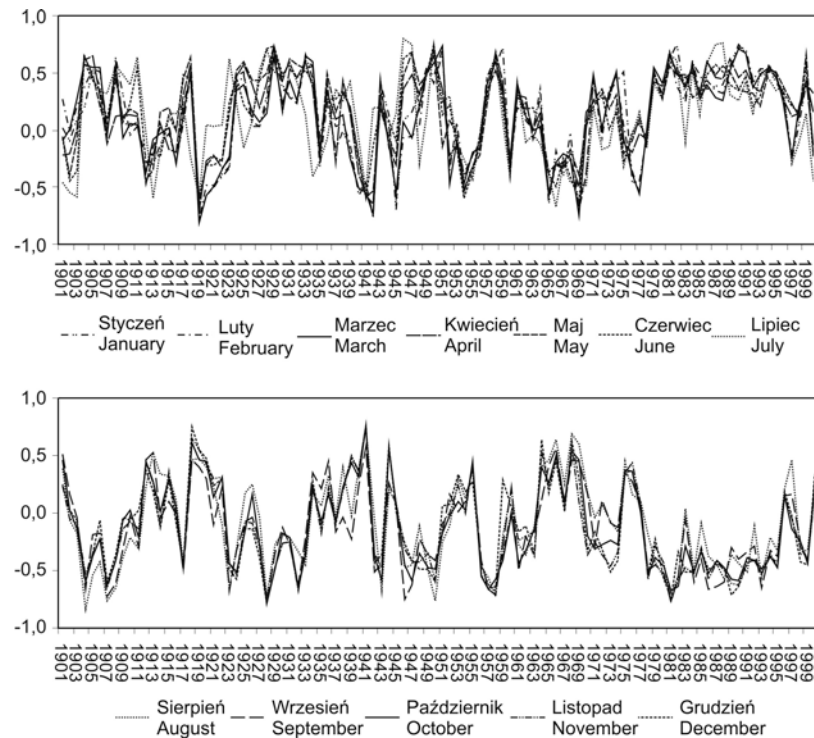
Pola indeksu PDSI Fields of PDSI index	Składowe główne ustalone na podstawie szeregów czasowych – TECHNIKA S Main components based on time series – TECHNIKA S											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
s1	48,50	48,30	50,56	50,89	47,71	44,92	44,12	46,05	45,09	49,85	50,56	48,78
s2	58,64	58,04	60,15	60,05	57,27	55,05	54,81	56,89	55,44	59,73	60,15	58,47
s3	67,37	66,41	67,30	66,59	63,82	62,74	63,21	65,21	64,81	67,83	67,30	67,12
s4	71,56	70,65	71,59	70,86	68,48	67,65	67,84	70,05	69,90	72,11	71,59	71,63
s5	75,01	74,22	75,05	74,04	71,87	71,39	71,63	73,79	73,68	75,56	75,05	75,14
s6	78,09	77,47	78,04	76,87	74,79	74,39	74,95	77,13	76,92	78,39	78,04	78,26
s7	80,39	79,76	80,23	79,09	77,14	76,73	77,42	79,55	79,29	80,53	80,23	80,50
s8	82,13	81,53	81,89	80,98	79,15	78,85	79,43	81,57	81,32	82,58	81,89	82,26
s9	83,81	83,12	83,36	82,40	80,82	80,57	81,12	83,13	82,95	84,13	83,36	83,81
s10	85,25	84,60	84,76	83,72	82,42	82,16	82,59	84,45	84,34	85,36	84,76	85,15
s11	86,60	85,83	86,04	85,03	83,79	83,58	83,89	85,75	85,65	86,55	86,04	86,40
s12	87,74	86,92	87,20	86,20	84,96	84,78	85,12	86,89	86,72	87,61	87,20	87,58
s13	88,68	88,00	88,23	87,19	86,08	85,92	86,29	87,92	87,69	88,58	88,23	88,55
s14	89,57	88,90	89,07	88,07	87,05	86,97	87,31	88,89	88,58	89,42	89,07	89,42

	90,31	89,72	89,89	88,94	87,98	87,91	88,22	89,69	89,41	90,17	89,89	90,22
s15												
Składowe główne ustalone na podstawie szeregów przestrzennych – TECHNIKA T												
Main components based on spatial series – TECHNIKA T												
Pola indeksu PDSI	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Fields of PDSI index												
s1	16,85	15,68	16,06	14,94	15,32	14,89	16,06	15,76	15,32	15,63	15,92	16,18
s2	30,84	29,39	29,30	27,51	26,58	27,35	28,16	28,40	28,84	29,25	28,94	29,51
s3	39,85	38,23	38,55	37,74	36,57	37,20	38,60	38,76	38,75	38,87	38,28	38,73
s4	47,34	46,03	46,43	45,79	44,80	45,38	46,70	47,31	47,76	47,60	47,05	46,75
s5	53,92	52,94	52,96	51,91	51,04	51,25	52,74	54,07	54,59	53,84	53,38	53,34
s6	60,09	59,16	59,23	57,02	56,35	56,87	58,44	59,96	59,97	59,48	59,30	59,51
s7	64,08	63,50	63,34	61,88	60,51	61,13	62,31	63,90	63,72	63,38	63,11	63,35
s8	67,26	66,77	66,61	65,45	64,26	64,66	65,85	67,23	67,07	66,66	66,44	66,62
s9	70,16	69,45	69,29	67,97	67,09	67,66	68,41	69,83	69,75	69,52	69,20	69,47
s10	72,77	72,07	71,76	70,31	69,71	70,09	70,79	72,11	72,14	71,97	71,81	72,05
s11	75,09	74,25	73,84	72,47	71,94	72,34	72,98	74,17	74,13	74,11	73,98	74,36
s12	76,92	76,12	75,72	74,45	74,07	74,36	75,04	76,14	76,04	76,03	75,97	76,25
s13	78,62	77,87	77,54	76,29	75,93	76,31	76,94	77,98	77,86	77,87	77,71	78,01
s14	80,12	79,58	79,24	78,01	77,64	78,17	78,63	79,65	79,42	79,49	79,32	79,67
s15	81,51	81,01	80,68	79,54	79,22	79,70	80,13	81,09	80,79	80,93	80,74	81,10



**Rys. 7.** Rozkład przestrzenny wektorów własnych trzech głównych składowych wyjaśniających największy procent wariancji całkowitej pola indeksu scPDSI w latach 1901-2002 – w miesiącach lipiec i luty

**Fig. 7.** Spatial distribution of vectors of three main components explaining the highest percent of total variance of PSD Index area in 1901-2002, in July and February



**Rys. 8.** Zmienności wektorów własnych pierwszej składowej głównej w miesięcznych polach indeksu scPDSI w Polsce, obejmującego okres 1901-2002

**Fig. 8.** Variability of vectors of the first component in month fields of PSD Index in Poland in 1901-2002

Kolejnym sposobem opisu i analizy dostępnego zbioru danych jest metoda tzw. trendu powierzchniowego (Chojnicki 1977, Boryczka, Stopa-Boryczka 1986, Ewert 1984), zastosowana z wykorzystaniem przygotowanego zestawu programów numerycznych. Wiąże ona zmienność badanego zjawiska w ustalonym momencie czasu (miesiącu serii) ze współrzędnymi położenia geograficznego ( $X, Y, Z$ ). Wyraża ją w ogólnej postaci następujących wielomianów algebraicznych o postaci:

$$U_i = \sum_j^{K+1} a_j f_j(X_i, Y_i, Z_i) + \varepsilon_i; f_{k+1}(X_i, Y_i, Z_i) \equiv 1$$

lub

$$U_i = \sum_j^{K+1} a_j f_j(X_i, Y_i) + \varepsilon_i; f_{k+1}(X_i, Y_i) \equiv 1.$$

gdzie  $K$  jest stopniem wielomianu, a  $\varepsilon$  błędem dopasowania.  $I = 1, 2, \dots, N$ ,  $N$  oznacza liczbę punktów – węzłów sieci.



W opracowaniu ograniczono się do interpretacji maksymalnie zgeneralizowanej standaryzowanej formy wspomnianych wielomianów:

$$U_1 = a_1 X + a_2 Y \quad (2)$$

oraz

$$U_2 = a_1 X + a_2 Y + a_3 Z.$$

Symbole  $a_1, a_2, a_3$  oznaczają parametry strukturalne równań, a  $X$  i  $Y$  są współrzędnymi topograficznymi obowiązującego w Polsce odwzorowania GUGIK1992, zależnymi od szerokości geograficznej, warunkującej dopływ energii słonecznej i długości geograficznej, odzwierciedlającej wpływy klimatu oceanicznego oraz wysokości nad poziom morza  $Z$ . Parametry równań ( $a_1$  i  $a_2$ ) stanowią gradienty, charakteryzujące przeciętne zmiany badanego wskaźnika w kierunku odpowiedniej współrzędnej w konkretnym miesiącu serii czasowej, wyrażone w porównywalnych jednostkach odchylenia standardowego zmiennej zależnej  $U_1$  lub  $U_2$ . Wartości  $a_1$  i  $a_2$  są składowymi gradientu wypadkowego (głównego) opisanego wzorem:

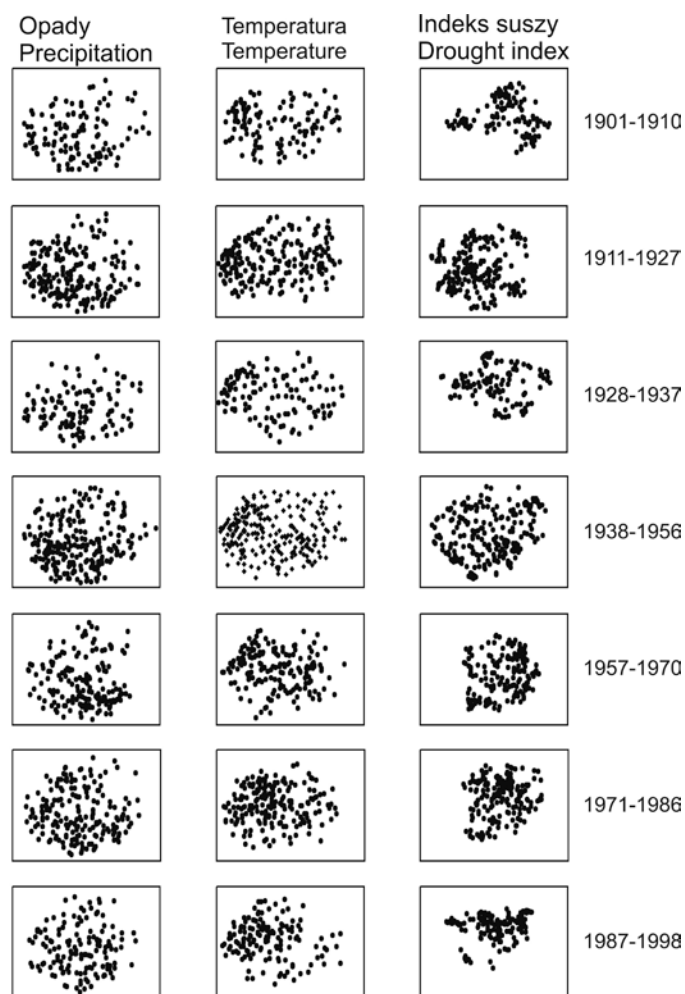
$$G = \sqrt{a_1^2 + a_2^2}.$$

Dla danej funkcji trendu powierzchniowego jest on wielkością niezmienniczą i ukierunkowaną w stronę najszybszego wzrostu wielkości zmiennej zależnej  $U_1$  i  $U_2$  (w tym przypadku zredukowanej do poziomu morza). Oznacza to rozciągnięcie gradientu wzdłuż normalnej do przebiegu izolinii w płaszczyźnie regresji. Kierunek maksymalnego wzrostu powierzchni trendu powierzchniowego określa azymut gradientu głównego, wyznaczony według wzoru:

$$A = \arccos\left(\frac{a_1}{|G|}\right). \quad (3)$$

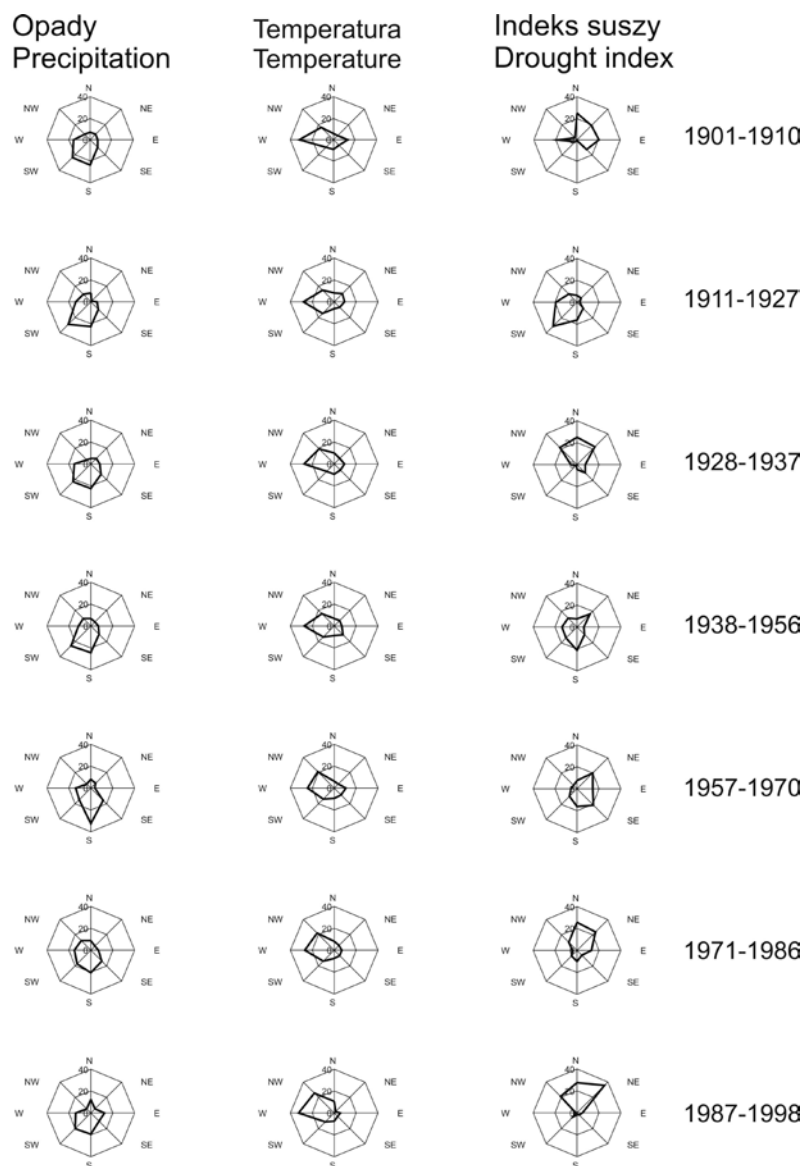
Parametry równań  $a_1$  i  $a_2$ , a zwłaszcza długości i kierunki (azymuty) gradientów  $G$  w syntetycznej formie charakteryzują przestrzenną zmienność badanego wskaźnika w ustalonym miesiącu analizowanej serii czasowej. Przedstawiono je w formie graficznej na rysunkach 9 i 10, przy czym poprzestano jedynie na uwzględnieniu formuły równania (2). Dla porównania wyliczono analogiczne charakterystyki dla opadów i temperatur. Wykresy uporządkowano dodatkowo w okresach odpowiadających epokom cyrkulacyjnym ustalonym przez Degirmendzica, Kożuchowskiego i Wibig (2000). Obok struktury rozkładu gradientów podstawowych  $a_1$  i  $a_2$  zobrazowanych punktowo w układzie znormalizowanych osi współrzędnych  $X$  i  $Y$ , w zakresie od  $-1$  do  $+1$ , przedstawiono rozkład głównych gradientów  $G$  średnich miesięcznych opadów, temperatur i indeksów suszy

w formie wykresów radialnych, wskazujących na ich ukierunkowanie w odniesieniu do kardynalnych kierunków stron świata.



**Rys. 9.** Struktura rozkładu gradientów podstawowych  $a_1$  i  $a_2$  miesięcznych pól sum opadów, średnich temperatur powietrza oraz wielkości indeksów suszy, zobrazowana układem punktów w znormalizowanych osiach współrzędnych X,Y, w zakresie  $<-1, +1>$ . (Wyróżnione podokresy serii 1901-2000 wyznaczają epoki cyrkulacyjne ustalone przez Degirmendzica i in. 2000)

**Fig. 9.** Structure of main gradients distribution  $a_1$  and  $a_2$  of monthly sum of precipitation, average air temperatures and values of drought indices, visualised by pattern of points in normalised axes of coordinates X, Y, in the range  $<-1, +1>$ . (Assigned sub-periods of the series 1901-2000 determine circulation ages according to Degirmendzic *et al.* 2000)



**Rys. 10.** Radialne wykresy ukierunkowania głównych gradientów  $G$  miesięcznych pól sum opadów, średnich temperatur powietrza i indeksów scPDSI w Polsce w epokach cyrkulacyjnych wyznaczonych przez Degirmendzica i in. (2000)

**Fig. 10.** Radial charts of direction of main gradients  $G$  of monthly fields of sum of precipitation, average temperatures and indices PSDI in Poland in circulation ages according to Degirmendzic *et al.* (2000)

Z przeglądu wektorów ukierunkowania (rys. 10) wynika między innymi, że w większości miesięcy badanej serii stuletniej przeciętne opady malały z szerokością, a temperatury z długością geograficzną. Intensywność suszy, w okresach epok o przewadze strefowej cyrkulacji, zmniejszała się w kierunku ku północy i północo-wschodowi Polski, a w pozostałych przypadkach nie wykazywała wyraźnego ukierunkowania.

#### WNIOSKI

W opracowaniu rozpoznano przydatność różnych metod i technik statystycznych do oceny zmienności stanu uwilgotnienia obszaru Polski w latach 1901-2000, wyrażonego poprzez wskaźnik surowości suszy Palmera (self-calibrating Palmer Drought Severity Index). Przeprowadzone analizy dokumentują między innymi następujące stwierdzenia:

1. W badanym stuleciu 1901-2000 w silniejszym stopniu zagrożone suszą były południowe i centralne obszary Polski, a zjawisko ostrej suszy notowano częściej we wschodnich rejonach kraju.

2. Tendencje narastania suszy w pierwszej połowie XX wieku zaznaczyły się w strefie wybrzeża Bałtyku i Pojezierza Pomorskiego oraz wschodnich rejonach Pojezierza Mazurskiego, Rostocza i Wyżyny Lubelskiej. W drugim półwieczu objęły południowo-wschodnie i centralne regiony Polski, a w całym stuleciu okazały się charakterystyczne dla prawie całego obszaru kraju.

3. Dominującym rytmem wahań wskaźnika suszy były okresy 11-12 oraz 35 letnie (40% notowanych przypadków).

4. O cechach zmienności indeksu wskaźnika surowości suszy – jak wynika z przeprowadzonej analizy porównawczej, uwzględniającej ustalenia Degirmendzica, Kożuchowskiego i Wibig (2000) – w wyraźnym stopniu decyduje charakter cyrkulacji atmosferycznej.

5. Do głównych czynników decydujących o zróżnicowaniu przestrzennym wskaźnika suszy należy ukształtowanie hipsometryczne oraz rozciągłość geograficzna (szerokość i długość) obszaru Polski.

6. Układ gradientów i ukierunkowanie płaszczyzn trendu powierzchniowego wskazują, że w większości przypadków przeciętne opady malały z szerokością, a temperatury z długością geograficzną. Intensywność suszy, w sytuacji rozwoju strefowej cyrkulacji, zmniejszała się wyraźnie w kierunku północnym i północo-wschodnim Polski, a w okresie jej osłabienia nie wykazywała wyraźnego ukierunkowania.

## PIŚMIENNICTWO

- Bendat J.S., Piersol A.G., 1976. Metody analizy i pomiaru sygnałów losowych. Wyd. PWN, Warszawa.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., 1986. Matematyczny model klimatu Polski. Wyd. UW, Warszawa.
- Chojnicki Z. (red.), 1977. Metody ilościowe i modele w geografii. PWN, Warszawa.
- Degirmendżic J., Kożuchowski K., Wibig J., 2000. Epoki cyrkulacyjne XX wieku i zmienność typów cyrkulacji w Polsce, *Prz. Geof.*, 45, 3-4, 221-238.
- Ewert A., 1984. Opady atmosferyczne na obszarze Polski w przekroju rocznym, Wyd. WSP, Słupsk.
- Jurak D., Głowacka B., Kaczmarek Z., 1998. Meteorologiczny wskaźnik suszy hydrologicznej, *Wiad. IMGW*, 21(42), 23-38.
- Lanen H.A.J., van Tallaksen L.M., Fendekova M., 2007. Work Plan 2007-2010, NE Friend Low Flow and Drought Grup, [www.ne-friend.dafg.de/servlet/is/7402/Workplan](http://www.ne-friend.dafg.de/servlet/is/7402/Workplan)
- Mitchell T.D., Jones P.D., 2005. An improved method of constructing a database of monthly climate observations and associated high-resolution grids. *International Journal of Climatology*, 25(6), 693-712.
- Palmer W.C., 1965. Meteorologic drought. U.S. Weather Bureau Res., Research Paper 45, Washington.
- Parysek J.J., 1982. Modele klasyfikacji w geografii, Ser. Geogr., 31, Wyd. UAM, Poznań.
- Paszczyk J., 2007. Sezonowa zmienność elementów hydrometeorologicznych – próba analizy numerycznej, w: *Obieg wody w środowisku naturalnym i przekształconym*. Wyd. UMCS, Lublin, 410-416.
- Soja R., Walanus A., 1998. Cykle w hydrometeorologii – fakty i wątpliwości, w: *Hydrologia o progu XXI wieku*, Wyd. UW, Warszawa, 273-284.
- Thornthwaite C., Mather J.R., 1955. The Water Balance. Publ. In *Clim.*, T. VIII, z.1.
- Van der Schrier G., Briffa K.R., Jones P.D., Osborn T.J., 2006. Summer moisture variability across Europe. *Journal of Climate*, 19, 2818-2834.
- Walanus A., Prokop P., 2004. Elementarne podejście do problemu cykliczności w zjawiskach klimatycznych. *Prz. Geof.*, 49, 1-2, 57- 69.
- Wells N., Goddard S., Hayes M.J., 2004. A self-calibrating Palmer Drought Severity Index. *Journal of Climate*, 17, 2335-2351.

## DESCRIPTION AND ANALYSIS OF PALMER DROUGHT SEVERITY INDEX IN POLAND IN 1901-2000

*Józef Paszczyk, Zdzisław Michalczyk*

Department of Hydrology, Maria Curie-Skłodowska University  
Al. Kraśnicka 2CD, 20-718 Lublin  
e-mail: [zdzislaw.michalczyk@umcs.lublin.pl](mailto:zdzislaw.michalczyk@umcs.lublin.pl)

**Abstract.** The paper presents an attempt at evaluation of moisture state in Poland in 1901-2000, expressed as modified Palmer Drought Severity Indices (PDSI). Data of Climatic Research Unit database, sorted as regular structure of geographical grid nodes with 0.5° latitude and longitude resolution, were used. They were analysed using various methods and statistical techniques. They were used for numeric description of the spatial and temporal diversity of drought phenomenon – expressed as PSDI. In the examined century, southern and central areas of Poland were endangered by droughts more significantly,

however, the phenomenon of strong drought was observed in the western part of the country. In the first half-century, rising tendencies of droughts were observed in the central zone of the coast of the Baltic Sea, in Pomeranian Lake District and eastern areas of Mazury Lake District, in Roztocze, and Lublin Upland. Thus, in the second half-century, intensification of drought was observed in south-eastern and central regions of Poland, however for the whole century it was characteristic for the almost the whole of Poland. In most cases, average precipitation decreased due to geographical latitude, and temperatures – due to geographical longitude. Periods of 11-12 and 35 years were the dominant rhythm of fluctuations of PSDI (40% of observed cases). Intensity of drought, in the case of zonal circulation development, was distinctly decreased to the northern and north-eastern direction in Poland, and in the period of its weakening it does not show any distinct direction.

**Keywords:** Palmer Drought Severity Indices, drought, drought in Poland