

ZMIENNOŚĆ CZASOWA STRUKTURY PRZESTRZENNEJ MAKSYMALNYCH SUM DOBOWYCH OPADÓW

Alfred Stach

Stach A., 2007: Zmienność czasowa struktury przestrzennej maksymalnych sum dobowych opadów (*Temporal variability of the spatial structure of maximum daily precipitation totals*), *Monitoring Środowiska Przyrodniczego* nr 8, s. 73-90, Kieleckie Towarzystwo Naukowe, Kielce.

Zarys treści: Ekstremalne opady mają duże znaczenie dla funkcjonowania systemów przyrodniczych oraz powodują znaczące szkody gospodarcze. Większość prognoz zmian klimatu wskazuje na duże prawdopodobieństwo wzrostu ich częstości i intensywności. Do tej pory jednakże nie rozważano możliwości zmian struktury przestrzennej ekstremalnych opadów. W niniejszym opracowaniu przetestowano, w oparciu o 25-letnią serię pomiarową maksymalnych miesięcznych i rocznych sum dobowych opadów (MSDO) z obszaru Polski, hipotezę o istnieniu zmienności sezonowej i wieloletniej ich struktury przestrzennej. Zmienność taką zidentyfikowano w odniesieniu do wariancji nuggetowej oraz wariancji i zasięgu pierwszej struktury, którą można utożsamiać z opadami o zasięgu kilku – kilkudziesięciu kilometrów – najprawdopodobniej konwekcyjnymi.

Słowa kluczowe: dobowe opady, maksymalne sumy, struktury przestrzenne, modele semiwariogramów, sezonowa i wieloletnia zmienność.

Key words: *daily precipitation, maximum totals, spatial structure, semivariogram models, seasonal and temporal variance.*

Alfred Stach, Instytut Paleogeografii i Geoekologii UAM, ul. Dziegiełowa 27, 61-680 Poznań, e-mail: frdstach@amu.edu.pl

1. Wprowadzenie

Większość modeli stosowanych do symulacji globalnego systemu klimatycznego (GCM) i prognozowania skutków antropogenicznych zmian bilansu radiacyjnego jest wykorzystywana głównie do uzyskiwania stosunkowo prostych wskaźników klimatycznych, głównie o charakterze czasowym, takich jak: średnie temperatury roczne czy sezonowe, sumy roczne lub sezonowe opadów, przeciętna wydajność opadów itp. (IPCC 2007, Räisänen i wsp. 2004, Wehner 2007). Symulowane wartości tych wskaźników wykazują już bardzo dużą zgodność z danymi pomiarowymi, co zwiększa zaufanie do długookresowych prognoz klimatycznych. Często jednakże kiedy takiemu

porównaniu poddawane są bardziej skomplikowane parametry klimatyczne, między wynikami symulacji a rzeczywistością istnieją duże rozbieżności. Trenberth i wsp. (2003) jako główną myśl swojego artykułu umieścili następujące zdanie: „*As climate changes, the main changes in precipitation will likely be in the intensity, frequency, and duration of events, but these characteristics are seldom analyzed in observations or models*” (W efekcie zmian klimatycznych w reżimie opadów najprawdopodobniej zmianie ulegnie intensywność, frekwencja i czas trwania epizodów opadowych, lecz te charakterystyki są bardzo rzadko analizowane zarówno na podstawie danych pomiarowych, jak i w modelach). Swoją tezę K.E. Trenberth i wsp. ilustrują na kilku przykładach. Należało-

by ją uzupełnić o stwierdzenie, że w przypadku nieciągłych zjawisk klimatycznych – jakimi są opady – zmiany dotyczyć mogą zarówno ich charakterystyk czasowych, jak i przestrzennych. Zmiany rejestrowanej punktowo frekwencji opadów w różnych klasach intensywności czy czasu trwania może się bowiem wiązać zarówno z rzeczywistą zmianą częstości ich występowania, jak i zmianami ich zasięgu przestrzennego. Tak więc wzrost frekwencji ekstremalnych deszczy może się wiązać jedynie z ich większym zasięgiem przestrzennym, bez żadnych zmian reguł ich powtarzalności. Można sobie wyobrazić nawet taką sytuację, że rejestrowana punktowo frekwencja opadów z danej klasy intensywności / czasu trwania może wzrosnąć nawet jeśli częstość procesów je generujących zmaleje. Większe znaczenie bowiem będzie miał wzrost ich zasięgu przestrzennego. Takie konsekwencje miałyby na przykład istotna zmiana współczynnika skalującego relacje między powierzchnią a obwodem chmur (Ferrari i wsp. 2003, Hauf, Theusner 2003).

Omówiony powyżej problem wymaga większej uwagi niż mu do tej pory poświęcano. Analizy zmian charakterystyk klimatu, które do tej pory koncentrowały się prawie wyłącznie na ich aspekcie czasowym, powinny także uwzględniać potencjalną ewolucję struktury przestrzennej. Konieczne jest zatem opracowanie na podstawie archiwalnych danych wieloletnich podstawowych charakterystyk tej struktury, które mogłyby być punktem odniesienia dla testowania możliwości istnienia ewentualnych trendów ich zmian.

Poznanie prawidłowości powtarzalności i zasięgu przestrzennego ekstremalnych opadów ma także bardzo duże znaczenie praktyczne zwłaszcza dla gospodarki wodnej i rolnictwa (Bogdanowicz, Stachy 1998, Frei i wsp. 2000, Kundzewicz 2005, Ulbrich i wsp. 2003, Zolina i wsp. 2004). Pełne możliwości badania tych problemów stwarza jedynie łączenie punktowych, ilościowych-bezpośrednich, ciągłych i/lub okresowych, pomiarów naziemnych (rejestracje pluwiograficzne i deszczomierze) z ilościowymi-pośrednimi, obszarowymi danymi teledetekcyjnymi (radary meteorologiczne i obrazowanie satelitarne, Haberlandt 2007, New i wsp. 2001). Niestety, stosunkowo krótki okres dostępności danych teledetekcyjnych oraz trudności w dokonywaniu na ich podstawie precyzyjnej oceny intensywności opadów utrudniają formułowanie uogólnień.

Niemożliwa jest na razie, na podstawie jedynie wyników pomiarów teledetekcyjnych, weryfikacja tezy o wzroście frekwencji i zmianach struktury przestrzennej ekstremalnych opadów, zachodzących aktualnie w powiązaniu z długookresowymi trendami innych elementów klimatycznych (Alexander i wsp. 2006, Dore 2005, Frich i wsp. 2002, Groisman i wsp. 2005, Heino i wsp.

1999, Kiktev i wsp. 2003, Klein Tank, Können 2003, New i wsp. 2001, Trenberth i wsp. 2003, Trömel, Schönwiese 2007, Zolina i wsp. 2004, 2005). Ponieważ jednak szereg prognoz wykonanych przy zastosowaniu globalnych i regionalnych modeli klimatycznych wskazuje na wysokie prawdopodobieństwo wzrostu częstości i natężenia ekstremalnych opadów (Bell i wsp. 2004, Christensen, Christensen 2004, Fowler, Hennessy 1995, Frei i wsp. 1998, Gordon i wsp. 1992, Hennessy i wsp. 1997, Kharin, Zwiers 2005, Kharin i wsp. 2005, 2007, Kundzewicz 2005, May 2007, Räisänen i wsp. 2004, Santos i wsp. 2007, Semmler, Jacob 2004, Wehner 2004), problematyka ta wymaga dalszych intensywnych badań. Dlatego też niezależnie od wprowadzania nowych technik pomiarowych należy dokonywać analizy i reinterpretacji archiwalnych danych korzystając z możliwości stwarzanych przez rozwój GIS (Dobesch i wsp. 2001, Tveito i wsp. 2006).

Do bardzo wartościowych danych tego typu należą między innymi publikowane w rocznikach opadowych PIHM i IMGW z lat 1954-1981 maksymalne sumy dobowe (określane w dalszej części niniejszej pracy jako **MSDO**), rejestrowane w posterunkach opadowych i stacjach meteorologicznych dla poszczególnych miesięcy.

2. Dane pomiarowe

Podstawowym materiałem, który wykorzystano w niniejszym opracowaniu, są publikowane w Rocznikach Opadowych PIHM/IMGW dane maksymalnych sum dobowych opadów rejestrowanych na stacjach meteorologicznych i posterunkach opadowych w poszczególnych miesiącach wielolecia 1956-80. Są one uzupełnione datą wystąpienia maksymalnej rocznej sumy dobowej opadów. Publikowane dane obejmują okres 1954-1981, zatem maksymalnym standardowym okresem wieloletnim, który może być opracowany na ich podstawie jest dwudziestopięciolecie. Według wiedzy autora materiały te nigdy do tej pory nie były w całości opracowane ani analizowane. Aktualnie sieć pomiarowa opadów na terytorium Polski jest o ponad połowę mniejsza (Stachy 1999). Biorąc pod uwagę nizinny w przewodzie charakter naszego kraju, zagęszczenie stanowisk pluwiometrycznych było w latach 1956-80 duże, a uzyskany w tym okresie materiał pomiarowy jest bardzo cenny.

Oprócz danych z obszaru Polski udało się uzyskać z Deutscher Wetterdienst (DWD) wartości dobowych sum opadów dla wszystkich punktów pomiarowych istniejących w latach 1956-80, a leżących na terytorium byłego NRD, w pasie około 30 km od granicy Polski. Korzystając z tych materiałów samodzielnie

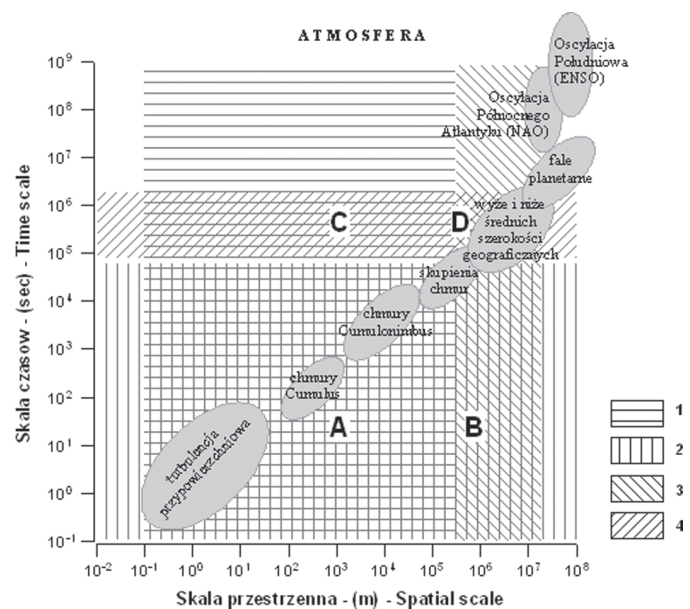
przygotowano analogiczny zbiór maksymalnych miesięcznych i rocznych sum opadów dobowych.

W sumie dysponowano bazą danych, na którą składało się 747 486 wartości maksymalnych opadów dobowych w poszczególnych miesiącach (średnio ok. 2492). Przy interpretacji tych danych należy pamiętać, że z natury swojej opady są nieciągłe przestrzennie, a analizowane MSDO dla poszczególnych miesięcy i lat pochodzą z różnych terminów, czyli są jeszcze dodatkowo niesynchroniczne. Zróznicowana jest także ich geneza – powstają w efekcie działania kilku zjawisk operujących w innych skalach przestrzennych i czasowych.

Rycina 1 umożliwia ocenę reprezentatywności danych MSDO w odniesieniu do skal czasowych i przestrzennych procesów atmosferycznych powiązanych z powstawaniem opadów. W deszczomierzach o powierzchni zbiorczej 0,02 m² usytuowanych na powierzchni o rozciągłości ok. 6,0 × 10⁵ m, skumulowane były opady z okresu doby (10^{-x} ψ 8,64 × 10⁴ sek.). Te wartości graniczne przestrzeni i czasu określają bezpośrednią domenę reprezentatywności danych MSDO (powierzchnia określona literą A na rycinie 1). Obejmuje ona całkowicie zasięgi procesów turbulencji przy powierzchniowej, formowania chmur *Cumulus* i *Cumulonimbus*, oraz częściowo procesy mezoskalowe (tworzenie skupień komórek konwekcyjnych). Trzeba jednakże pamiętać, że rzeczywista rozdzielczość przestrzenna danych pluwiometrycznych związana z ich zagęszczeniem na analizowanym obszarze wynosi od 1 do 3 km. Pomiar MSDO rejestrowały jednakże również efekty procesów rozgrywających się w skalach czaso-przestrzennych przekraczających jedną dobę i rozciągłość terytorium Polski. Zmierzona maksymalna suma dobowa opadu może stanowić część epizodu opadowego trwającego wiele dni i obejmującego swoim zasięgiem nawet cały sektor atlantycko-europejski półkuli północnej (domeny B, C i D na ryc. 1). Uwzględniać wówczas należy możliwość oddziaływań dużych struktur cyrkulacji atmosferycznej: układów niżowych i wyżowych, a nawet fal planetarnych.

3. Metodyka analizy struktury przestrzennej MSDO

Strukturę przestrzenną opadów przy użyciu różnych miar autokorelacji przestrzennej analizowano już wielokrotnie (Ali i wsp. 2003, Bacchi, Kottogoda 1995, Berne i wsp. 2006, Ciach, Krajewski 2006, Ferraris i wsp. 2003, Goodrich i wsp. 1995, Haberlandt 2007, Hauf, Theusner 2003, Moszkowicz 2000, Skaugen 1997). Jako materiał źródłowy w niektórych z nich wykorzystywano ciągłe rejestracje pluwiograficzne lub teledetekcyjne, co umożliwiało wykonanie pełnej oceny struktury przestrzennej dla opadów o różnej wysokości i czasie trwania. Jednakże w przytoczonych wyżej opracowaniach nie dysponowano tak dużym jak w niniejszej pracy zbiorem danych, i to wyłącznie ekstremalnych opadów. Zazwyczaj także analiza ograniczała się do znacznie mniejszych obszarów i krótszych przedziałów czasu. W oparciu o materiał pomiarowy, którym dysponowano, można się było pokusić o zbadanie zmienności sezonowej i wieloletniej, a po obliczeniu miar struktury dla sekwencji wartości progowych – także zróznicowania w obrębie poszczególnych klas wysokości opadów (co będzie tematem odrębnego opracowania).



Ryc. 1. Domeny czasu i przestrzeni analizy MSDO w odniesieniu do ważniejszych zjawisk atmosferycznych (Hense, Friederichs 2006, zmienione). Objaśnienia: 1 – bezpośredni zakres przestrzenny danych MSDO, 2 – bezpośredni zakres czasowy danych MSDO, 3 – pośredni zakres przestrzenny danych MSDO, 4 – pośredni zakres czasowy danych MSDO. Domeny określone za pomocą „A”, „B”, „C” i „D” są efektem kombinacji wyżej wymienionych zakresów. Szczegółowe objaśnienia w tekście

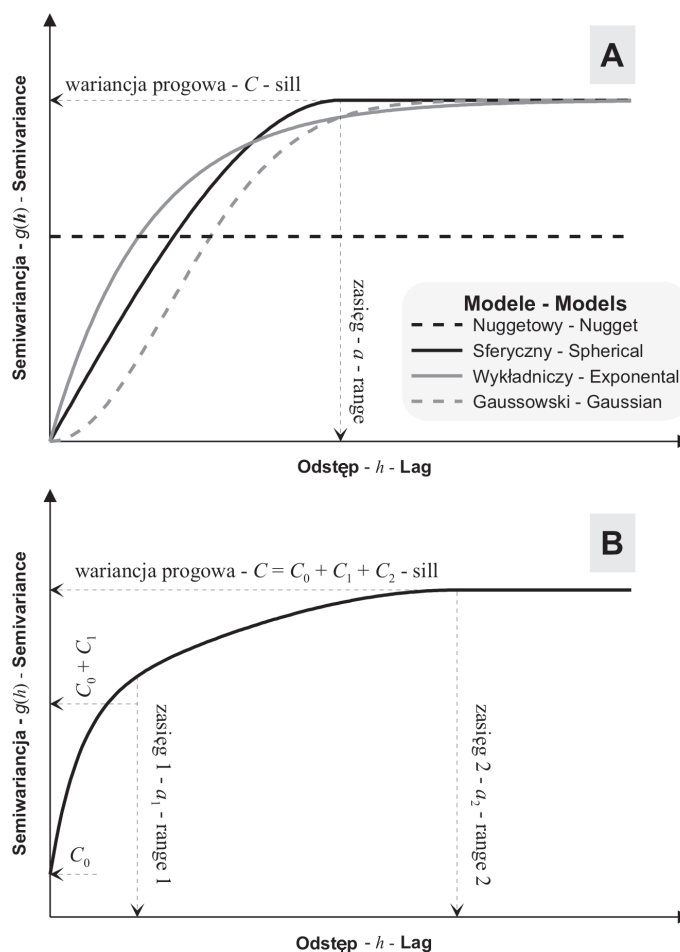
Fig. 1. Time and space domains in MDPT analysis with reference to major atmospheric occurrences (Hense, Friederichs 2006, modified). Legend: 1 - direct spatial range of MDPT data, 2 - direct temporal range of MDPT data, 3 - indirect spatial range of MDPT data, 4 - indirect temporal range of MDPT data. Domains designated „A”, „B”, „C” and „D” are effects of a combination of the above-mentioned ranges. Detailed explanations in the text

Zastosowana w niniejszej pracy podstawowa metodyka opracowania każdego z 325 zbiorów danych MSDO (300 miesięcy wieloletnia i 25 zbiorów rocznych MSDO) składała się z trzech etapów: (1) normalizacja danych, (2) obliczanie empirycznego izotropowego semiwariogramu danych o zasięgu 212,5 km (85 odstępów po 2,5 km), (3) modelowanie matematyczne uzyskanego semiwariogramu.

Normalizacja danych ma przy analizie struktury przestrzennej wielką zaletę, umożliwia bowiem bezpośrednio porównywanie uzyskanych modeli. Nie są one uzależnione już od zmienności bezwzględnych wartości analizowanych zbiorów danych. Wykonano ją metodą wielomianów Hermite (Chilès, Delfiner 1999, Webster, Oliver 2001) w programie ISATIS (Bleinès i wsp. 2007).

Miarą struktury przestrzennej, którą wykorzystano w niniejszym opracowaniu był semiwariogram izotropowy (Chilès, Delfiner 1999, Goovaerts 1997, Webster, Oliver 2001). Pominięcie w analizie potencjalnej anizotropii miało dwa aspekty: praktyczny (mniejsza czasochłonność) i znacznie ważniejszy – merytoryczny. Na tak dużym obszarze, jaki zajmuje nasz kraj, wysokie opady, które mogą zostać zaklasyfikowane do MSDO, tego samego dnia często występują w dwóch, a nawet większej liczbie lokalizacji. Uwzględnianie anizotropii prowadziłoby do maskowania ich heterogeniczności – w wynikach dominowałaby struktura kierunkowa opadu zarejestrowanego na większym obszarze.

Modelowanie struktury przestrzennej całych analizowanych zbiorów miesięcznych i rocznych MSDO wykonywano w programie ISATIS (Bleinès i wsp. 2007) metodą półautomatyczną. Automatycznie dopasowywane są wariancje cząstkowe struktur, których typ i zasięg określa operator. Algorytm zmierza do minimalizacji odległości pomiędzy wartością semiwariogramu empirycznego dla danego odstępów, a odpowiadającą mu wartością modelu przy pomocy kryterium ważonych najmniejszych kwadratów. W trakcie modelowania semiwariogramów używano wariantu ważenia, w którym na wynik większy wpływ mają wartości semiwariancji wyliczone z większej ilości par danych i takich, które znajdowały się od siebie w mniejszej odległości. Pełne omówienie typologii i właściwości modeli semiwariogramów znajdzie czytelnik w cytowanych powyżej podręcznikach geostatystyki (Chilès, Delfiner 1999, Goovaerts 1997, Webster, Oliver 2001). Na rycinie 2 zamieszczono zestawienie używanych w niniejszej pracy modeli elementarnych oraz nomenklaturę służącą do opisywania modeli złożonych (zagnieżdżonych).



Ryc. 2. Podstawowe modele semiwariogramów wykorzystywane do opisu struktury przestrzennej maksymalnych sum dobowych opadów (A). Przykład złożonego (zagnieżdżonego) modelu semiwariogramu składającego się z trzech modeli podstawowych: nuggetowego, wykładniczego i sferycznego (B). Na wykresach zaznaczono podstawowe parametry modeli: wariancję progową (C , sill), wariancję składowych (C_x , partial sills), zasięg (a , range), zasięgi składowych (a_x , partial ranges).

Fig. 2. Basic semivariogram models employed to describe the spatial structure of maximum daily precipitation totals (A). An example of a complex (nested) semivariogram model consisting of three basic models: nugget, exponential, and spherical (B). In the diagrams basic parameters of the models are indicated: sill variance (C , sill), variance of the components (C_x , partial sills), range (a , range), and ranges of the components (a_x , partial ranges).

4. Wyniki

4.1. Ogólna charakterystyka struktury przestrzennej MSDO

Wszystkie 325 modeli danych znormalizowanych ma charakter złożony, czy też jak to się określa w literaturze geostatystycznej – zagnieżdżony (ang.

nested). Oznacza to, że składają się z co najmniej dwóch modeli elementarnych (składowych). We wszystkich modelach znormalizowanych danych MSDO, zarówno miesięcznych, jak i rocznych, konieczne było użycie modelu nuggetowego (ryc. 2). Fakt ten jest oczywisty biorąc pod uwagę nieciągłość opadów dobowych oraz asynchroniczność danych MSDO. Dodatkowym składnikiem tej części zmienności wyników pomiarów, która nie wykazuje żadnej struktury przestrzennej, są systematyczne i losowe błędy określenia objętości opadu, oraz ich zróżnicowanie w małej skali (na dystansie mniejszym niż przeciętny odstęp pomiędzy stanowiskami).

Drugą najczęściej stosowaną w modelowaniu strukturą elementarną, zarówno przy miesięcznych, jak i rocznych zbiorach danych MSDO, jest sferyczna (ryc. 2). Oznacza to liniowy spadek podobieństwa wraz z odległością i zmienność przestrzenną o postaci przepłatających się płatów wysokich i niskich wartości opadów. Rozmiar płatów (ich średnica) jest zbliżony i można go ocenić na podstawie zasięgu struktury.

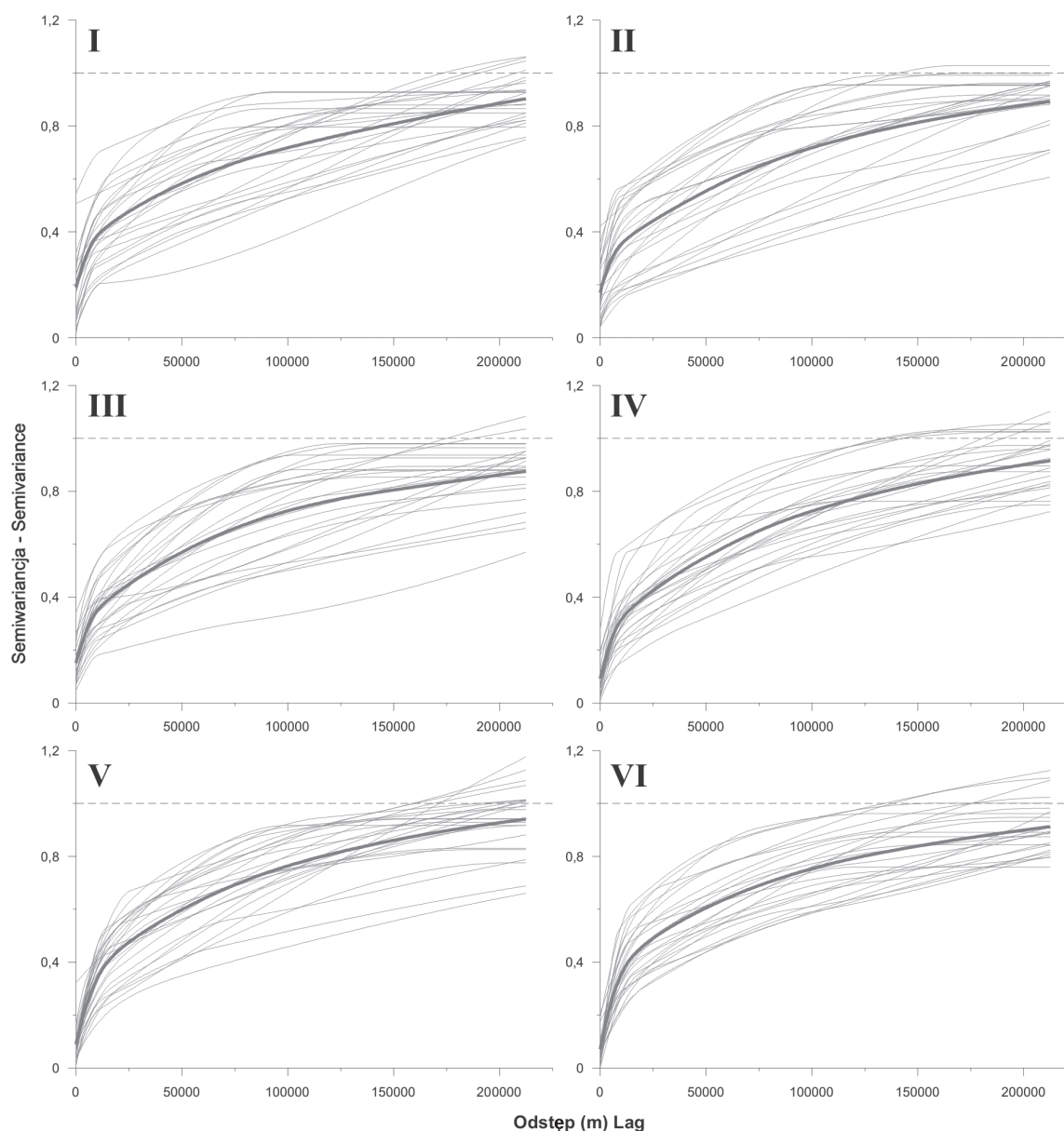
Trzecią, biorąc pod uwagę częstość używania do modelowania semiwariogramów danych znormalizowanych, elementarną funkcją była wykładnicza (ryc. 2). Wykorzystywano ją przede wszystkim przy składowej pierwszej, gdzie występuje zarówno w modelach struktury przestrzennej miesięcznych, jak i rocznych zbiorów danych MSDO, w około 36% przypadków. Oznacza to, że dominowała w tych okresach na krótkich dystansach mozaika nieregularnych powierzchni wysokich i niskich opadów, a zasięg (średnica) owych płatów zmieniał się w szerokim zakresie w sposób losowy. W modelach struktury przestrzennej rocznych MSDO, poza składową pierwszą, funkcji wykładniczej nie stosowano do żadnej innej; w miesięcznych jej rola była marginesowa: 10 przypadków (5,5%) modeli składowej 2 i 1 przypadek (0,5%) trendu (składowa 4). Oznaczałoby to, że w takich skalach przestrzennych i czasowych MSDO mają raczej zasięgi stałe (powtarzalne), a nie losowe. Wniosek ten jednak należy traktować bardziej jako hipotezę niż stwierdzenie faktu.

Najrzadziej przy modelowaniu struktury przestrzennej znormalizowanych danych MSDO używano funkcji gaussowskiej (ryc. 2). Przy miesięcznych zbiorach danych stanowiła ona komponent w około 60 modelach złożonych. Osiem razy wykorzystano funkcję gaussowską do dopasowania składowej trzeciej (5,2%), a pięćdziesiąt pięć – składowej czwartej, czyli trendu (28,9%). W dwudziestu pięciu modelach rocznych MSDO zastosowano ją jedynie dwukrotnie, i to tylko do dopasowania trendu. Jej użycie ma bardziej charakter „techniczny” niż związany ściśle ze specyfiką procesu przestrzennego, jaki reprezentuje. Był to

bowiem jedyny z elementarnych modeli, jakimi można było operować, mający częściowo charakter paraboliczny – „wklęsły”.

Cały zbiór analizowanych 325 modeli semiwariogramów danych znormalizowanych przedstawiono na rycinach 3, 4 i 6. Zostały one pogrupowane w kolejnych miesiącach roku (i w latach) w celu wychwylenia ewentualnej zmienności sezonowej. Z rycin tych wynika jednakże, że w zasadzie w każdym miesiącu może się pojawić dowolny z zarejestrowanych przebiegów autokorelacji pola MSDO. Poszczególne miesiące różnią się jednakże nieco rozrzutem (szerokością wiązki) krzywych, czyli zmiennością obserwowanych układów struktur, a także występowaniem pojedynczych, anomalnych układów. I tak miesiące kwiecień, czerwiec, październik i listopad charakteryzują się większą zwartością wiązki krzywych, podczas gdy styczeń, luty, lipiec i grudzień jej większym rozproszeniem. Nie są to jednak różnice duże. Bardziej zwraca uwagę występowanie (lub brak) pojedynczych, odstających przypadków, na przykład: styczeń 1979, styczeń 1960, marzec 1964, lipiec 1965, lipiec 1967, lipiec 1968, lipiec 1970, wrzesień 1956, listopad 1963, listopad 1964, listopad 1965 czy grudzień 1967. Semiwariogram to miara niepodobieństwa, zatem krzywe układające się poniżej głównej wiązki świadczą o występowaniu mało zmiennych opadów na dużym obszarze. I odwrotnie, w miesiącach dla których modele semiwariogramów ułożone są powyżej głównej wiązki opady były bardzo zmienne – obejmowały niewielkie powierzchnie. Pierwsze z wymienionych powyżej charakteryzują się zazwyczaj skrajnie niskimi wartościami wariancji nuggetowej (zmienności losowej), a drugie – wysokimi. Taka prawidłowość jest jak najbardziej oczekiwana. Najistotniejsza jednak zmienność struktur przestrzennych MSDO w ujęciu sezonowym dotyczy wariancji nuggetowej. Z jednej strony mamy bowiem miesiące zimowe (zwłaszcza styczeń i luty) o wysokiej i bardzo zmiennej wartości tej cechy, a z drugiej miesiące wiosenno-letnio-jesienne o niskim i mało zmiennym nuggetcie (zwłaszcza czerwiec, sierpień i wrzesień). Jest to prawdopodobnie z jednej strony odbicie większych błędów pomiarów opadów śniegu zimą, a także zróżnicowania sezonowego prędkości wiatrów (błędy związane z turbulencją). Problem ten będzie jeszcze omawiany dalej.

Rycina 5 (patrz kolorowa wkładka) pokazująca przebieg średnich semiwariogramów dla poszczególnych miesięcy na pozór wskazuje na bardzo niewielkie zróżnicowanie. Jedynie krzywa dla października wyraźnie odstaje od reszty, wskazując na częstsze występowanie „dużych” deszczy o małej zmienności przestrzennej i sporym zasięgu. Jednakże bardziej dro-



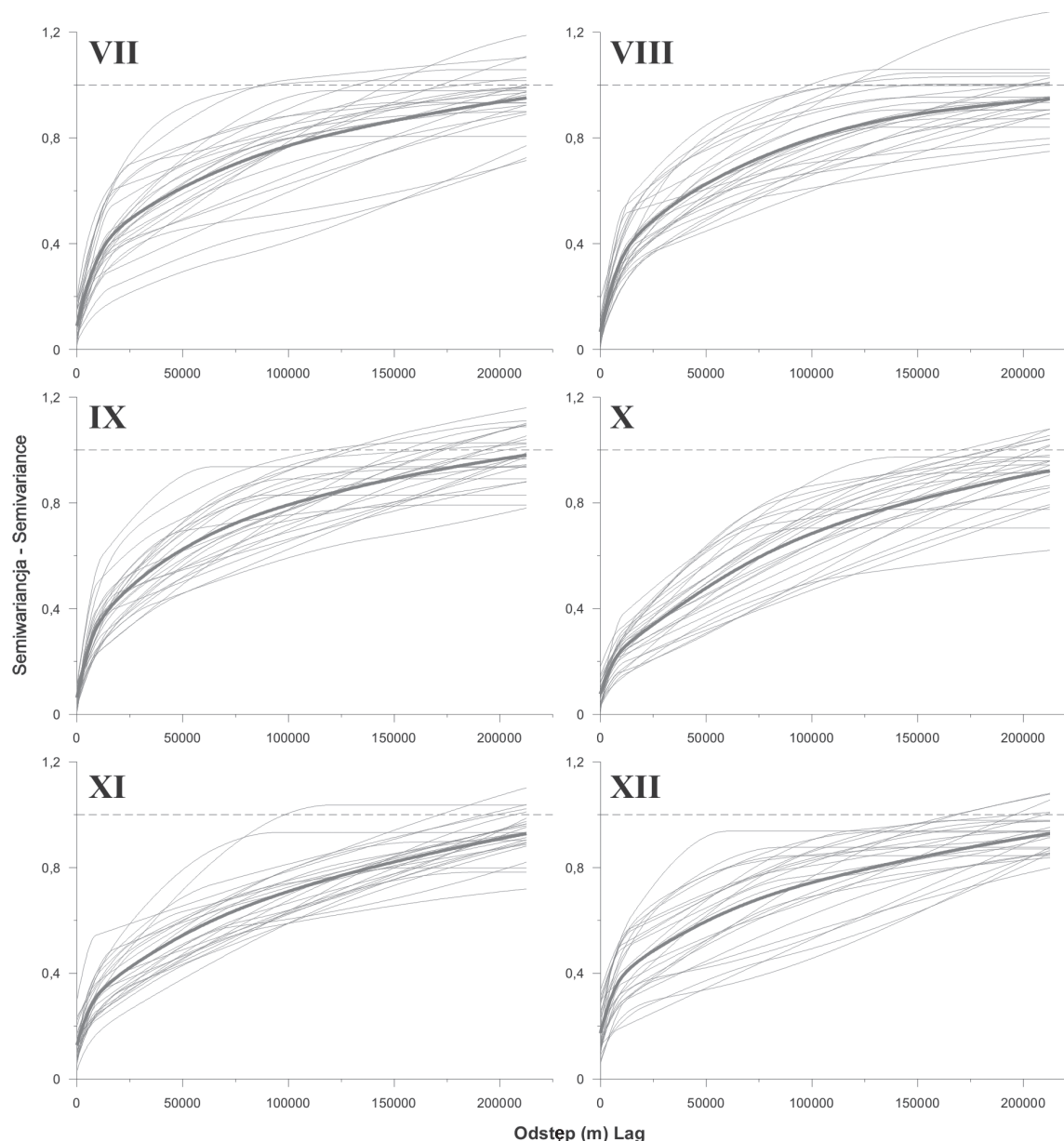
Ryc. 3. Bez kierunkowe (izotropowe) modele semiwariogramów danych znormalizowanych dla miesięcznych zbiorów MSDO od stycznia do czerwca. Grubą linią zaznaczono średni semiwariogram dla 25-lecia 1956-80

Fig. 3. Directionless (isotropic) semivariogram models of normalised data for monthly sets of MDPTs from January to June. The thick line marks the mean semivariogram for the 25-year period 1956-1980

biażkowa analiza pokazuje, że krzywe w obrębie wiązki układają się w uporządkowany, konsekwentny sposób. W dolnej części zgrupowane są semiwariogramy miesięcy jesienno-zimowych i wczesno-wiosennych, w górnej – późnowiosennych i letnich. Szczególnie silne jest zróżnicowanie pomiędzy wrześniem leżącym w skrajnie górnej części wiązki krzywych (obok lipca i sierpnia), a październikiem – usytuowanym na samym dole. Charakterystyczne jest też krzyżowanie się przebiegów linii autokorelacji obu wymienionych wyżej grup przy odległościach rzędu kilku do kilkunastu kilometrów. Ten układ związany jest z, wspomnianą już wcześniej, większą zmiennością losową

MSDO (nuggetem) w miesiącach jesienno-zimowych i wczesno-wiosennych.

Skala rozrzutu i kształty semiwariogramów rocznych MSDO (ryc. 6 – patrz kolorowa wkładka) jest bardzo podobna do omówionych wyżej struktur przestrzennych miesięcznych MSDO. Charakterystyczną różnicą jest jedynie wyraźnie wyższy udział w całości zmienności przestrzennej wysokich opadów struktury pierwszej, o zasięgu kilkunastu kilometrów. Wskazywałoby to na większą w ujęciu rocznym rolę opadów konwekcyjnych, o niewielkim zasięgu przestrzennym. Skrajnymi charakterystykami struktury przestrzennej MSDO odznaczały się rok 1970 i lata 1963 oraz 1965.



Ryc. 4. Bez kierunkowe (izotropowe) modele semiwariogramów danych znormalizowanych dla miesięcznych zbiorów MSDO od lipca do grudnia. Grubą linią zaznaczono średni semiwariogram dla 25-lecia 1956-80

Fig. 4. Directionless (isotropic) semivariogram models of normalised data for monthly sets of MDPTs from July to December. The thick line marks the mean semivariogram for the 25-year period 1956-1980

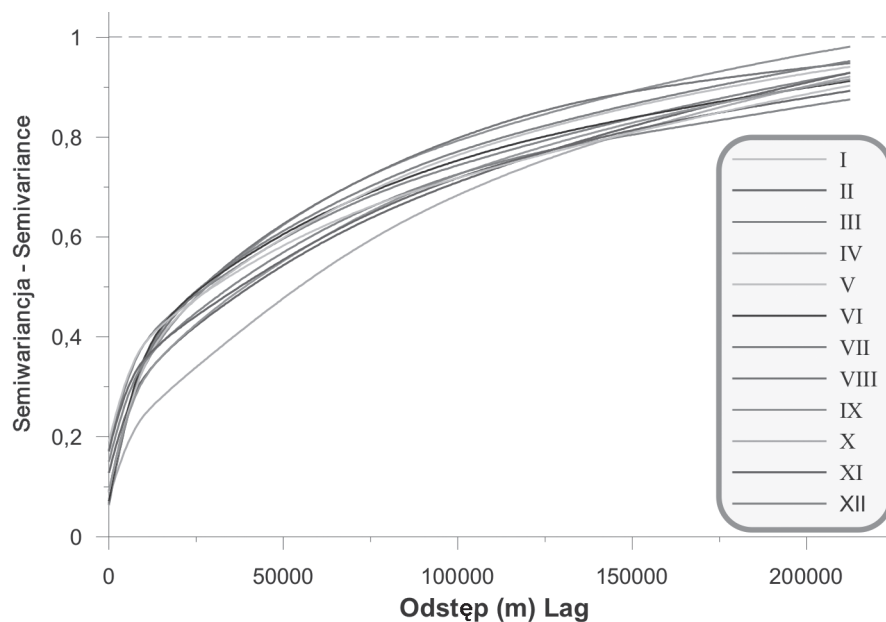
Rok 1970 to duże obszary objęte opadami o względnie zbliżonej wydajności; pozostałe dwa lata to „mozaika” małych powierzchni o silnie zróżnicowanych wartościach MSDO. Specyficzny był także rok 1966, kiedy na rozległą mało zróżnicowaną „powierzchnię” opadową „nałożone” zostały „izolowane wzniesienia”.

4.2. Sezonowa i wieloletnia zmienność parametrów modeli struktury przestrzennej

Ocenę zmienności sezonowej parametrów modeli struktury przestrzennej miesięcznych MSDO dokonano

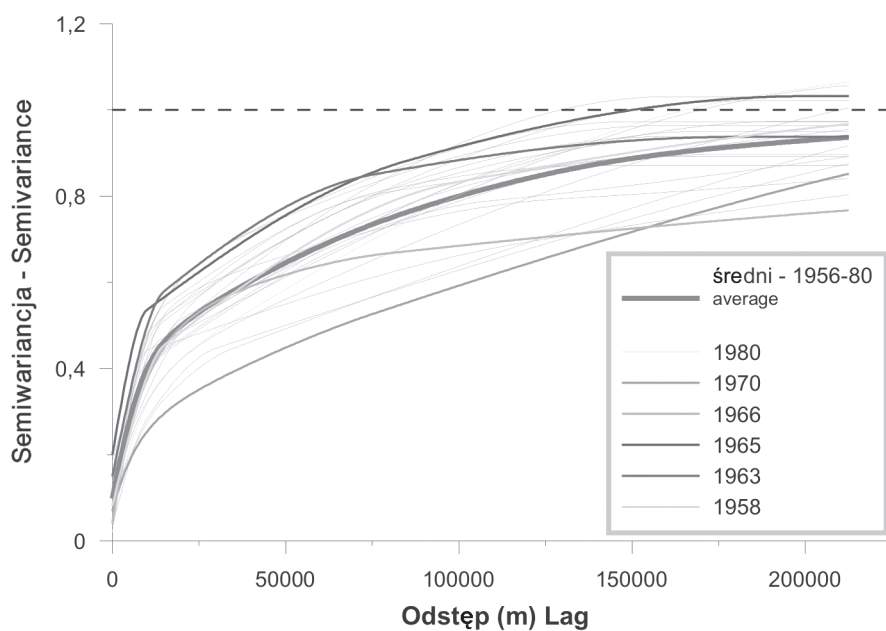
za pomocą jednoczynnikowej analizy wariancji (ANOVA). Umożliwia ona szybkie przetestowanie hipotezy o różnicach średnich w wielu grupach, a także wskazanie – przy jej potwierdzeniu – które konkretnie grupy się różnią. Najważniejsze wyniki analizy przedstawiono na rycinach 7 i 8, oraz w tabeli 1. Wynika z nich (tab. 1), że bez żadnej wątpliwości ($p < 0,00001$) istnieje sezonowe zróżnicowanie wartości wariancji nuggetowej (C_0), oraz wariancji i zasięgu pierwszej składowej (C_1 i A_1).

W odniesieniu do pozostałych parametrów analiza wariancji nie wykazała istotnego zróżnicowania średnich dla poszczególnych miesięcy.



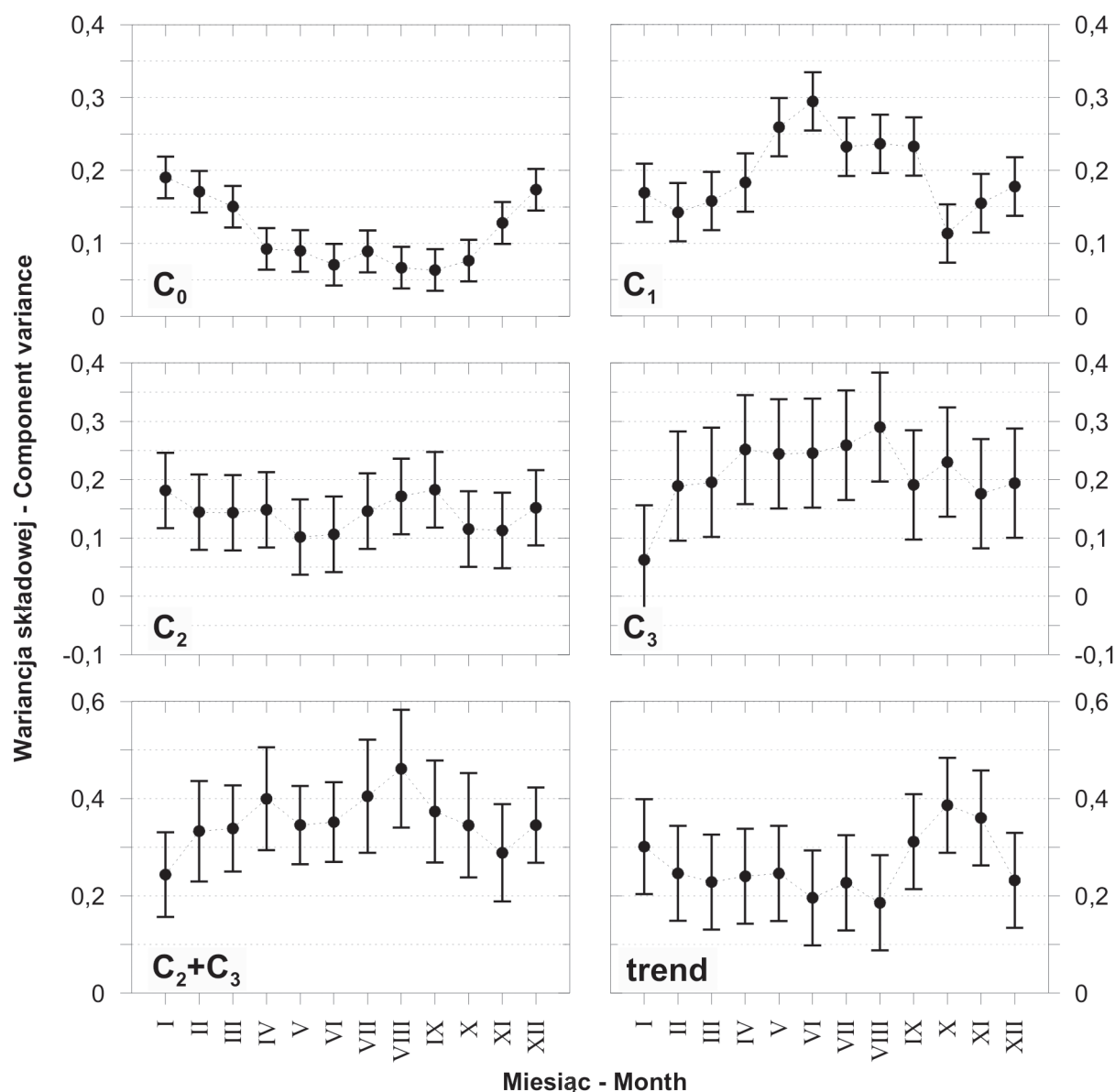
Ryc. 5. Średnie 25-letnie z izotropowych modeli semiwariogramów danych znormalizowanych dla poszczególnych zbiorów miesięcznych MSDO (patrz ryc. 3 i 4)

Fig. 5. 25-year means of isotropic semivariogram models of normalised data for the particular monthly sets of MDPTs (see Figs 3 and 4)



Ryc. 6. Bez kierunkowe (izotropowe) modele semiwariogramów danych znormalizowanych dla rocznych zbiorów MSDO. Grubą czerwoną linią zaznaczono średni semiwariogram dla 25-lecia 1956-80. Kolorem zaznaczono kilka ekstremalnych przypadków (patrz kolorowa wkładka)

Fig. 6. Directionless (isotropic) semivariogram models of normalised data for annual sets of MDPTs from July to December. The thick red line marks the mean semivariogram for the 25-year period 1956-1980. Colour marks a few extreme cases (see colour pages)



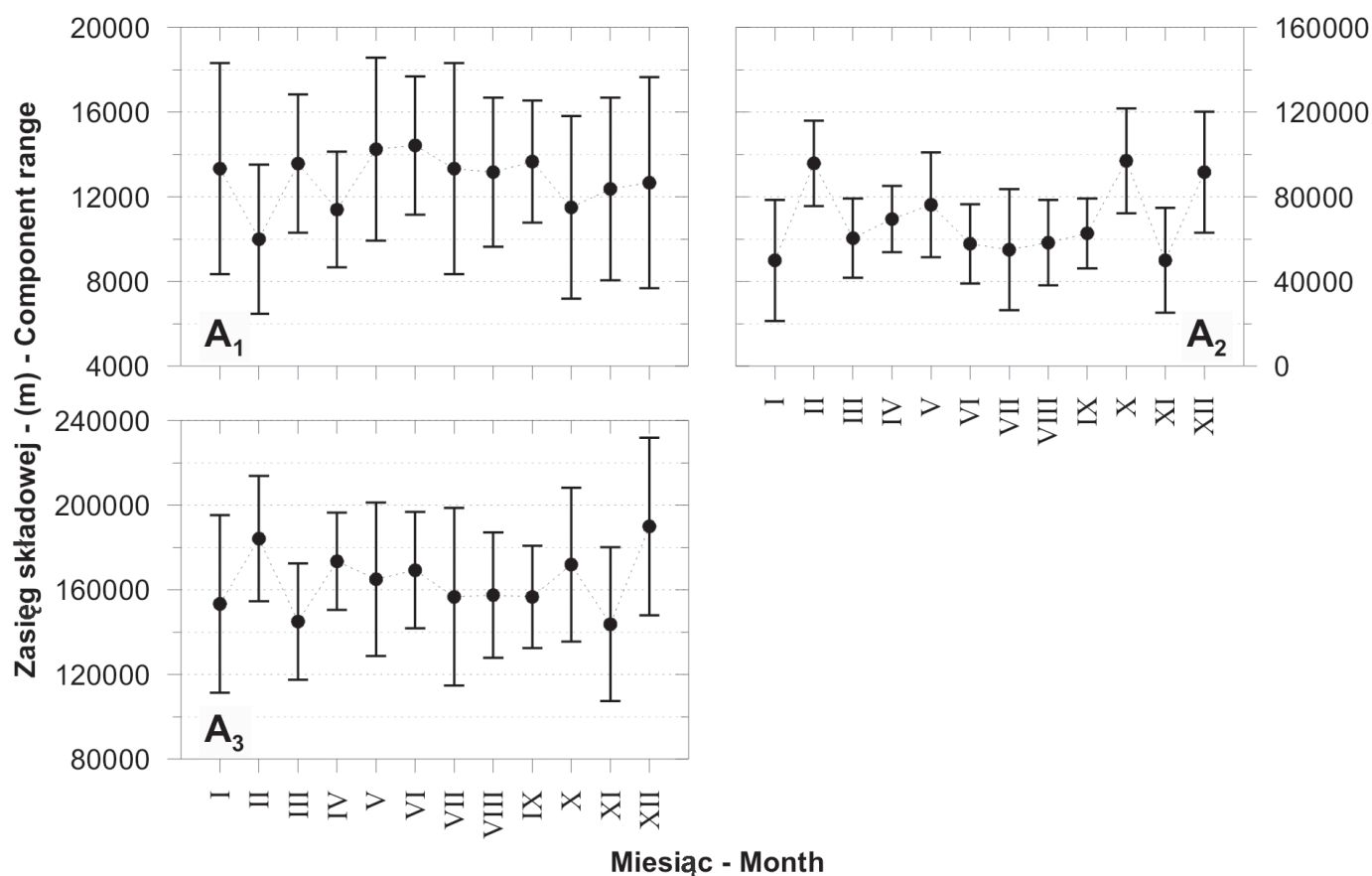
Ryc. 7. Zmienność sezonowa średnich wartości wariancji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych znormalizowanych danych MSDO. „Wąsy” oznaczają 95% zakres ufności średniej

Fig. 7. Seasonal variability of mean variance values of the particular components of models of the spatial structure of monthly normalised MDPT data. «Whiskers» mark the 95% interval of mean confidence

Zmiany C_0 wykazują najbardziej konsekwentny przebieg (ryc. 7). Od początku roku kalendarzowego do września następuje spadek wariancji nuggetowej (z niewielkim wahnięciem *in plus* w lipcu). Gradient spadku jest najsilniejszy pomiędzy marcem a kwietniem. W miesiącach wiosennych i letnich różnice są już niewielkie. Od października następuje szybki wzrost C_0 ; w grudniu jego wartość jest zbliżona do styczniowego minimum. Test *post-hoc* Tukeya wykazał, że bardzo istotne statystycznie różnice wartości wariancji nuggetowej (dla większość porównań $p < 0,001$) istnieją pomiędzy styczniem i lutym a miesiącami od

kwietnia do października. Marzec różni się istotnie od czerwca, sierpnia, września i października. Test ten także wskazuje na możliwość wydzielenia na poziomie ufności $\alpha = 0,05$ dwóch homogenicznych grup miesięcy. Do pierwszej z nich należą grudzień, styczeń, luty i marzec – do drugiej pozostałe miesiące.

Przebieg sezonowy wariancji pierwszej składowej (C_1) jest do pewnego stopnia lustrzanym odbiciem zmienności C_0 (ryc. 7). W okresach kiedy C_0 jest wysokie, C_1 jest niskie i odwrotnie. Są jednakże dość istotne różnice w szczegółach. Minimum wariancji pierwszej składowej ma miejsce w październiku.



Ryc. 8. Zmienność sezonowa średnich wartości zasięgu poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych znormalizowanych danych MSDO. „Wąsy” oznaczają 95% zakres ufności średniej

Fig. 8. Seasonal variability of mean range values of the particular components of models of the spatial structure of monthly normalised MDPT data. «Whiskers» mark the 95% interval of mean confidence

Tab. 1. Podsumowanie wyników testowania istotności zmienności sezonowej parametrów modeli struktury przestrzennej znormalizowanych miesięcznych danych MSDO przy użyciu jednoczynnikowej analizy wariancji. Wytłuszczoną czcionką zaznaczono różnice istotne na poziomie $p < 0,05$. Objaśnienia: SK – suma kwadratów, df – liczba stopni swobody, ŚK – średnie kwadraty

Table 1. Summary of the results of testing of the significance of seasonal variability of parameters in models of the spatial structure of normalised monthly MDPT data using univariate analysis of variance. Differences significant at the $p < 0.05$ level are in bold. Legend: SS - sum of squares, df - number of degrees of freedom, MS - mean squares

| Parametr | SK pomiędzy grupami | df grup | ŚK pomiędzy grupami | SK reszt | df reszt | ŚK reszt | test F | Poziom p |
|--------------------------------|----------------------------|-----------|---------------------|----------------------------|------------|-----------------------------|----------------|---------------|
| Parameter | SS effect | df effect | MS effect | SS error | df error | MS error | F test | p level |
| C₀ | 0,5991 | 11 | 0,05447 | 1,5165 | 288 | 0,00527 | 10,3436 | 0,0000 |
| C₁ | 0,8001 | 11 | 0,07274 | 2,9789 | 288 | 0,01034 | 7,0320 | 0,0000 |
| C ₂ | 0,2173 | 11 | 0,01975 | 7,7809 | 288 | 0,02702 | 0,7310 | 0,7084 |
| C ₃ | 0,9399 | 11 | 0,08544 | 16,2984 | 288 | 0,05659 | 1,5098 | 0,1270 |
| C ₂ +C ₃ | 0,8467 | 11 | 0,07697 | 16,5390 | 288 | 0,05743 | 1,3403 | 0,2015 |
| ~trend | 1,0875 | 11 | 0,09886 | 17,7373 | 288 | 0,06159 | 1,6052 | 0,0965 |
| A₁ | 1,6761e⁹ | 11 | 152368712 | 9,8438e⁹ | 273 | 3,60577e⁷ | 4,2257 | 0,0000 |
| A ₂ | 1,0655e ¹⁰ | 11 | 968668122 | 1,1511e ¹¹ | 170 | 6,77118e ⁸ | 1,4306 | 0,1631 |
| A ₃ | 1,0958e ¹⁰ | 11 | 996212587 | 1,9180e ¹¹ | 142 | 1,35073e ⁹ | 0,7375 | 0,7010 |

Następnie po niewielkim wzroście, przez kolejne 6 miesięcy utrzymuje się na zbliżonym poziomie, przy czym od lutego zaznacza się trend wzrostowy. Gwałtowny skok wartości C_1 ma miejsce między kwietniem i majem, a maksimum notowane jest w czerwcu. W teście Tukeya w istotny sposób ($p < 0,05$) odróżniają się jedynie skrajne miesiące: maj, czerwiec i październik. Ten pierwszy miesiąc różni się od lutego i marca, oraz października i listopada. Wartości C_1 w czerwcu są odmienne od tych, które zanotowano aż w siedmiu miesiącach: w okresach styczeń – kwiecień i październik-grudzień. Październik z kolei oprócz maja i czerwca wykazuje istotne różnice także względem lipca, sierpnia i września. Żaden z zastosowanych testów *post-hoc* (Fishera, Bonferroniego, Scheffégo, Tukeya, Duncana i Newman-Keulsa) nie wskazał na możliwość wyróżnienia homogenicznych grup miesięcy.

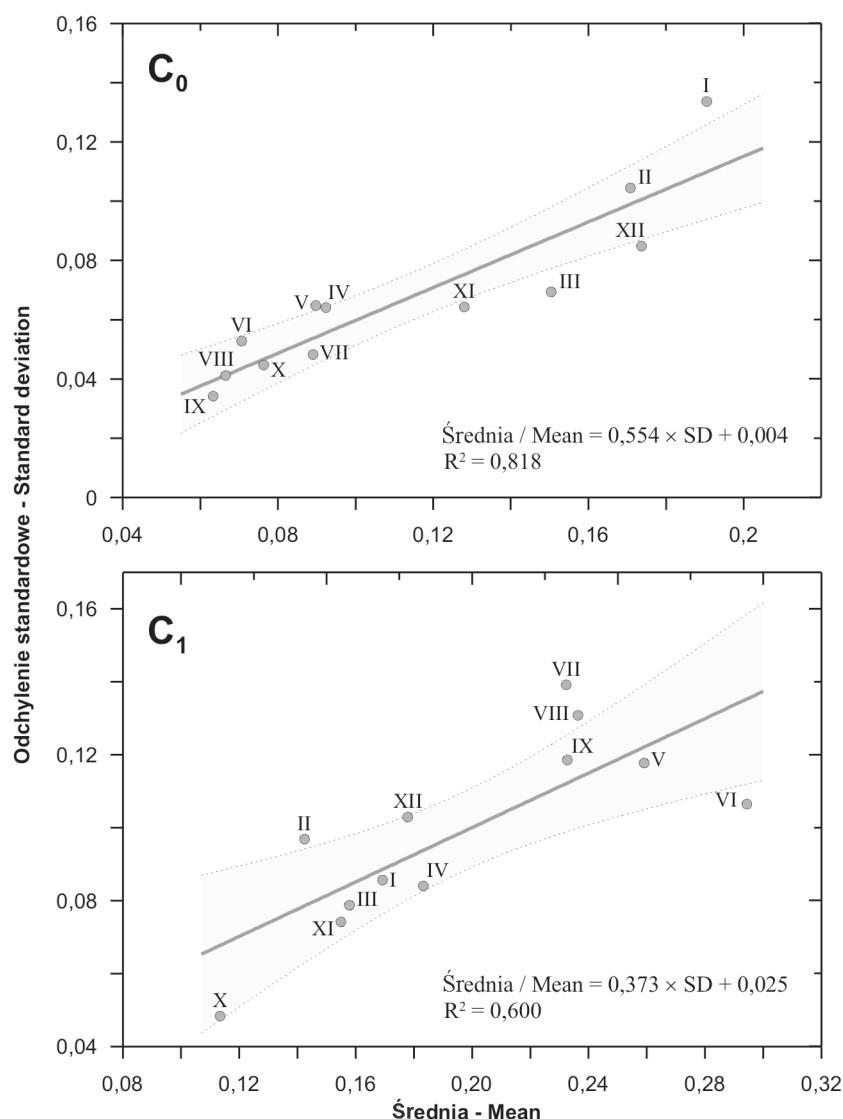
W trakcie interpretacji analizy zmienności sezonowej wariacji nuggetowej oraz pierwszej składowej na uwagę zasługuje również silna wprost proporcjonalna zależność istniejąca pomiędzy średnimi miesięcznymi wartościami C_0 i C_1 , a ich odchyleniami standardowymi (ryc. 9). Wykres tej relacji dla wariacji nuggetowej pokazuje względną homogeniczność okresu między kwietniem a październikiem w porównaniu do pozostałej części roku. Na analogicznym wykresie wykonanym dla C_1 wyraźnie rysuje się ekstremalne położenie danych z października i czerwca, oraz istnienie dwóch grup miesięcy: wiosenno-letnich (V–IX) i jesienno-zimowych (X–IV).

Wariacje cząstkowe pozostałych składowych (C_2 , C_3 , $C_2 + C_3$, trend), jak wspomniano powyżej, nie wykazują w świetle obliczeń ANOVA istotnej zmienności sezonowej. Nie znaczy to oczywiście, że takowa w ogóle nie istnieje. Po prostu zmienność wewnątrzgrupowa i międzygrupowa różni się na tyle nieznacznie że hipoteza o istotnym zróżnicowaniu musiała zostać odrzucona. Konsekwentne jednakże zmiany średnich z miesiąca na miesiąc, występujące zwłaszcza w przypadku składowej trzeciej i trendu mogą sugerować, że pewien cykl sezonowy jednak istnieje (ryc. 7). Wariacja składowej trzeciej (C_3) jest maksymalna i względnie stała w okresie od kwietnia do sierpnia. Później nieco spada i utrzymuje się na podobnym poziomie do końca roku. Najniższą jej wartość notuje się w styczniu. W lutym i marcu następuje szybki wzrost. W rozkładzie średnich wartości wariacji trendu najbardziej zwraca uwagę wzrost i spadek w okresie od sierpnia do grudnia z maksimum w październiku. Od stycznia do sierpnia wartości są mało zmienne, ale z wyraźną tendencją spadkową. Minimum występuje od czerwca do sierpnia.

Wszystkie omówione wyżej przebiegi sezonowe wariacji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych danych MSDO dają się dość prosto objaśnić w kontekście genezy związanych z nimi opadów. Zmienność roczna wariacji nuggetowej (C_0) to głównie funkcja błędów pomiarowych – wyższych w miesiącach z opadami śniegu i z większą prędkością wiatru. Ewentualne zróżnicowanie sezonowe krótkodystansowej zmienności opadów (do 2,5 km) ma tutaj znaczenie marginalne, albo w ogóle nie występuje. Cykl roczny wariacji składowej pierwszej (C_1) odzwierciedlałby zmienny udział opadów konwekcyjnych – maksymalny w miesiącach o największych kontrastach termicznych: maju i czerwcu. Interpretacja zmian wariacji składowej trzeciej (C_3) jest trudniejsza, bo jeśli postawiona hipoteza jest słuszna, odzwierciedlać ona powinna zarówno roczne zróżnicowanie aktywności cyklonalnej, jak i kierunku i rozmiaru anizotropii frontalnych stref opadowych. Występowanie zaś maksymalnych wartości wariacji składowej długodystansowej w miesiącach jesiennych jest prawdopodobnie efektem wyższej w tym okresie frekwencji występowania bardzo rozległych pól opadów.

Zmiany średnich wartości zasięgów poszczególnych składowych są raczej chaotyczne, nawet w przypadku A_1 , gdzie ANOVA wykazała istotne zróżnicowanie sezonowe (ryc. 8). Zasięg pierwszej składowej zmienia się w ciągu roku podobnie jak jej wariacja. Maksimum osiąga w ciepłej porze roku, a zwłaszcza w maju i czerwcu, minimum – w lutym i kwietniu. Testy *post-hoc* służące do identyfikacji konkretnych, odmiennych par porównywanych grup nie wykazały w przypadku A_1 żadnej takiej pary.

Trzeba jednakże podkreślić, że ANOVA jest metodą stosunkowo prostą i nie ma żadnych specyficznych odmian służących do badania serii czasowych, jak to miało miejsce w tym przypadku. W szczególności obecność trendu lub cykliczności wieloletniej może spowodować, że istniejąca zmienność sezonowa nie zostanie zidentyfikowana. Sprawdzone zatem, czy w analizowanych danych wymienione wyżej składniki zmienności regularnej występują. Okazało się że istnieją one właśnie w przypadku tych trzech parametrów, dla których za pomocą analizy wariacji stwierdzono istotną zmienność sezonową, to jest: C_0 , C_1 i A_1 (ryc. 10-12). Współczynniki determinacji są bardzo niskie, bo wynoszą odpowiednio 0,283, 0,223 i 0,089, ale przy dużej liczbie analizowanych zbiorów są wysoko istotne statystycznie – w każdym przypadku p jest mniejsze od 0,0001. Trendy modelowano za pomocą funkcji wielomianowych, ale mają one wy-



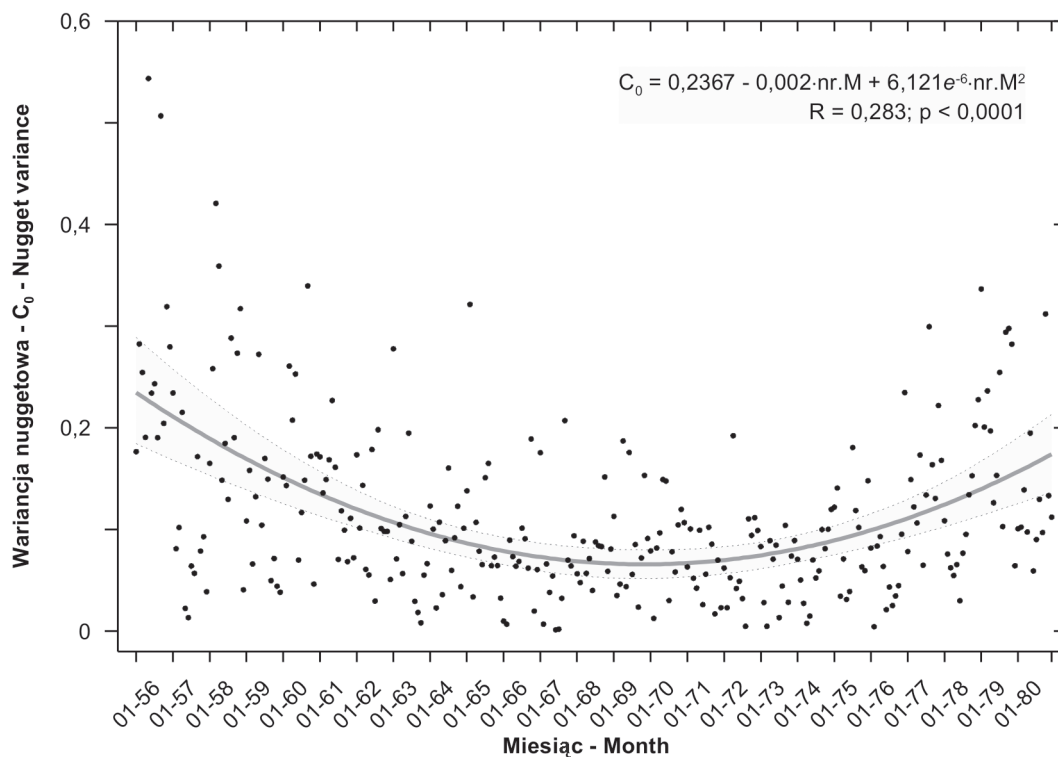
Ryc. 9. Relacje między średnimi w poszczególnych miesiącach roku wartościami C_0 i C_1 modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych MSDO, a ich odchyleniami standardowymi. Liniami przerywanymi zaznaczono 95% przedział ufności regresji

Fig. 9. Relations between mean values of C_0 and C_1 in the particular months of the year in models of the spatial structure of normalised MDPT data, and their standard deviations. Dashed lines mark the 95% interval of regression confidence

rażnie charakter cyklicznych. W przypadku C_0 okres zmian jest zbyt duży aby na podstawie posiadanej 25-letniej serii można go było zidentyfikować. Najwyższe wartości funkcja osiąga na początku i końcu okresu pomiarowego, zaś minimum w grudniu 1969 roku. Różnice między ekstremami są znaczące, bo przekraczają 250%. Trendy zmian C_1 i A_1 są praktycznie identyczne. W obrębie analizowanego wielolecia mieści się jeden pełen, prawie idealnie sinusoidalny, cykl zmian. Okres „fali” dla wariancji składowej pierwszej wynosi prawie 19 lat pomiędzy listopadem 1958 i wrześniem 1977 (227 m-ce), zaś jej pik wystąpił w kwietniu 1968. Amplituda jest znacznie mniejsza niż poprzednio bo wynosi około 98%. Zbieżność prze-

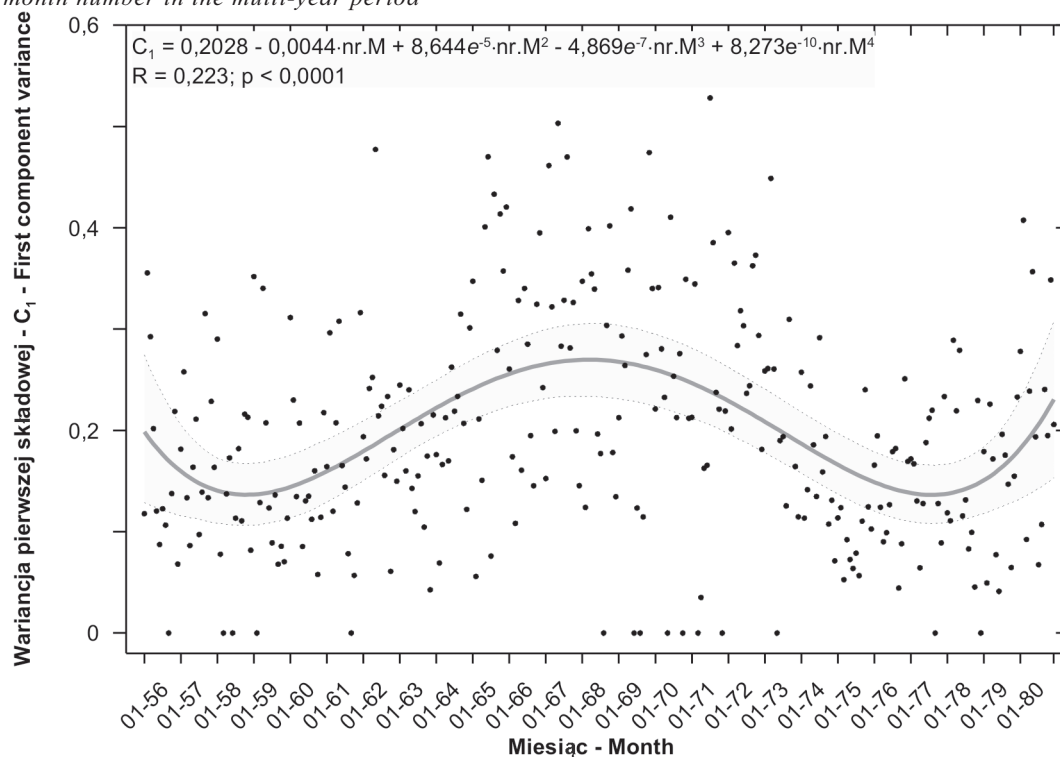
biegu funkcji obliczonej dla zasięgu tej samej składowej jest prawie idealna: okres wynosi 230 miesięcy (XI 58 do XII 77), a maksimum przypada na czerwiec 1968 roku (amplituda około 47%). Oczywiście tak wysoka zgodność jest w dużym stopniu efektem istnienia korelacji pomiędzy przebiegiem C_1 i A_1 ($r = 0,521$, $p < 0,00001$, $N = 285$).

Fakt istnienia i charakter wieloletniej regularnej zmienności parametrów struktury przestrzennej miesięcznych MSDO jest niewątpliwie bardzo interesujący i wymaga szczególnej uwagi. Mimo ich wysokiej istotności statystycznej nie można całkowicie wykluczyć możliwości, że jest to artefakt wynikający raczej z wystąpienia losowego zgrupowania kilkunastu ano-



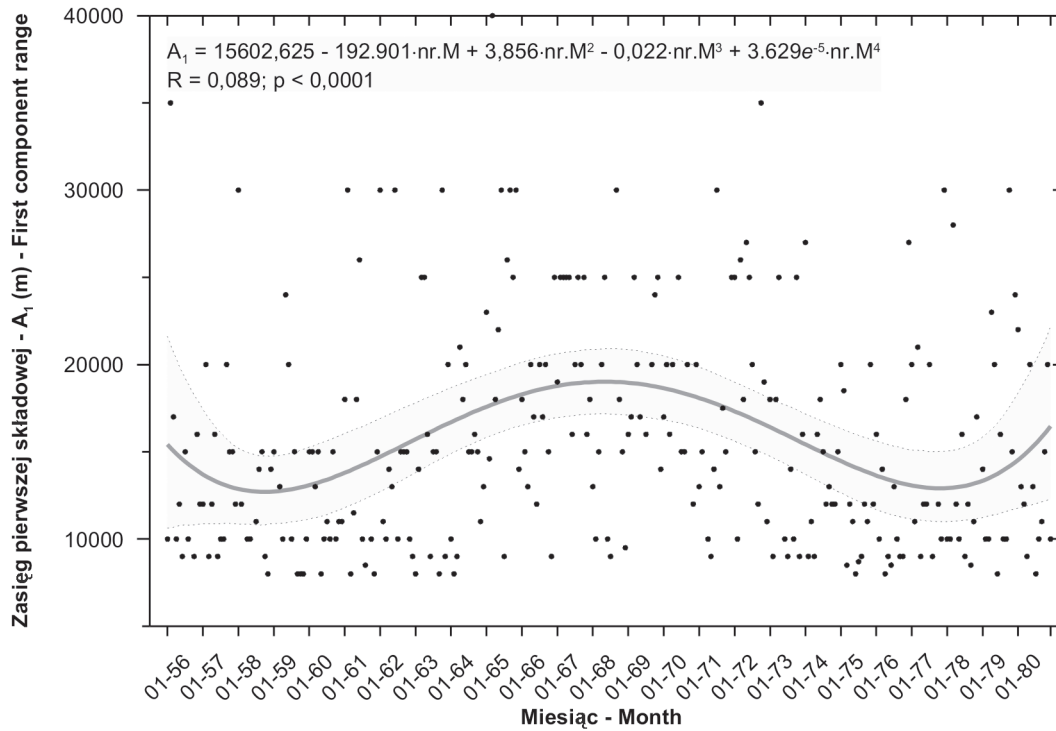
Ryc. 10. Trend czasowy wartości wariancji nuggetowej modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO dla wielolecia 1956-80. Skrót „nr.M” we wzorze oznacza numer kolejny miesiąca w wieloleciu

Fig. 10. Temporal trend in the nugget variance values in models of the spatial structure of normalised monthly MDPT data for the multi-year period 1956-1980. The abbreviation „nr.M” in the formula denotes the consecutive month number in the multi-year period



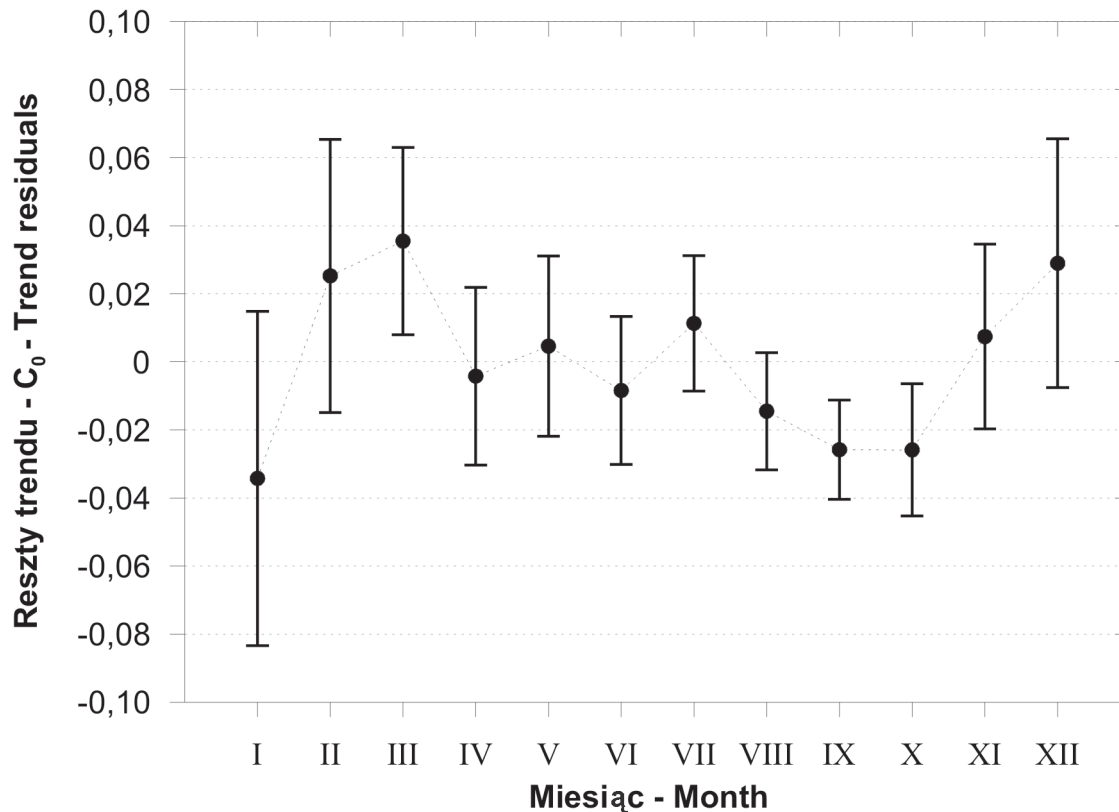
Ryc. 11. Trend czasowy wartości wariancji pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO dla wielolecia 1956-80. Skrót „nr.M” we wzorze oznacza numer kolejny miesiąca w wieloleciu

Fig. 11. Temporal trend in the variance values of the first component in models of the spatial structure of normalised monthly MDPT data for the multi-year period 1956-1980. The abbreviation „nr.M” in the formula denotes the consecutive month number in the multi-year period



Ryc. 12. Trend czasowy wartości zasięgu pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO dla wielolecia 1956-80. Skrót „nr.M” we wzorze oznacza numer kolejny miesiąca w wieloleciu

Fig. 12. Temporal trend in the range values of the first component in models of the spatial structure of normalised monthly MDPT data for the multi-year period 1956-1980. The abbreviation „nr.M” in the formula denotes the consecutive month number in the multi-year period



Ryc. 13. Zmienność sezonowa średnich wartości reszt z trendu wariancji nuggetowej modeli struktury przestrzennej miesięcznych znormalizowanych danych MSDO. „Wąsy” oznaczają 95% zakres ufności średniej

Fig. 13. Seasonal variability of the mean values of residuals from the nugget variance trend in models of the spatial structure monthly normalised MDPT data. «Whiskers» mark the 95% interval of mean confidence

malnych opadów, niż z rzeczywistej wieloletniej tendencji. Jest to jednakże bardzo mało prawdopodobne, tak jak i możliwość, że jakiś wpływ mogły mieć na uzyskany wynik zmiany w sieci pomiarowej, czy też sposób wykonywania obliczeń (bo nie są to „surowe” dane pomiarowe, tylko efekt skomplikowanego ich przetwarzania numerycznego). Bliższe naświetlenie tego problemu wymagałoby pogłębionej analizy zmienności całego systemu klimatycznego, a zwłaszcza stosunków termiczno-wilgotnościowych na terenie środkowej Europy w drugiej połowie XX wieku. W odniesieniu do zmienności wariancji nuggetowej (C_0) na przykład można by spróbować dokonać porównania z wskaźnikami ilości i charakteru opadów zimowych, a także reżimu anemologicznego. Zagadnienie to jednakże leży na marginesie niniejszego opracowania i zostanie omówione w innej publikacji.

Po obliczeniu funkcji trendów C_0 , C_1 i A_1 sprawdzono, czy odfiltrowanie wieloletniej zmienności regularnej wprowadzi istotne zmiany do stwierdzonej poprzednio sezonowości tych parametrów struktury przestrzennej miesięcznych MSDO. Wykonano zatem analizę wariancji ponownie, ale tym razem na resztach z trendu. Różnice były znaczące. Istotnie statystycznie zróżnicowanie stwierdzono tylko w przypadku wariancji nuggetowej (C_0), a przebiegi roczne średnich wartości były nieco zmodyfikowane (ryc. 13). Najważniejsza różnica to ekstremalnie ujemne wartości reszt trendu dla stycznia, podczas gdy w grudniu, lutym i marcu są one ekstremalnie dodatnie. Miesiące, które stanowiły poprzednio homogeniczną grupę zostały rozdzielone. Styczeń charakteryzuje się ponadto największą zmiennością wartości reszt C_0 . Przebieg średnich wartości reszt z trendu dla pozostałych miesięcy jest podobny jak poprzednio.

5. Podsumowanie

Struktura przestrzenna MSDO wykazuje dużą zmienność w trakcie roku i w układzie wieloletnim, co utrudnia zidentyfikowanie cykliczności sezonowej i ewentualnych trendów wieloletnich. W oparciu o wyniki jednoczynnikowej analizy wariancji stwierdzono, że istotną statystycznie zmienność sezonową wykazuje wariancja nuggetowa (C_0), oraz zasięg (A_1 ; średnio ok. 15 km) i wariancja pierwszej struktury (C_1). Średnie wartości innych parametrów zmieniają się też w sposób regularny, ale nie są to różnice istotne statystycznie. Trzy wymienione wyżej parametry (C_0 , C_1 i A_1) wykazują także wyraźne trendy wieloletnie. Mają one charakter zmienności cyklicznej o okresie około 19 lat (C_1 i A_1) i niestabilnym, ale

dłuższym od 25 lat (C_0). Wariancja nuggetowa jest sumarycznym efektem błędów pomiarowych i zmienności krótkodystansowej (a w tym także nieciągłości przestrzennej i niesynchroniczności MSDO). Składową pierwszą można utożsamiać przede wszystkim z opadami z pojedynczych komórek konwekcyjnych. Przeprowadzona analiza wskazuje zatem że zmiany czasowe struktury przestrzennej dotyczą przede wszystkim opadów lokalnych.

Opracowanie niniejsze wykonano w ramach realizacji programu badawczego PBZ-KBN-086/P04/2003: „Ekstremalne zdarzenia meteorologiczne i hydrologiczne w Polsce (ocena zdarzeń oraz prognozowanie ich skutków dla środowiska życia człowieka)”.

6. Literatura

- Alexander L. V., et al., 2006:** *Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation*. Journal of Geophysical Research, D05109, doi:10.1029/2005JD006290, vol. 111: 22 str.
- Ali A., Lebel T., Amani A., 2003:** *Invariance in the spatial structure of Sahelian rain fields at climatological scales*. Journal of Hydrometeorology, vol. 4: 996-1011.
- Bacchi B., Kottigoda N., 1995:** *Identification and calibration of spatial correlation patterns of rainfall*. Journal of Hydrology, vol. 165: 311-348.
- Bell J.L., Sloan L.C., Snyder M.A., 2004:** *Regional changes in extreme climatic events: a future climate scenario*. Journal of Climate, vol. 17: 81-87.
- Berne A., Boudevillain B., Kirstetter P.-E., Delrieu G., 2006:** *Spatial structure of intense Mediterranean precipitation*. [W:] Proceedings of ERAD 2006, Fourth European Conference on Radar in Meteorology and Hydrology, Barcelona, 18-22.09.2006. (www.grahi.upc.es/ERAD2006/proceedingsMask/00123.pdf)
- Bleines C., Deraisme J., Geffroy F., Jeannée N., Perseval S., Rambert F., Renard D., Torres O., Touffait Y., 2007:** *Isatis technical references, version 7.0.0*. Geovariences and Ecole des Mines de Paris, Avon Cedex: 132 str.
- Bogdanowicz E., Stachý J., 1998:** *Maksymalne opady deszczu w Polsce. Charakterystyki projektowe*. Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej, Materiały Badawcze, Seria: Hydrologia i Oceanologia, 23: 1-85.
- Chilès J.-P., Delfiner P., 1999:** *Geostatistics. Modeling spatial uncertainty*. John Wiley and Sons, New York: 695 str.
- Christensen O.B., Christensen J.H., 2004:** *Intensification of extreme European summer precipitation in a warmer climate*. Global and Planetary Change, vol. 44: 107-117.

- Ciach G.J., Krajewski W.F., 2006:** *Analysis and modeling of spatial structure in small-scale rainfall in Central Oklahoma.* *Advances in Water Resources*, 29: 1450-1463.
- Dobesch H., Tveito O.E., Bessemoulin P., 2001:** *Geographic Information Systems in climatological application.* Norwegian Meteorological Institute, Oslo, DNMI - Report, Klima, 13/01: 1-49.
- Dore M.H.I., 2005:** *Climate change and changes in global precipitation patterns: What do we know.* *Environment International*, vol. 31: 1167-1181.
- Ferraris L., Gabellani S., Parodi U., Rebori N., 2003:** *Revisiting multifractality in rainfall fields.* *Journal of Hydro-meteorology*, vol. 4: 544-551.
- Fowler A.M., Hennessy K.J., 1995:** *Potential impacts of global warming on the frequency and magnitude of heavy precipitation.* *Natural Hazards*, vol. 11: 283-303.
- Frei C., Davies H.C., Joachim Gurtz J., Schär C., 2000:** *Climate dynamics and extreme precipitation and flood events in Central Europe.* *Integrated Assessment*, vol. 1: 281-299.
- Frei C., Schär C., Lüthi D., Davies H.C., 1998:** *Heavy precipitation processes in a warmer climate.* *Geophysical Research Letters*, vol. 25, no. 9: 1431-1434.
- Frich P., Alexander L.V., Della-Marta P., Gleason B., Haylock M., Klein Tank, A.M.G., Peterson T., 2002:** *Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the twentieth century.* *Climate Research*, vol. 19: 193-212.
- Goodrich D.C., Faurès J.-M., Woolhiser D.A., Lane L.L., Sorooshian S., 1995:** *Measurement and analysis of small-scale convective storm rainfall variability.* *Journal of Hydrology*, vol. 173: 283-308.
- Goovaerts P., 1997:** *Geostatistics for natural resources evaluation.* Oxford University Press, New York, 483 str.
- Gordon H.B., Whetton P.H., Pittock A.B., Fowler A.M., Haylock M.R., 1992:** *Simulated changes in daily rainfall intensity due to enhanced greenhouse effect: implications for extreme rainfall events.* *Climate Dynamics*, vol. 8: 83-102.
- Groisman P.Ya., Knight R.W., Easterling D.R., Karl T.R., Hegerl G.C., Razuvaev V.N., 2005:** *Trends in intense precipitation in the climate record.* *Journal of Climate*, vol. 18: 1326-1350.
- Haberlandt U., 2007:** *Geostatistical interpolation of hourly precipitation from rain gauges and radar for a large-scale extreme rainfall event.* *Journal of Hydrology*, vol. 332: 144-157.
- Hauf T., Theusner M., 2003:** *On the small scale structure of convective precipitation.* [W:] 83rd Annual Meeting American Meteorological Society, 17th Conference on Hydrology, Observing and Understanding the Variability of Water in Weather and Climate, Long Beach, CA, 8-13.02.2003. (<http://ams.confex.com/ams/pdfpapers/54660.pdf>)
- Heino R., Brázdil R., Førland E., Tuomenvirta H., Alexandersson H., Beniston M., Pfister C., Rebetez M., Rosenhagen G., Rösner S., Wibig J., 1999:** *Progress in the study of climatic extremes in Northern and Central Europe.* *Climatic Change*, vol. 42: 151-181.
- Hennessy K.J., Gregory J.M., Mitchell J.F.B., 1997:** *Changes in daily precipitation under enhanced greenhouse conditions.* *Climate Dynamics*, vol. 13: 667-680.
- Hense A., Friederichs P., 2006:** *Wind and precipitation extremes in the Earth's atmosphere.* [W:] S. Albeverio, V. Jentsch, H. Kantz (red.), *Extreme Events in Nature and Society*, Springer, Berlin, Heidelberg, 169-187.
- IPCC, 2007:** *Climate Change 2007: The Physical Science Basis.* Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, 996 str. (<http://ipcc-wg1.ucar.edu/wg1/wg1-report.html>).
- Kharin V.V., Zwiers F.W., 2005:** *Estimating extremes in transient climate change simulations.* *Journal of Climate*, vol. 18: 1156-1173.
- Kharin V.V., Zwiers F.W., Zhang X., 2005:** *Inter-comparison of near-surface temperature and precipitation extremes in AMIP-2 simulations, reanalysis, and observations.* *Journal of Climate*, vol. 18: 5201-5223.
- Kharin V.V., Zwiers F.W., Zhang X., Hegerl G.C., 2007:** *Changes in temperature and precipitation extremes in the IPCC ensemble of global coupled model simulations.* *Journal of Climate*, vol. 20: 1419-1444.
- Kiktev D., Sexton D.M.H., Alexander L., Folland C.K., 2003:** *Comparison of modeled and observed trends in indices of daily climate extremes.* *Journal of Climate*, vol. 16: 3560-3571.
- Klein Tank A.M.G., Können G.P., 2003:** *Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946-99.* *Journal of Climate*, vol. 16: 3665-3680.
- Kundzewicz Z.W., 2005:** *Intense precipitation and high river flows in Europe – observations and projections.* *Acta Geophysica Polonica*, vol. 53, no. 4: 385-400.
- May W., 2007:** *Potential future changes in the characteristics of daily precipitation in Europe simulated by the HIRHAM regional climate*

- model. *Climate Dynamics*, DOI 10.1007/s00382-007-0309-y.
- Moszkowicz S., 2000:** *Small-scale structure of rain field – preliminary results basing on a digital gauge network and on MRL-5 Legionowo radar.* *Physics and Chemistry of the Earth, Part B: Hydrology, Oceans and Atmosphere*, vol. 25, no. 10-12: 933-938.
- New M., Todd M., Hulme M., Jones P., 2001:** *Precipitation measurements and trends in the twentieth century.* *International Journal of Climatology*, vol. 21: 1899-1922.
- Räisänen J., Hansson U., Ullerstig A., Döscher R., Graham L.P., Jones C., Meier H.E.M., Samuelsson P., Willén U., 2004:** *European climate in the late twenty-first century: regional simulations with two driving global models and two forcing scenarios.* *Climate Dynamics*, vol. 22: 13-31.
- Santos J.A., Corte-Real J., Ulbrich U., Palutikof J., 2007:** *European winter precipitation extremes and large-scale circulation: a coupled model and its scenarios.* *Theoretical and Applied Climatology*, vol. 87: 85-102.
- Semmler T., Jacob D., 2004:** *Modeling extreme precipitation events—a climate change simulation for Europe.* *Global and Planetary Change*, vol. 44: 119-127.
- Skaugen T., 1997:** *Classification of rainfall into small- and large-scale events by statistical pattern recognition.* *Journal of Hydrology*, vol. 200: 40-57.
- Stachy J., 1999:** *Polska służba hydrologiczna w 25-leciu 1973-1997.* *Gospodarka Wodna*, vol. 8: 277-283.
- Trenberth K. E., Dai A., Rasmussen R.M., Parsons D.B., 2003:** *The changing character of precipitation.* *Bulletin of American Meteorological Society*, vol. 84: 1205–1217.
- Trömel S., Schönwiese C.-D., 2007:** *Probability change of extreme precipitation observed from 1901 to 2000 in Germany.* *Theoretical and Applied Climatology*, vol. 87: 29-39.
- Tveito O.E., i zespół 2006:** *Spatialisation of climatological and meteorological information by the support of GIS.* COST 719 Final Report, WG2 Spatialisation, Chapter II, Draft Version, 26.07.2006 Oslo: 142.
(http://cost719.met.no/wg2_final_report_DRAFT260706.pdf)
- Ulbrich U., Brücher T., Fink A.H., Leckebusch G.C., Krüger A., Pinto J.G., 2003:** *The central European floods of August 2002: Part 2 – Synoptic causes and considerations with respect to climatic change.* *Weather*, vol. 58: 434-443.
- Webster R., Oliver M., 2001:** *Geostatistics for environmental scientists.* John Wiley and Sons, Chichester: 271 str.
- Wehner M.F., 2004:** *Predicted twenty-first-century changes in seasonal extreme precipitation events in the parallel climate model.* *Journal of Climate*, vol. 17: 4281-4290.
- Zolina O., Kapala A., Simmer C., Gulev S.K., 2004:** *Analysis of extreme precipitation over Europe from different reanalyses: a comparative assessment.* *Global and Planetary Change*, vol. 44: 129-161.
- Zolina O., Simmer C., Kapala A., Gulev S., 2005:** *On the robustness of the estimates of centennial-scale variability in heavy precipitation from station data over Europe.* *Geophysical Research Letters*, vol. 32: L14707.

TEMPORAL VARIABILITY OF THE SPATIAL STRUCTURE OF MAXIMUM DAILY PRECIPITATION TOTALS

Summary

Extreme precipitation events are of great significance for the operation of natural systems and can do much economic damage. Most of the climate change forecasts predict as highly probable an increase in their frequency and intensity. So far, however, little thought has been given to a possible change in the spatial structure of extreme precipitation. In the present study, a 25-year measurement series of maximum monthly and annual daily precipitation totals (MDPTs) from the area of Poland was employed to test a hypothesis about the existence of seasonal and multi-year variability of their spatial structure. For each of 325 sets of data an isotropic empirical semi-variogram of normalised data with a range of 212.5 km (85 intervals 2.5 km in width) was calculated. The analysis of the seasonal and multi-year variability of the spatial structure was performed on parameters of semivariance models. The models were complex: they

contained from two to five components. The spatial structure of MDPTs shows great variability, both yearly and multi-annual, which makes it hard to establish seasonal cyclicality and possible multi-year trends. On the basis of the results of univariate analysis of variance, it was found that statistically significant seasonal variability was displayed by the nugget variance (C_0), the range (A_1 ; about 15 km on average) and the variance of the first structure (C_1). Mean values of other parameters also change in a regular way, but the differences are not significant statistically. The three above-mentioned parameters (C_0 , A_1 and C_1) also show distinct multi-year trends. They take the form of cyclic variability with a period of some 19 years (C_1 and A_1) and an indeterminate period longer than 25 years (C_0). The nugget variance is the final effect of measurement errors and short-distance variability (including spatial discontinuity and the non-synchronic nature of MDPTs). The first component can be identified primarily with precipitation from single convective cells. Thus, the performed analysis indicates that temporal changes largely affect the spatial structure of local precipitation.