

VI

Analiza struktury przestrzennej MSDO opartej na semiwariogramach danych znormalizowanych

VI.1. Wprowadzenie

Wstępnym etapem symulacji *p-field* jest wygenerowanie inicjalnego, bezwarunkowego, pola prawdopodobieństwa analizowanej cechy zachowującego najważniejsze właściwości jej struktury przestrzennej (patrz dodatek X.2). W przyjętej w niniejszej pracy metodyce (ryc. 129) etap ten był wykonywany dla każdego z 325 analizowanych zbiorów danych poprzez (1) normalizację danych, (2) obliczanie empirycznego izotropowego semiwariogramu danych o zasięgu 212,5 km (85 odstępów po 2,5 km), (3) modelowanie matematyczne uzyskanego semiwariogramu, (4) generowanie na podstawie uzyskanego modelu metodą symulacji spektralnej inicjalnego pola prawdopodobieństwa. Z przedstawionego w skrócie opisu wynika, że jednym z efektów owej procedury było 325 modeli struktury przestrzennej, po jednym dla każdego analizowanego zbioru danych miesięcznych i rocznych. Ich zaletą jest duży, ponadregionalny zasięg, – w skali setek kilometrów. Pominięcie w analizie potencjalnej anizotropii miało dwa aspekty: praktyczny (czasochłonność) i merytoryczny (częściowe uniknięcie maskowania heterogeniczności pola MSDO na tak dużym obszarze jaki zajmuje Polska). Zagadnienie to zostało omówione szczegółowo w dodatku X.3. Normalizacja danych ma przy analizie struktury przestrzennej wielką zaletę, umożliwia bowiem bezpośrednio porównywanie wartości semiwariancji (patrz dodatek X.4). Nie są one uzależnione już od zmienności bezwzględnych wartości analizowanych zbiorów danych.

VI.2. Częstość występowania i charakterystyka elementarnych modeli

Wszystkie 325 modeli danych znormalizowanych miało charakter złożony, czy też jak to się określa w literaturze geostatystycznej – zagnieżdżony (ang. *nested*). Oznacza to, że

składały się z co najmniej dwóch modeli elementarnych. Zagadnienie to zostało wyjaśnione w podrozdziale III.2.5.2 (s. 41), łącznie z przedstawieniem podstawowych właściwości używanych w niniejszym opracowaniu typów struktur elementarnych.

We wszystkich modelach znormalizowanych danych MSDO, zarówno miesięcznych, jaki i rocznych, konieczne było użycie modelu nuggetowego. 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 (tab. 10), jest struktura sferyczna. Oznacza to liniowy spadek podobieństwa wraz z odległością i zmienność przestrzenną o postaci przeplatających się płatów wysokich i niskich wartości opadów. Rozmiar płatów (ich średnica) jest zbliżony i można go ocenić na podstawie zasięgu struktury (parametr a modelu sferycznego, patrz s. 41-42). Proporcje przypadków użycia funkcji sferycznej są podobne dla poszczególnych składowych przy miesięcznych i przy rocznych zbiorach danych MSDO. Stanowi on bowiem 95-100% modeli zastosowanych dla składowej 2 i 3, 70-82% dla składowej 4 (trendu) i prawie idealnie tak samo, bo około 64 % dla składowej 1 (tab. 10). Wykorzystanie funkcji sferycznej do modelowania składowej 4, długodystansowej, określanej dalej jako trend, oznacza jedynie, że spadek podobieństwa wraz z odległością, miał w jej obrębie charakter liniowy. Aby uzyskać dobre dopasowanie manipulowano arbitralnie przyjętą wartością zasięgu w granicach 265-3800 km. W 84% przypadków były to jednakże odległości 350 i 380 km. Nie mają te wartości jednak realnego znaczenia w odniesieniu do zasięgu funkcjonowania procesów – umożliwiały jedynie regulację nachylenia krzywej. Trzeba również pamiętać, że wśród możliwych do wykorzystania w niniejszej pracy elementarnych funkcji, także wykładnicza ma w początkowym odcinku charakter liniowy. Mogłaby zatem być zamiennie stosowana do modelowania trendu. To, że używano modelu sferycznego, wynikało jedynie z przyjętej *a priori* konwencji.

Trzecią, biorąc pod uwagę częstość używania do modelowania semiwariogramów danych znormalizowanych, elementarną funkcją była wykładnicza (tab. 10). 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 funkcji wykładniczej, poza składową pierwszą, 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 należy jednak traktować bardziej jako hipotezę niż stwierdzenie faktu.

Najrzadziej przy modelowaniu struktury przestrzennej znormalizowanych danych MSDO używano czwartej dopuszczalnej w programie IKSIM (Ying 2000) funkcji elementarnej – gaussowskiej (tab. 10). 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 (patrz podrozdz. III.2.5.2, s. 42 i 43). Był to bowiem jedyny z elementarnych modeli, jakimi można było operować mający częściowo charakter paraboliczny – „wklęsły”. Zazwyczaj w takiej sytuacji wykorzystuje się funkcję potęgową o postaci:

$$g(h) = h^\omega \quad \text{gdzie } 0 < \omega < 2 \quad [25]$$

Przy $\omega > 1$ ma on kształt wklęsły – paraboliczny. Funkcja potęgowa rośnie w nieskończoność, nie ma zatem zarówno zasięgu, ani progu. Tego typu modele nazywa się w geostatystyce nieograniczonymi (ang. *unbounded*). Interpretuje się jako reprezentację procesu losowego mającego charakter ruchów Browna (Webster, Oliver 2001). Przyjmując dla uproszczenia ruch cząsteczki w jednym wymiarze, jej prędkość lub moment pędu w położeniu $\mathbf{x} + \mathbf{h}$ zależy od jej prędkości lub momentu pędu w bezpośrednio poprzednim bliskim położeniu \mathbf{x} . Relację tą można zapisać równaniem:

$$Z(\mathbf{x} + \mathbf{h}) = \beta Z(\mathbf{x}) + \varepsilon \quad [26]$$

gdzie ε to niezależne, losowe odchylenie gaussowskie, a β to parametr. W najprostszym przypadku $\beta = 1$, a wariogram procesu wygląda wówczas następująco:

$$2\gamma(\mathbf{h}) = E\left[\{Z(\mathbf{x} + \mathbf{h}) - Z(\mathbf{x})\}^2\right] = |\mathbf{h}|^k \quad [27]$$

Jeśli wykładnik k w równaniu [27] wynosi 1, to wówczas mamy do czynienia z modelem liniowym, gdzie $\gamma(|\mathbf{h}|) \rightarrow \infty$ gdy $|\mathbf{h}| \rightarrow \infty$. Nazywany jest on często modelem ścieżki losowej (ang. *random walk model*).

Tabela. 10. Typy funkcji (modeli) użytych do dopasowania poszczególnych składowych złożonych modeli struktury przestrzennej miesięcznych znormalizowanych danych MSDO.

Typ modelu Model type	Składowa 1 Component 1		Składowa 2 Component 2		Składowa 3 Component 3		Trend	
	Liczebność Number	(%)	Liczebność Number	(%)	Liczebność Number	(%)	Liczebność Number	(%)
Modele miesięczne – Monthly models								
Sferyczny Spherical	181	63,5	172	94,5	146	94,8	134	70,5
Wykładniczy Exponential	104	36,5	10	5,5	0	0,0	1	0,5
Gaussowski Gaussian	0	0,0	0	0,0	8	5,2	55	28,9
Suma - Total	285		182		154		190	
Modele roczne – Yearly models								
Sferyczny Spherical	16	64,0	25	100,0	9	100,0	9	82,0
Wykładniczy Exponential	9	36,0	0	0	0	0,0	0	0,0
Gaussowski Gaussian	0	0,0	0	0,0	0	0,0	2	18,0
Suma - Total	25		25		9		11	

Przy typowych ruchach Browna składnik ε jest dla każdego kroku niezależny. Jeśli jednak ε z równania [26] są przestrzennie skorelowane, to ślad ruchu cząsteczki jest bardziej „gładki” niż w klasycznym ruchu Browna. Wówczas to wykładnik k jest większy od 1, a krzywa wklęsła. Z drugiej strony, kiedy odchylenia ε są odwrotnie (ujemnie) skorelowane, wówczas ścieżka ruchu jest bardziej chaotyczna. Wykładnik k z równania [27] jest wtedy mniejszy od 1, a krzywa wariogramu wypukła. Kiedy ε są idealnie skorelowane wówczas $k = 2$, a ślad ruchu cząsteczki jest płynny (gładki), co oznacza, że nie ma już charakteru losowego. W sytuacji gdy $k \rightarrow 0$ chaotyczność ruchu rośnie aż do poziomu białego szumu, którego obrazem jest opisany w podrozdziale III.2.5.2 model nuggetowy.

Do sprawdzenia, czy częstość użycia poszczególnych typów modeli elementarnych nie wykazuje zmienności sezonowej wykorzystano test Chi-kwadrat. Istotne statystycznie zróżnicowanie stwierdzono jedynie w odniesieniu do składowej drugiej ($p = 0,00084$). Decydujące znaczenie ma w tym przypadku wysoka reprezentacja modelu wykładniczego w

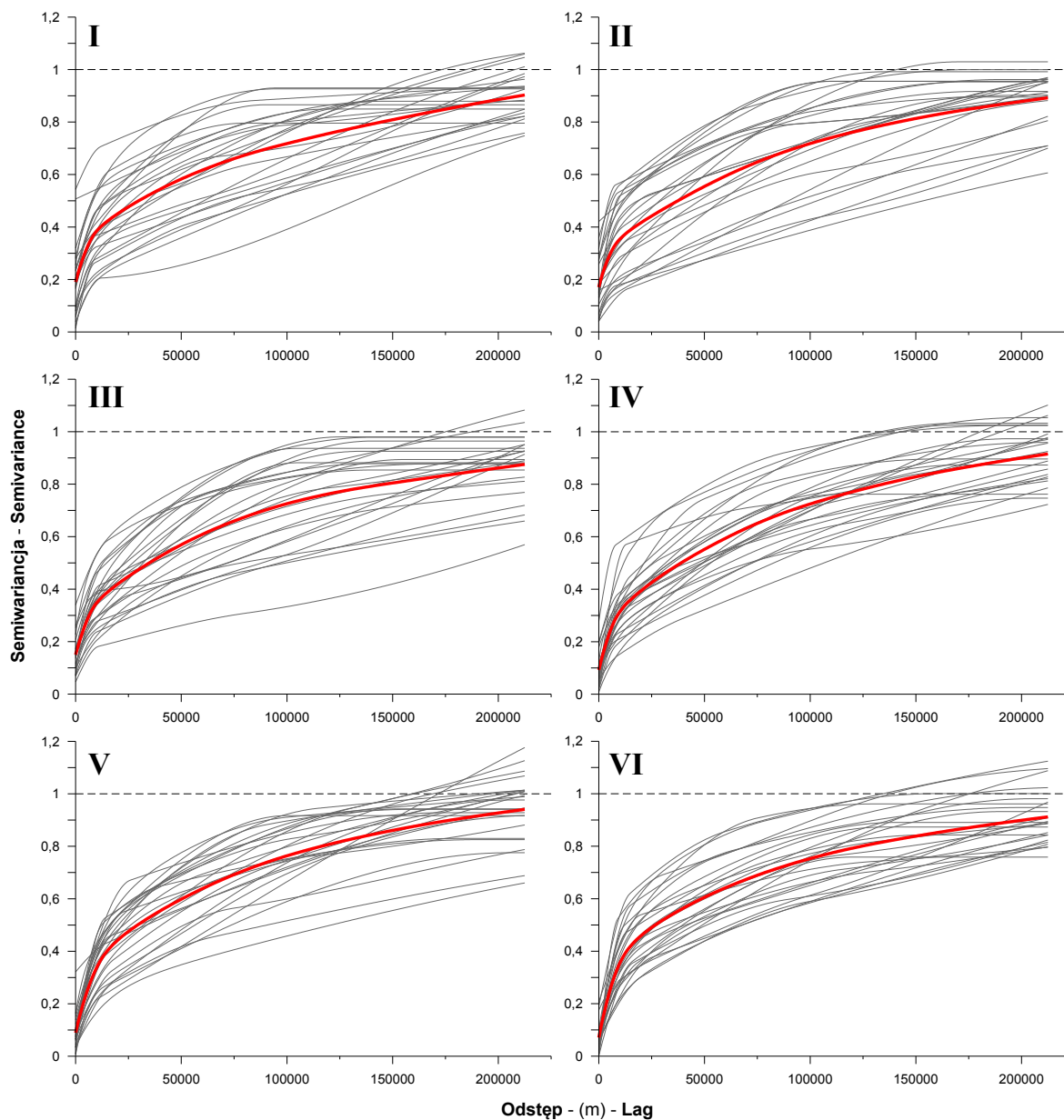
lipcu i sierpniu. W pozostałych miesiącach częstości obserwowane i oczekiwane poszczególnych modeli elementarnych nie różnią się istotnie. Podobny układ obejmujący jednak okres od maja do sierpnia, występował przy składowej pierwszej. Odchylenia nie były jednak na tyle duże, żeby wynik testu potwierdził ich istotność ($p = 0,589$). Biorąc pod uwagę wcześniejsze omówienia specyfiki procesów losowych reprezentowanych przez poszczególne modele można przypuszczać, że latem częściej pojawiają się rozkłady opadów o szerszym, bardziej zróżnicowanym, spektrum zasięgów.

VI.3. Sezonowa i wieloletnia zmienność struktury przestrzennej MSDO

Cały zbiór analizowanych 325 modeli semiwariogramów danych znormalizowanych przedstawiono na rycinach 50-52. Zostały one pogrupowane w kolejnych miesiącach roku (i w latach) w celu wychwycenia ewentualnej zmienności sezonowej. Z rycin poniższych wynika jednak, że w zasadzie w każdym miesiącu może się pojawić dowolny z zarejestrowanych przebiegów autokorelacji pola MSDO. Poszczególne miesiące różnią się jednak nieco rozrzutem (szerokością wiązki) krzywych, czyli zmiennością obserwowanych układów struktur, a także występowaniem pojedynczych, anomalnych układów. I tak, 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 ulokowane 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

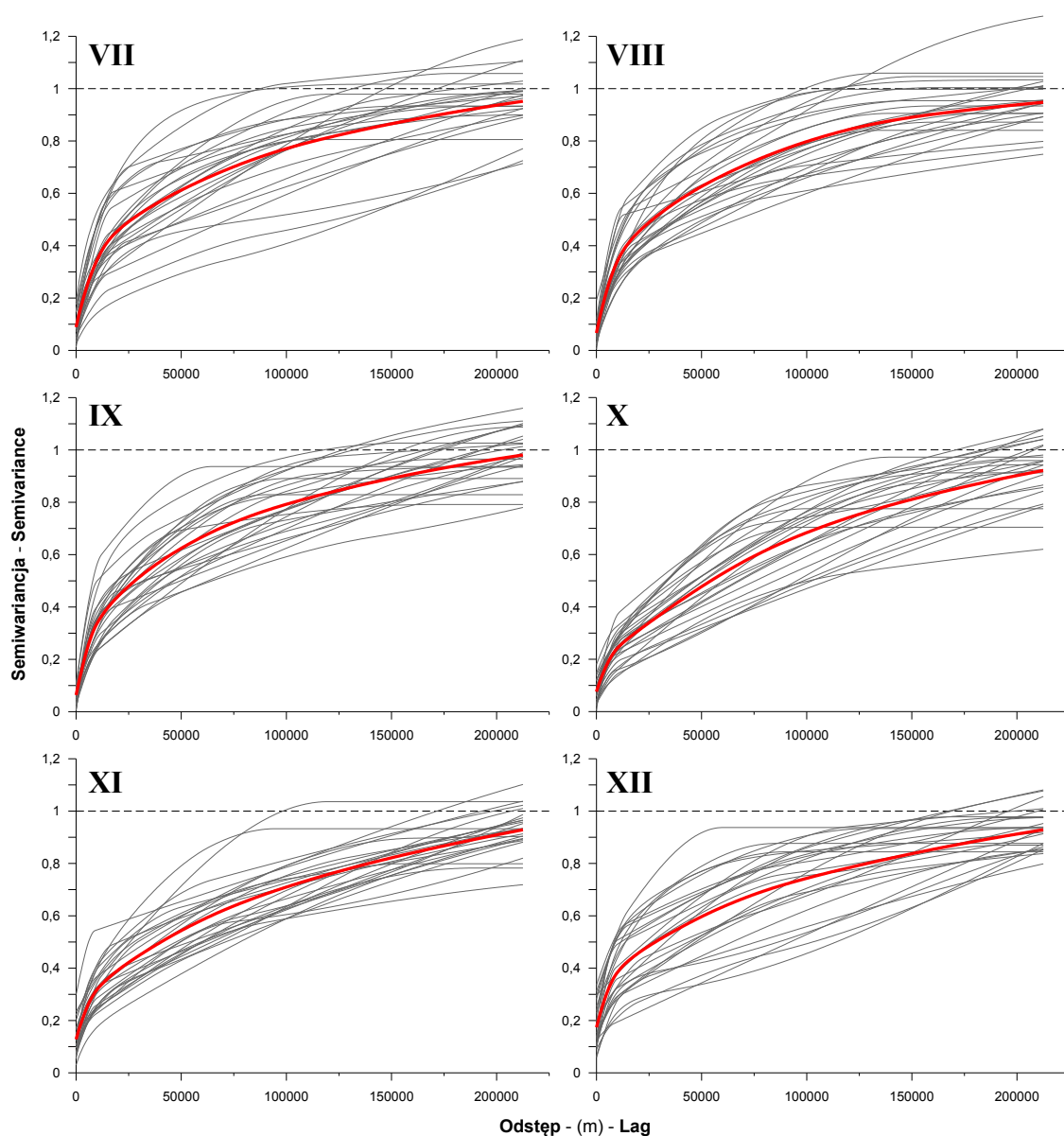
wrzesień). Jest to prawdopodobnie z jednej strony odbicie większych błędów pomiarów opadów śniegu zimą, a także zróżnicowania sezonowego prędkości wiatrów (błędy związane z turbulencją). Problem ten będzie jeszcze omawiany dalej.



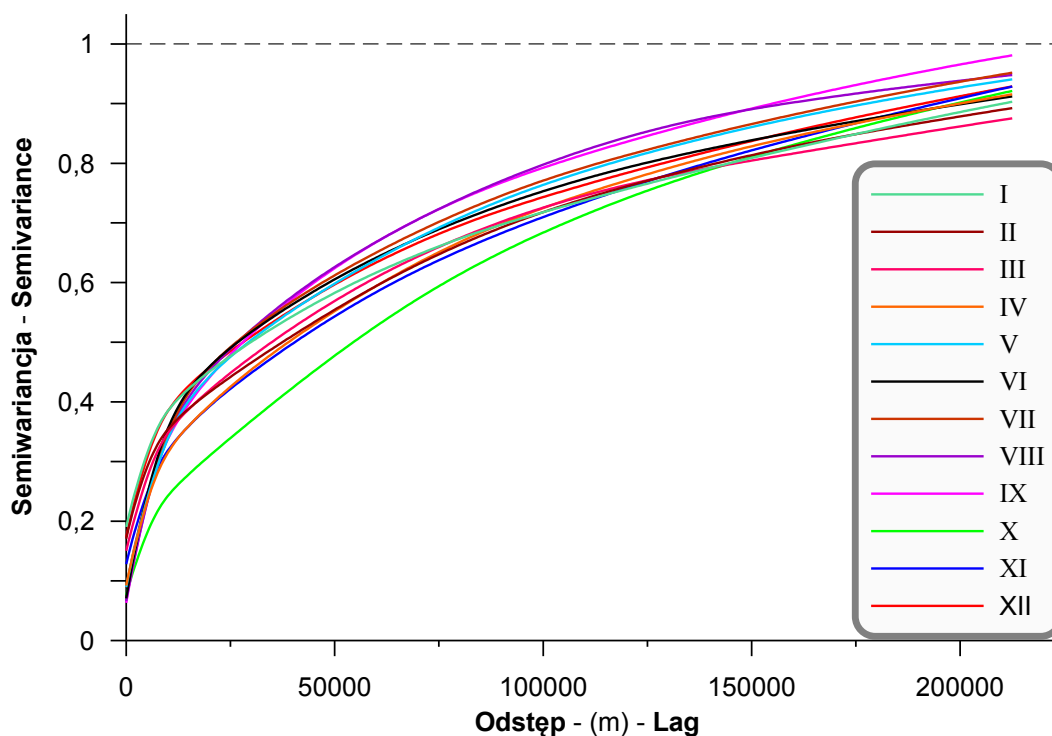
Ryc. 50. Bez kierunkowe (izotropowe) modele semiwariogramów danych znormalizowanych dla miesięcznych zbiorów MSDO od stycznia do czerwca. Grubą czerwoną linią zaznaczono średni semiwariogram dla 25-lecia 1956-1980.

Rycina 52 pokazująca przebieg średnich semiwariogramów dla poszczególnych miesięcy na pozór wskazuje na bardzo niewielkie zróżnicowanie. Jedynie krzywa dla października wyraźnie odstaje od reszty ukazując na częstsze występowanie „dużych” deszczy o małej zmienności przestrzennej i sporym zasięgu. Jednakże, bardziej drobiazgowo analiza pokazuje,

że krzywe w obrębie wiązki układają się uporządkowany, konsekwentny sposób. W dolnej części zgrupowane są semiwariogramy miesięcy jesienno-zimowych i wczesnowiosennych, w górnej – późnowiosennych i letnich. Szczególnie silne jest zróżnicowanie pomiędzy wrześnie, 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 względną zmiennością losową MSDO (nuggetem) w miesiącach jesienno-zimowych i wczesnowiosennych.



Ryc. 51. Bez kierunkowe (izotropowe) modele semiwariogramów danych znormalizowanych dla miesięcznych zbiorów MSDO od lipca do grudnia. Grubą czerwoną linią zaznaczono średni semiwariogram dla 25-lecia 1956-1980.



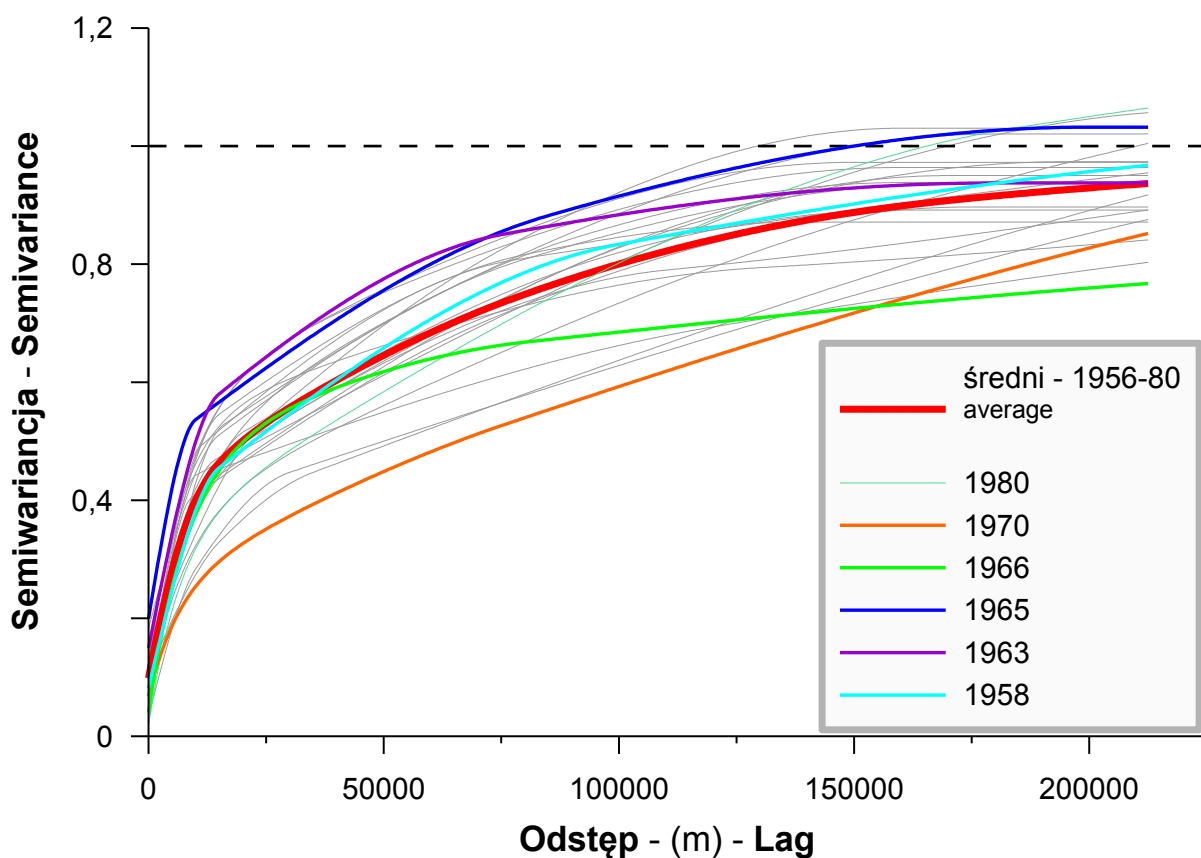
Ryc. 52. Średnie 25-letnie z izotropowych modeli semiwariogramów danych znormalizowanych dla poszczególnych zbiorów miesięcznych MSDO (patrz ryc. 50 i 51).

Skala rozrzutu i kształty semiwariogramów rocznych MSDO (ryc. 53) są bardzo podobne do omówionych wyżej struktur przestrzennych miesięcznych MSDO. Charakterystyczną różnicę stanowi 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. 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”.

Czytelnikowi, dla którego zastosowana w niniejszej rozprawie metodyka stanowi *novum*, wyobrażenie sobie zmienności przestrzennej reprezentowanej przez poszczególne modele będzie z pewnością sprawiało dużą trudność. Dlatego, charakterystyczne (przeciętne i ekstremalne), omawiane w dalszej części niniejszego rozdziału, typy struktury przestrzennej MSDO przedstawiono również w postaci map wysokości opadów³⁷. Zdecydowano, że będą

³⁷ Pojedyncze siatki 1 × 1 km wartości symulowanych dla wszystkich 325 zbiorów analizowanych MSDO zamieszczono na dołączonym dysku DVD (patrz załącznik XII.2).

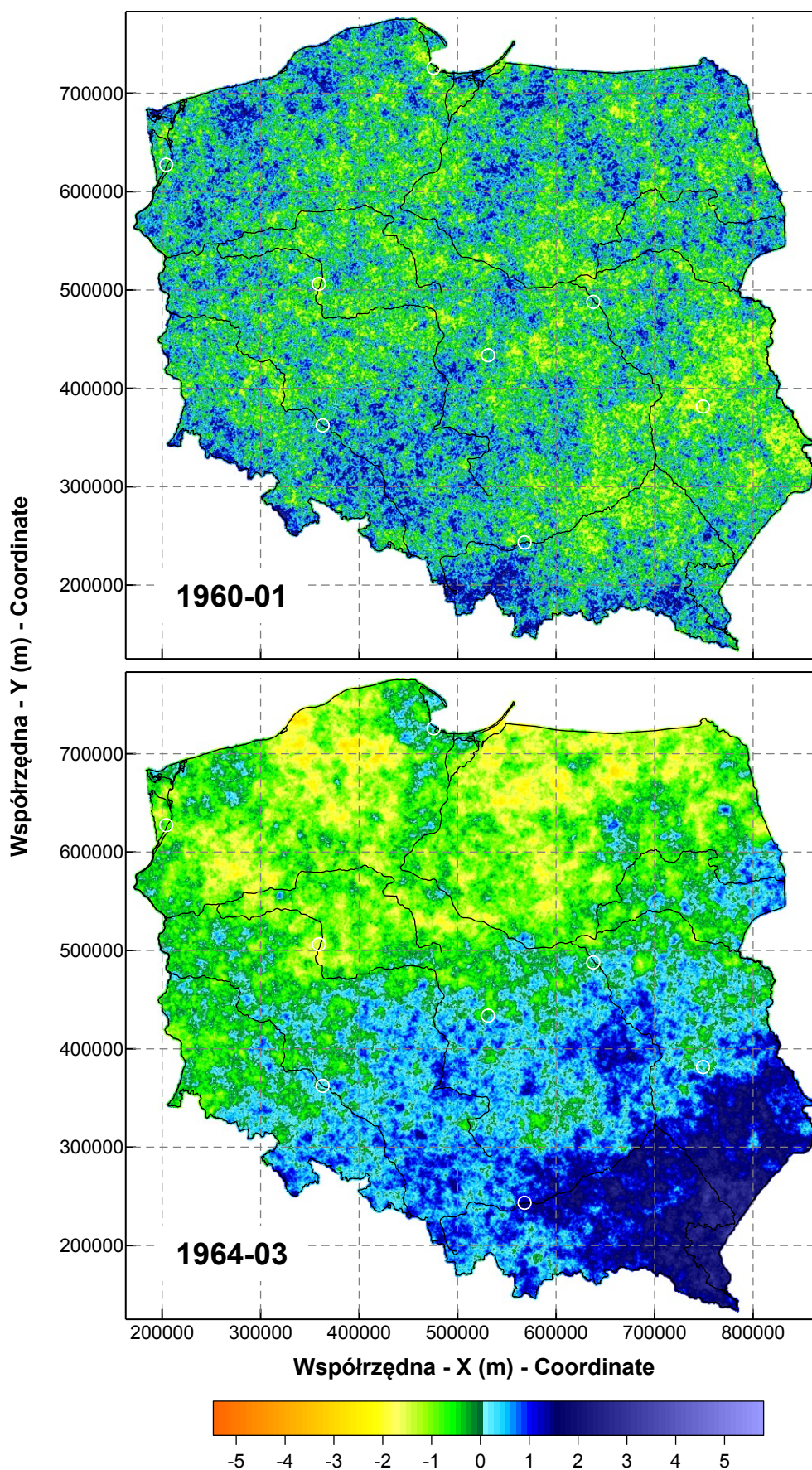
to obrazy pojedynczych symulacji warunkowych wykonywanych w przestrzeni danych znormalizowanych (patrz dodatek X.2 i X.4). W dodatku X scharakteryzowano szeroko wady i zalety map uzyskanych za pomocą geostatystycznych estymacji i symulacji. Największym plusem tych drugich, w kontekście tematu rozprawy, jest dobre odwzorowanie modelu struktury przestrzennej oraz honorowanie danych pomiarowych w ich lokalizacjach. MSDO w poszczególnych miesiącach i latach analizowanego wielolecia różniły się bardzo swą bezwzględną wielkością. Aby to zróżnicowanie nie maskowało różnic i podobieństw rozkładów przestrzennych, symulacje wykonywano w przestrzeni danych znormalizowanych. Dzięki takiemu zabiegowi możliwe jest bezpośrednie porównywanie map, a także wykonywanie na nich operacji algebraicznych. W trakcie porównywania map należy zwrócić uwagę na wielkość i kształt płatów wysokich i niskich wartości, a także na ich amplitudy wyrażone kolorami depresji i elewacji symulowanego pola MSDO. Pierwszy przykład takich map to rycina 54, na której umieszczono symulowane obrazy zmienności przestrzennej miesięcznych MSDO ze stycznia roku 1960 i marca roku 1964. Są to ekstremalne przypadki wyraźnie odróżniające się na ryc. 50.



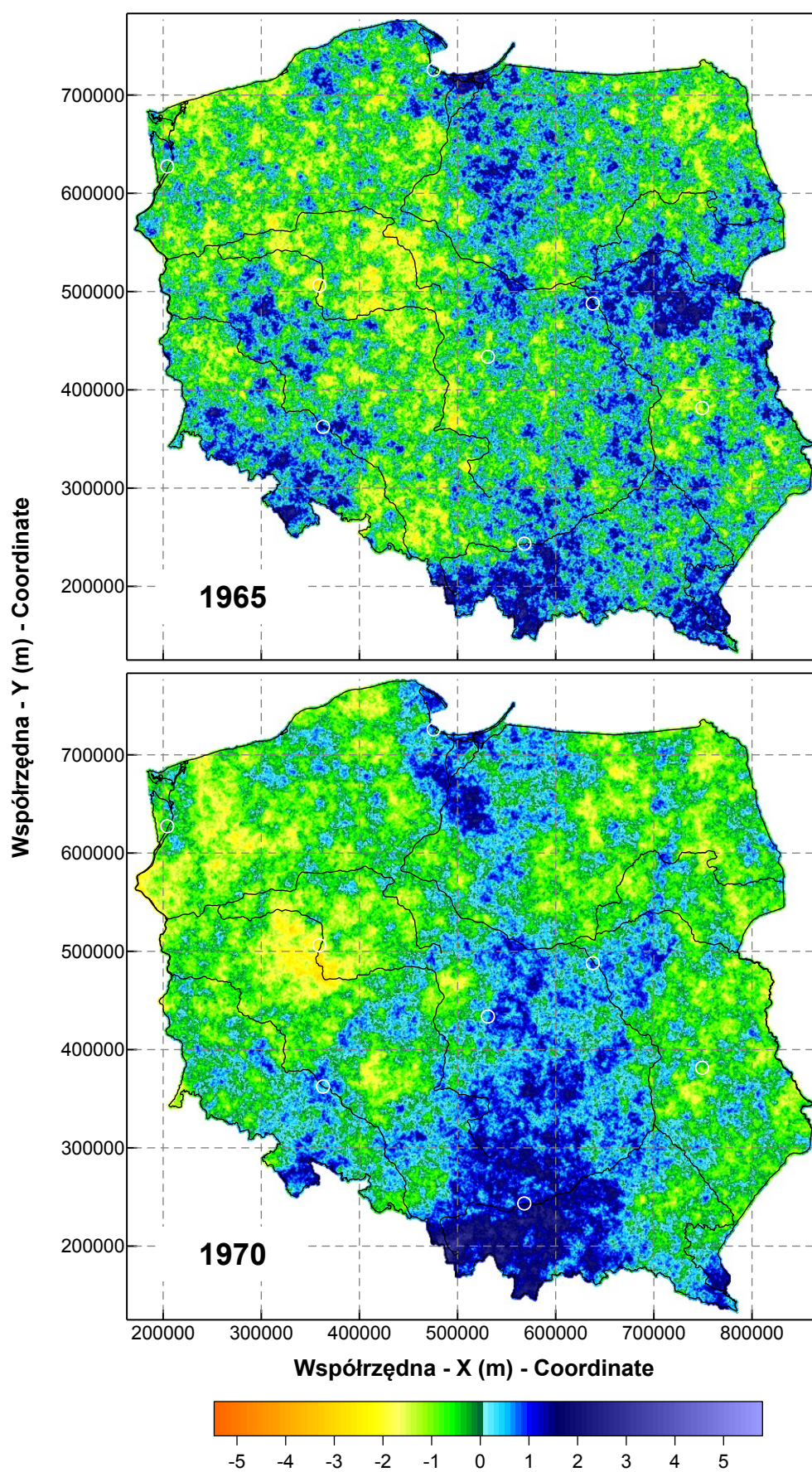
Ryc. 53. Bez kierunkowe (izotropowe) modele semiwariogramów danych znormalizowanych dla rocznych zbiorów MSDO. Grubą czerwoną linią zaznaczono średni semiwariogram dla 25-lecia 1956-1980, a kolorem – kilka przypadków ekstremalnych.

Wyróżniającą cechą struktury MSDO ze stycznia 1960 był najwyższy w całym analizowanym wieloleciu udział semiwariancji nuggetowej wynoszący 0,54. Maksymalna była zatem składowa losowa związana z błędami pomiarowymi i/lub zmiennością krótkodystansową opadów. Obraz takiego pola miesięcznych MSDO (ryc. 54) charakteryzuje się silnie zarysowaną „ziarnistością” związaną z bliskim sąsiedztwem skrajnie niskich i wysokich opadów. Nie ma wyraźnych, zwartych obszarów zbliżonych ich sum. Model dla marca roku 1964 reprezentuje z kolei krzywa o najmniejszym nachyleniu i bardzo łagodnym przebiegu. Świadczy to o dominacji procesów o małej zmienności i dużym zasięgu przestrzennym przekraczającym zakres analizy, to jest ponad 200 km. Symulowane w siatce 1×1 km MSDO dla tego miesiąca pokazują rozległy obszar niskich opadów obejmujący północ kraju i sięgający po Warszawę. W obrębie niego występują niewielkie „wyspy” wyższych sum dobowych – na przykład na Pojezierzu Kaszubskim. Południowo-wschodnia część Polski, poniżej linii łączącej Kraków i Lublin, to zwarty obszar względnie jednolitych wysokich opadów. Istotny dla zestawionych na rycinie 54 przypadków jest również fakt, iż średnie MSDO w obu miesiącach były bardzo zbliżone i wynosiły około 9,1 mm. Podobny był również zakres zmienności.

Należy jednak wyraźnie zaznaczyć, że tak wyraźne zróżnicowanie rozkładu przestrzennego, widoczne doskonale gołym okiem, jest wyjątkiem, a nie regułą. Gdyby było inaczej, nie byłoby potrzeby stosowania wyrafinowanych metod numerycznych. Generalnie jednak, duża liczba danych pomiarowych i ich skomplikowane relacje czasoprzestrzenne powodują, że wyróżnienie układów typowych i anomalnych jest, na podstawie wizualnej analizy map, praktycznie niemożliwe. Ilustracją tego faktu może być rycina 55, na której zamieszczono symulowane obrazy rozkładu przestrzennego rocznych MSDO dla dwóch lat o ekstremalnych charakterystykach struktury – roku 1965 i 1970 (por. ryc. 53). Można było z góry przypuszczać, że dłuższy okres agregacji danych powoduje mniejsze zróżnicowanie obrazów rocznych MSDO w stosunku do miesięcznych, lecz ekstremalne przypadki w okresie 25-letnim powinny różnić się znacząco. Na rycinie 55 wyraźnej odmienności nie widać. Bardziej w oczy rzucają się podobieństwa lokalizacji obszarów o wysokich i niskich maksymalnych sumach dobowych opadów. Dopiero szczegółowy ogląd ujawnia istotne różnice. W roku 1965 powierzchnie o podobnych wysokościach MSDO były mniejsze i bardziej nieregularne, wręcz „porozrywane”.



Ryc. 54. Pojedyncze obrazy symulacji warunkowych pola MSDO wykonanych dla danych znormalizowanych ze stycznia roku 1960 i marca 1964.



Ryc. 55. Pojedyncze obrazy symulacji warunkowych pola rocznych MSDO wykonanych dla danych znormalizowanych z roku 1965 i z 1970.

VI. 4. Klasyfikacja struktury przestrzennej MSDO – liczba i charakter składowych

Klasyfikacja struktury przestrzennej powinna uwzględniać dwa elementy: podobieństwo kształtu krzywej (niezależnie od aktualnej wartości semiwariancji) i podobieństwo wartości semiwariancji.

Podstawą pierwszej klasyfikacji była liczba i charakter elementarnych składowych, z których zbudowany był model. Na podstawie tego kryterium wyróżniono 6 klas, przy czym do jednej z nich należał tylko 1 z 325 modeli (ryc. 56 i 57):

1. nugget + 1 składowa + trend,
2. nugget + 2 składowe + trend,
3. nugget + 3 składowe + trend,
4. nugget + 2 składowe,
5. nugget + 3 składowe
6. nugget + 1 składowa

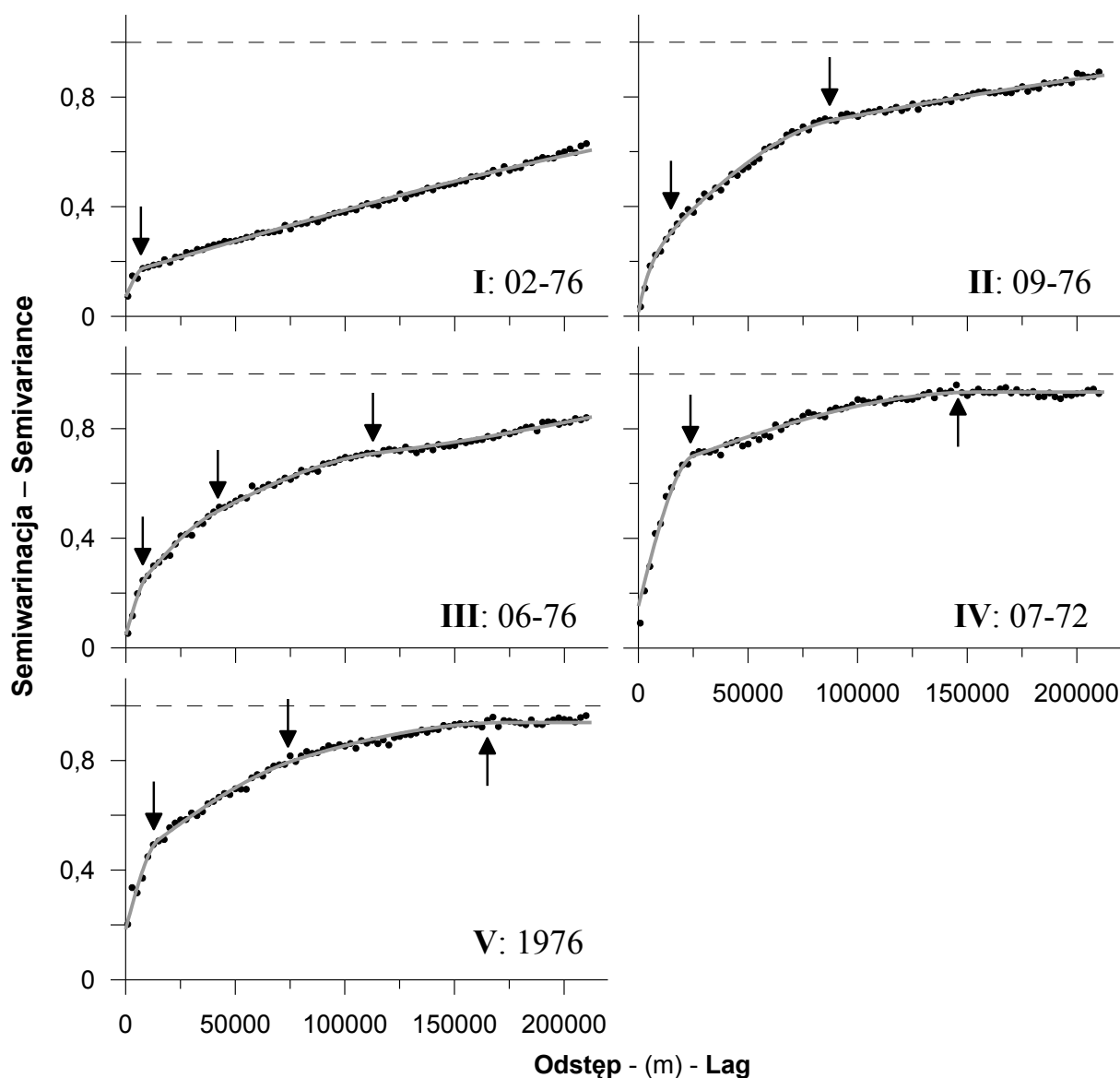
Anomalnym przypadkiem był luty 1957 roku. Strukturę przestrzenną MSDO w tym miesiącu najlepiej opisywał model składający się z nuggetu i jednej struktury sferycznej o zasięgu 110 km (typ 6 na ryc. 57).

Roczne MSDO wykazują struktury przestrzenne jedynie typu drugiego, czwartego lub piątego (ryc. 57B). Najczęściej występuje typ drugi: w 45% MSDO miesięcznych i 44% rocznych. Udział struktur typu 1, 4 i 5 jest dla zbioru danych miesięcznych podobny – od około 15 do 18%. Struktura MSDO rocznych typu 4 występuje w 20% przypadków, typu 5 – w 36%. Występowanie pięciu podstawowych typów struktury przestrzennej dla danych miesięcznych nie wykazuje istotnej zmienności sezonowej (ryc. 58). Typy 1, 2, 4 i 5 notowano we wszystkich miesiącach roku, a różnice liczebności były niewielkie i nie wykazywały żadnej regularności. Występowania struktur typu 3 nie zarejestrowano wprawdzie w miesiącach zimowych (XII, I i II), ale liczebność tej grupy jest tak niska (w pozostałych miesiącach było 1-2 przypadków), że nie można tego faktu traktować jako prawidłowość. Hipotezę o braku zmienności sezonowej występowania poszczególnych typów struktury przestrzennej MSDO potwierdzono za pomocą jednoczynnikowej analizy wariancji.

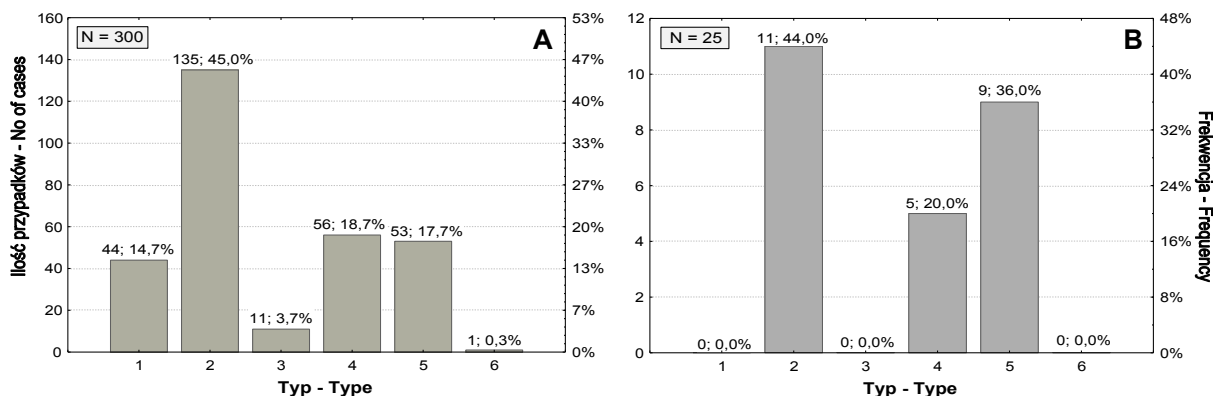
VI.5. Charakterystyka składowych złożonych modeli struktury przestrzennej

MSDO

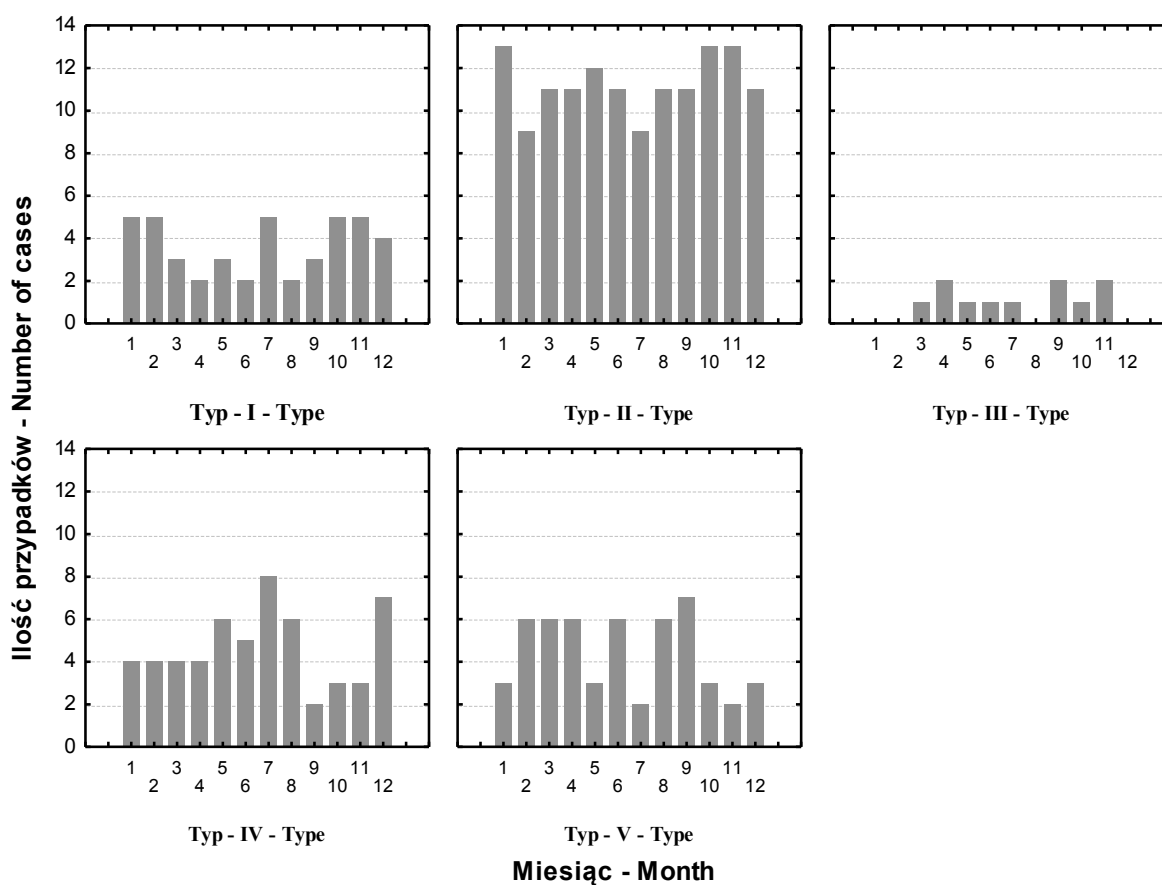
Każdy złożony model struktury przestrzennej można scharakteryzować poprzez podanie zasięgów autokorelacji poszczególnych jego składowych oraz odpowiadających im wariancji progowych (oraz oczywiście nuggetu – składowej o zasięgu zerowym). Zbiór 300 modeli miesięcznych MSDO został w ten sposób podsumowany za pomocą histogramów na rycinach 59 i 60.



Ryc. 56. Przykładowe semiwariogramy empiryczne danych znormalizowanych oraz ich modele dla pięciu wyróżnionych typów struktury przestrzennej MSDO. Strzałkami zaznaczono orientacyjne zasięgi poszczególnych struktur.



Ryc. 57. Frekwencja wyróżnionych typów struktury przestrzennej MSDO dla miesięcznych (A) i rocznych (B) zbiorów danych.

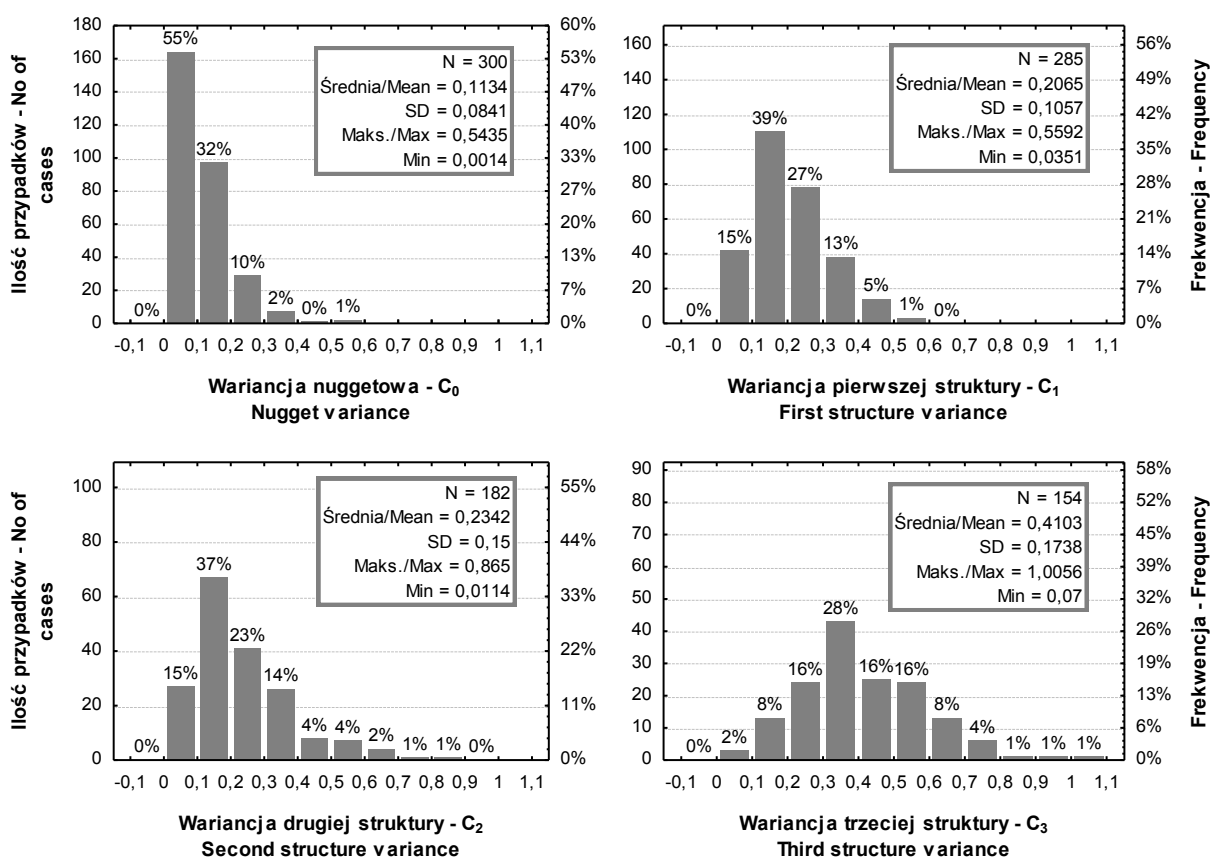


Ryc. 58. Sezonowa zmienność pięciu podstawowych typów struktury przestrzennej MSDO w 25-leciu 1956-1980.

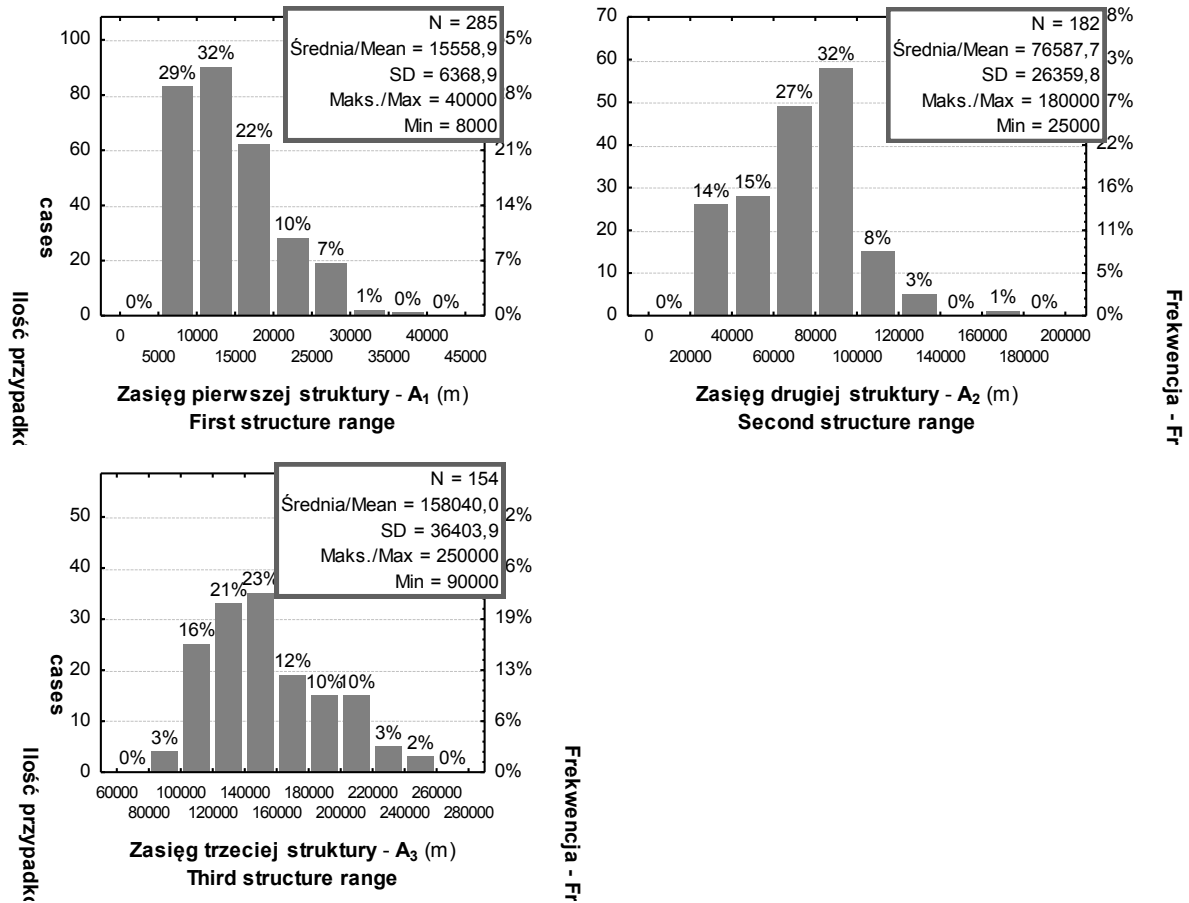
Zmienność losowa (nugget), wynikająca z nieciągłości MSDO i ich asynchroniczności, błędów pomiarowych oraz niedokładności określenia lokalizacji stanowisk pomiarowych, a także zmienności krótkodystansowej opadów (na odległościach mniejszych od 2,5 km) wynosi dla danych miesięcznych 11,3 % (SD = 8,4%) całej wariancji danych. Dla rocznych

MSDO średnia wariancja nuggetowa jest nieco niższa (9,9%), ale przede wszystkim znacznie mniej zróżnicowana ($SD = 4,8\%$). Podobną wielkość semiwariancji nuggetowej (ok. 10%) ekstremalnych opadów dobowych z sierpnia 2002 stwierdził Haberlandt (2007). Rozrzut wielkości nuggetu jest w poszczególnych miesiącach bardzo duży, bo zamyka się w przedziale 0,1-54,3% i silnie skośny – ponad 55% mieści się w klasie 0-10%.

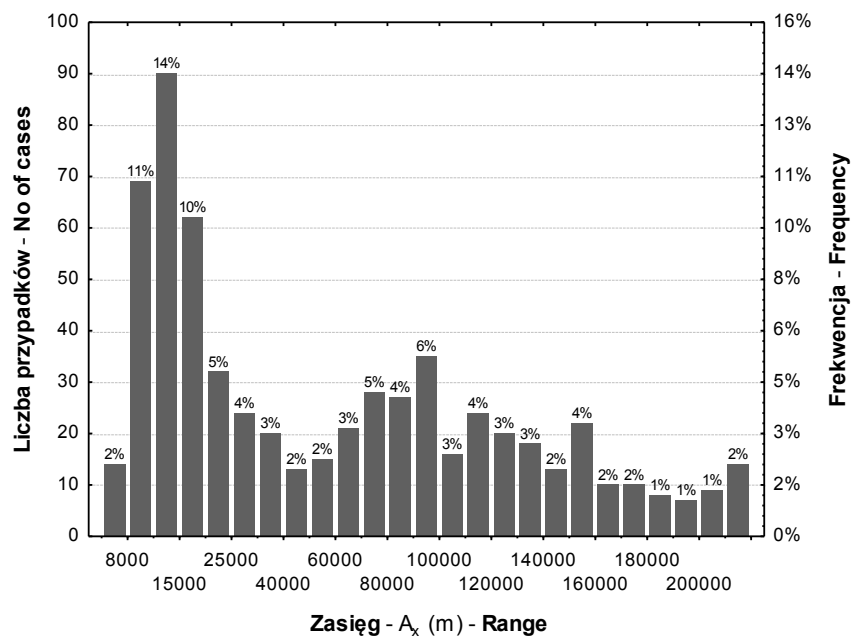
Najbardziej powszechnie występującą (285 przypadków) jest autokorelacja MSDO opadów o zasięgu od poniżej 10 do 40 km (średnio ok. 15,5 km, $SD = 6,4$ km, ryc. 60 i 61). Istnienie takiej struktury przestrzennej jednego z dwóch wyróżnionych typów silnych opadów w okolicach Oslo podawał Skaugen (1997). Jej średni udział w całkowitej wariancji danych wynosi dla danych miesięcznych ponad 20% (ryc. 59), wahając się w szerokich granicach od 3,5 do 55,9%. Rozkład tych danych jest również asymetryczny, ale znacznie słabiej niż w przypadku nuggetu.



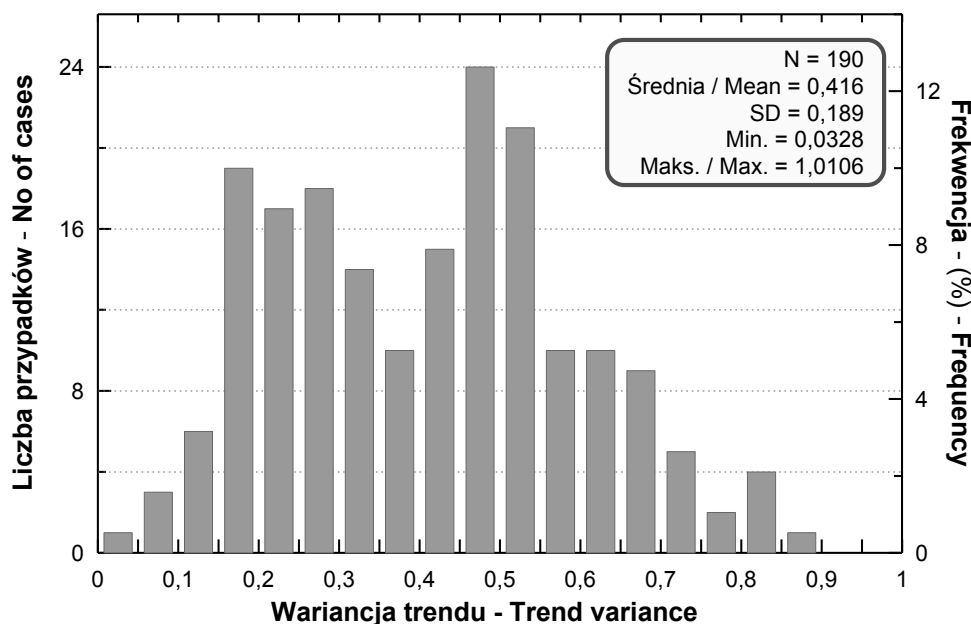
Ryc. 59. Frekwencje wielkości semiwariancji nuggetowej (C_0) oraz wielkości wariancji progowych kolejnych składowych (C_1 , C_2 i C_3) modeli struktury przestrzennej znormalizowanych miesięcznych danych MSDO z wielolecia 1956-1980. Obydwie osie wyskalowano w sposób umożliwiający bezpośrednie porównanie wykresów.



Ryc. 60. Frekwencje zasięgu kolejnych składowych (A₁, A₂ i A₃) modeli struktury przestrzennej znormalizowanych miesięcznych danych MSDO z wielolecia 1956-1980. Jedynie oś częstości została wyskalowana w sposób umożliwiający bezpośrednie porównanie wykresów.



Ryc. 61. Częstości zasięgów wszystkich składowych (A₁, A₂ i A₃ łącznie) modeli struktury przestrzennej znormalizowanych miesięcznych danych MSDO z wielolecia 1956-1980.



Ryc. 62. Częstość wartości wariancji składowej trendu oceniona dla odstępów 212,5 km.

Drugie złamanie krzywej autokorelacji występuje przy odległościach wahających się od 25 do 180 km (średnio ok. 76,6 km, SD = 26,4 km, ryc. 60). Udział tej struktury waha się w przedziale od 1 do ponad 86%, wynosząc przeciętnie 23,4%. Również i tutaj *gros* przypadków lokuje się w lewej części histogramu (ryc. 59) – frekwencja wartości bardzo wysokich (> 40%) jest niewielka.

Zasięg trzeciej struktury podobieństwa MSDO wynosi przeciętnie około 158 km (SD = 36,4 km) i waha się w przedziale od 90 do 250 km. Udział jej w całkowitej wariancji danych wynosi średnio 41%, a jego zmienność wykazuje symetryczny rozkład od minimum 7,0 do maksimum 100,6%.

Haberlandt (2007) wykonując analizę struktury przestrzennej ekstremalnych opadów z sierpnia 2002 roku, które wywołały katastrofalną powódź w dorzeczu Łaby, zidentyfikował dla dobowych sum opadów autokorelację o zasięgu około 80/90 km. Uwzględnienie w analizie strukturalnej anizotropii wykazało, że wzdłuż głównej jej osi opady dobowe wykazywały podobieństwo na dystansie 140 km, w kierunku prostopadłym do niej – 80 km. Wykresy, które zaprezentował cytowany autor (Haberlandt 2007) wskazywałyby na istnienie również struktury o zasięgu mniejszym niż 20 km. Przyjęta wielkość jednostkowego odstępów (ang. *lag*) przy analizie danych z deszczomierzy była jednak zbyt duża, aby ten fakt można było jednoznacznie stwierdzić. Jakkolwiek wyżej cytowana publikacja dotyczyła jednostkowego przypadku, zgodność średnich zasięgów drugiej i trzeciej struktury

miesięcznych MSDO, z podawanymi przez Haberlandta (2007) jest zastanawiająca. Nie można bowiem w świetle tych danych wykluczyć hipotezy, że mamy do czynienia ze statystycznym obrazem działania tego samego anizotropowego zjawiska – intensywnych opadów frontalnych. W uzyskanych modelach izotropowych zatem raz pojawia się wyraźnie autokorelacja o zasięgu zgodnym z głównym kierunkiem anizotropii, raz prostopadła do niej; w innym zaś przypadku – obie wartości. Efekt zależy od ilości i konfiguracji stanowisk objętych opadem (czy strefa opadowa w całości, czy w części znajdowała się na terytorium naszego kraju). Należy również zauważyć, że między parametrami składowej drugiej i trzeciej (wariancjami cząstkowymi C_2 i C_3 i zasięgami cząstkowymi A_2 i A_3), istnieją słabe, ale statystycznie istotne (odpowiednio $p = 0,0028$ i $p = 0,0039$) relacje. Wzrost C_2 pociąga za sobą spadek C_3 . Zależność A_2 i A_3 jest wprost proporcjonalna.

Ocena zasięgu trendu występującego w wyróżnionych 1., 2. i 3. typie struktury przestrzennej MSDO może być jedynie szacunkowa. Prawdopodobnie są to odległości rzędu 250 do 350 km. To, jaka część zmienności maksymalnych sum dobowych opadów jest skutkiem istnienia zjawisk o takim zasięgu można również tylko szacować. Jako podstawę do takiej oceny przyjęto wartość semiwariancji składowej trendu wyliczonej z modelu dla arbitralnie przyjętej odległości 212,5 km (ryc. 62). Średnia udziału składowej trendu w 190 przypadkach miesięcznych struktur MSDO, w których wystąpiła, wynosił przy powyższym założeniu 41,6% (SD = 18,9%) i wahała się między 3 a 101%. Histogram tych wartości (ryc. 62) ma wyraźnie charakter bimodalny z jednym maksimum wynoszącym około 20, a drugim – 50%. Cecha ta wykazuje pewien związek z numerem „porządkowym” struktury zawierającej składową trendu. Średni udział tej składowej w strukturze pierwszej wynosi bowiem 56,7%, a w trzeciej – 23,4%. Zakresy międzykwartyłowe tych wartości kompletnie się nie pokrywają. Jednak najbardziej liczebna struktura druga sama wykazuje również bimodalność rozkładu udziału składowej trendu o bardzo podobnym do całości kształcie. Być może ma to związek z jakimś zróżnicowaniem genetycznym wysokich opadów o dużej rozciągłości przestrzennej.

Składowe modeli rocznych MSDO różnią się wyraźnie swoimi przeciętnymi zasięgami od tych, które stwierdzono dla zbiorów miesięcznych. Są one regularnie nieco dłuższe. A_1 wynosi bowiem średnio 17,5 km (9,0-30,0), A_2 – 84,6 km (30,0-130,0) a A_3 – 173,8 km (140,0-230,0).

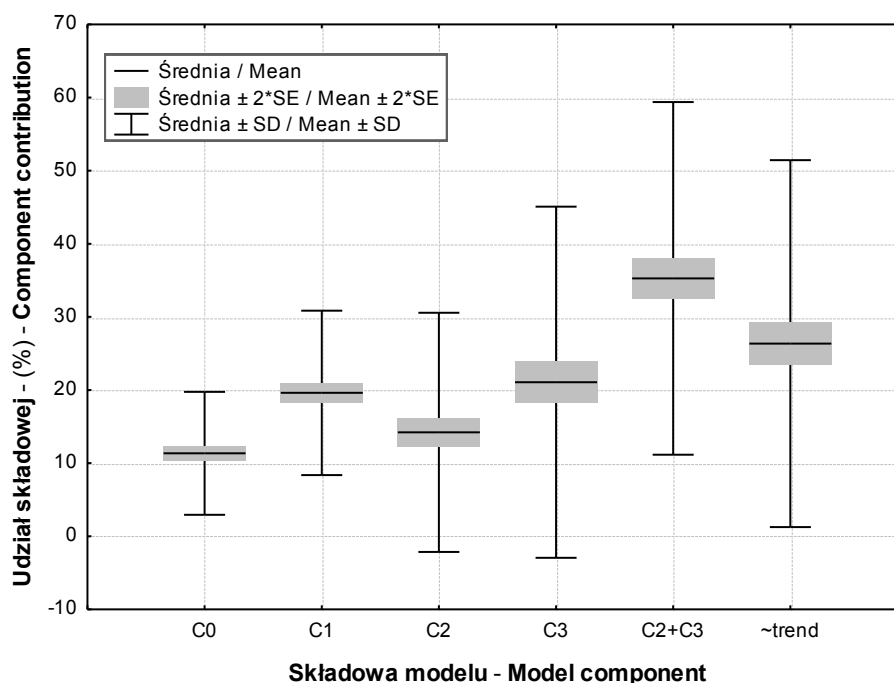
Ponieważ wszystkie składowe oprócz nuggetowej występują jedynie w części analizowanych zbiorów modeli, ich rzeczywiste znaczenie w okresie wieloletnim można

ocenić poprzez takie zestawienie, w którym brakującemu w danym przypadku elementowi przypisywana jest wartość zero. Pierwszym etapem takiej analizy jest porównanie na jednym wykresie frekwencji wszystkich wyróżnionych zasięgów autokorelacji miesięcznych MSDO (ryc. 61). Wyraźnie widoczne są na nim dwie, wcześniej już sygnalizowane prawidłowości. Po pierwsze, zdecydowanie ilościowo dominują MSDO o krótkim zasięgu (średnio ok. 15 km), a po drugie rozkład frekwencji opadów obejmujących obszary o średnicy od 50 do 150 km wskazuje na ich identyczną genezę (konsekwentne zmiany frekwencji w poszczególnych klasach ze śladem bimodalności). Potwierdzałoby to sugerowany powyżej związek tych struktur z anizotropowymi opadami frontalnymi. Po depresji frekwencji zasięgów w przedziale 180-200 km zaznacza się na wykresie (ryc. 61) ich lekki wzrost. Jakkolwiek może to być efekt przypadkowy, to jednak nie powinno się wykluczać możliwości, że sygnalizowany jest w ten sposób częstsze występowanie opadów o tak długim zasięgu autokorelacji (~ 250-300 km).

Porównanie pierwiastków kwadratowych z wariancji poszczególnych składowych przedstawiono na rycinie 63. Wartości te można w tym momencie interpretować jako udział każdej z nich w całkowitej zmienności analizowanej cechy. Ponieważ składowe są efektem działania różnych procesów, prawdopodobnie o zróżnicowanej genezie, odzwierciedlają one ich udział w całkowitej zmienności MSDO. W rozdziale V wykazano istnienie bardzo silnej, wprost proporcjonalnej zależności pomiędzy średnimi i odchyleniami standardowymi zarówno statystyk globalnych, jak i lokalnych MSDO. Można zatem z dużym prawdopodobieństwem przypuszczać, że wysoka zmienność oznacza także wysokie bezwzględne sumy opadu.

Ponieważ, jak wspomniano powyżej, składowa nuggetowa występowała w każdym z 300 analizowanych modeli, jej udział nie uległ zmianie. Zmalała, ale bardzo nieznacznie (285 przypadków na 300), do poziomu 19,6% (SD = 11,2%), rola pierwszej składowej. Znacznie większa redukcja znaczenia dotyczy składowej drugiej i trzeciej, które notowano odpowiednio w 182 i 154 miesiącach. Ich udział spadł do 14,2 (SD = 16,4%) i 21,1% (SD = 24,0%). Jeśli jednak poprawna jest hipoteza zakładająca, że stanowią one w rzeczywistości rezultat działania tego samego anizotropowego procesu, to w sumie ich znaczenie jest największe: 35,3% (SD = 24,1%). Ich sumaryczna frekwencja, to jest ilość miesięcy w których notowano albo jedną, albo drugą, albo obie jednocześnie, jest również bardzo wysoka bo wynosi 87,7% (263 miesiące). Udział trendu, oceniony według omówionej wyżej procedury i po uwzględnieniu przypadków, w których nie był notowany, wynosi średnio dla

analizowanego wielolecia 26,3% (SD = 25,1%). Suma wariancji wszystkich składowych dla całego zbioru 300 miesięcy wynosi średnio 92,6% całej wariancji próby. Brakujące (do 100%) 7,4% (SD = 10,9%) to zmienność pola MSDO o zasięgu przekraczającym 212,5 km, która powinna zostać dodana do wariancji trendu. Tak więc, wieloletnie proporcje udziału zmienności poszczególnych składowych (C_0 , C_1 , $C_2 + C_3$, trend) tworzących pole miesięcznych MSDO na obszarze Polski wynoszą jak 1 : 1,73 : 3,11 : 2,98.

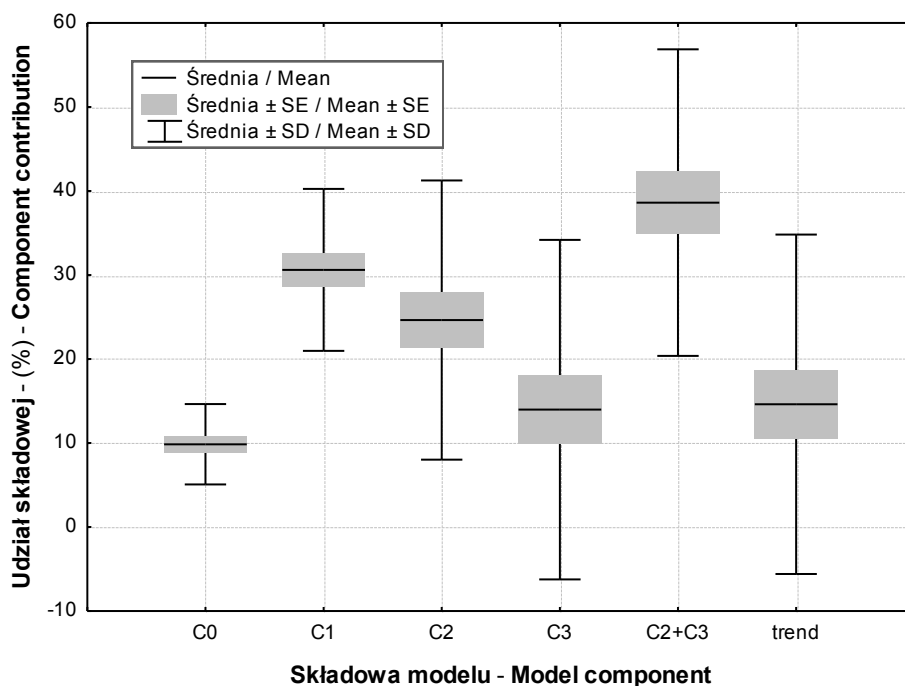


Ryc. 63. Udział poszczególnych składowych w całkowitej zmienności przestrzennej miesięcznych MSDO w wieloleciu 1956-1980.

Podobne zestawienie dokonane dla rocznych MSDO (ryc. 64) daje obraz różniący się w kilku istotnych szczegółach. Przede wszystkim, zdecydowanie wyższy jest udział składowej pierwszej (średnia – 30,6%, SD = 9,6%), a mniejszy trendu (średnia – 14,6%, SD = 20,2%). Odwrotna jest również relacja między składową drugą a trzecią – to ta pierwsza jest tym razem większa. Wynika to z faktu, że w modelach struktury przestrzennej rocznych MSDO składowa pierwsza i druga występowała w każdym roku z analizowanego wielolecia, podczas gdy strukturę trzecią i trend notowano tylko odpowiednio w 9 i w 11 przypadkach. Suma elementu drugiego i trzeciego jest zbliżona do tej, jaką stwierdzono dla zbioru danych miesięcznych – wynosi bowiem średnio 38,6% (SD = 18,2%). Z analizowanego zbioru 25 modeli struktury przestrzennej rocznych MSDO wynika, że w zakresie do 212,5 km było uchwycone 93,7% całej ich zmienności. Brakujące 6,3% powinno zostać, jak to zrobiono poprzednio, dodane do wariancji trendu. Podobnie jak w przypadku danych miesięcznych,

zestawiono proporcje udziału zmienności poszczególnych składowych (C_0 , C_1 , $C_2 + C_3$, trend) tworzących pole rocznych MSDO na obszarze Polski i uzyskano szereg 1 : 3,11 : 3,92 : 2,12.

Pole MSDO na obszarze Polski jest zatem najczęściej efektem sumowania się skutków działania trzech (a może czterech) typów procesów operujących w różnych skalach przestrzennych: lokalnej (<10 – 20 km), regionalnej (50 – 150 km) i ponad regionalnej (>200 km). Wstępnie można postawić hipotezę o związku wyróżnionych skal przestrzennych z konwekcyjną/orograficzną, synoptyczną (frontalną) i „klimatologiczną” genezą wysokich opadów. Ich udział jest bardzo zmienny i zróżnicowany w zależności od okresu agregacji – miesięcznego czy rocznego. Generalnie dominują jednak wysokie sumy dobowe opadów o rozciągłości przestrzennej od 50 do 150 km związanych z migracją frontów atmosferycznych (35-38%). Przy miesięcznym kroku analizy MSDO, na drugim miejscu z przeciętnym udziałem około 32%, sytuują się opady o zasięgu ponad regionalnym, a trzecim – konwekcyjno/orograficzne (ok. 20%). W ujęciu rocznym kolejność i rola tych dwóch składowych jest odwrotna. Należy również zwrócić uwagę, że jakkolwiek prawdopodobnie największy udział w składowej nuggetowej mają błędy pomiarowe i nieciągłość/asynchroniczność MSDO, to jednak pewna, nieznaną jej część związana jest z rzeczywistą zmiennością opadów na dystansie krótszym niż minimalny odstęp stanowisk, i powinna być ona „doliczona” na składowej pierwszej.



Ryc. 64. Udział poszczególnych składowych w całkowitej zmienności przestrzennej rocznych MSDO w wieloleciu 1956-1980.

Ważny punkt odniesienia do uzyskanych w niniejszym opracowaniu charakterystyk struktury przestrzennej sum dobowych opadów na obszarze Polski stanowi cytowana już na początku rozdziału praca Moszkowicza (2000). Przy porównaniach pamiętać jednak należy o jej, wspomianej uprzednio, mocno ograniczonej czasowo, i przestrzennie reprezentatywności, jak też innym znaczeniu jakie ów autor nadaje niektórym terminom. Nie można na przykład „promień korelacji” (ang. *radius of correlation*) Moszkowicza (2000) utożsamiać z zasięgiem autokorelacji używanym w niniejszej pracy. U wspomnianego bowiem autora oznacza to odległość, przy której funkcja autokorelacji spada poniżej 0,5.

Z izotropowej analizy pomiarów z sieci deszczomierzy cyfrowych wynika (fig. 1 w: Moszkowicz 2000), że zasięg autokorelacji, niezależnie od przyjętego kroku agregacji opadu (10, 30 minut, 1, 3, 6, 12 i 24 godziny), jest z pewnością większy niż 5 km. Na tej odległości współczynnik korelacji wynosi jeszcze od ok. 0,4 dla opadów 10 minutowych, do ok. 0,85 – dla dobowych. Spadek korelacji wraz z odległością jest zatem tym większy, im czas kumulacji opadu jest krótszy. Ten sam czynnik wpływa również na zmniejszanie się błędu losowego (określanego w niniejszej pracy jako wariancja nuggetowa), który przy 24-godzinnym kroku agregacji wynosi praktycznie 0. Wartość ta nie jest zaskoczeniem biorąc pod uwagę fakt, że analizowano pojedyncze, ciągle epizody opadów, a w deszczomierzach rejestrujących praktycznie nie ma strat związanych z parowaniem i zwilżaniem.

Dane z radaru meteorologicznego w Legionowie analizował Moszkowicz (2000) oddzielnie dla opadów konwekcyjnych i frontalnych (ang. *stratiform*) oraz stosując zarówno izotropowe, jak i anizotropowe funkcje autokorelacji. Jest to, jak wspomniano uprzednio, opracowanie uwzględniające jedynie pojedyncze, wyselekcjonowane przypadki. Bardzo istotny jest także fakt, że kierunek anizotropii nie był określany empirycznie z danych, ale przyjmowany *a priori* na podstawie znanego kierunku adwekcji pola opadów³⁸. Nie zawsze jednak może to być ściśle. Z zamieszczonych w omawianym artykule (Moszkowicz 2000) wykresów i zestawień tabelarycznych wynika znacząca różnica struktury przestrzennej opadów konwekcyjnych i frontalnych. Dotyczy to zarówno ich zasięgu, jaki i anizotropii. Ta druga cecha w przypadku opadów konwekcyjnych wydaje się być stabilna niezależnie od kroku czasowego agregacji opadów. Stosunek anizotropii wynosił bowiem od około 0,25 do 0,3 (Y/X , gdzie Y to oś prostopadła do kierunku adwekcji, a X – równoległa). Przy opadach pochodzących z chmur warstwowych Moszkowicz (2000) stwierdził konsekwentne zmniejszanie się anizotropii wraz ze zwiększaniem czasu sumowania opadów, poczynając od

³⁸ Główne osie anizotropii równoległe i prostopadłe do kierunku adwekcji.

0,438 przy 20 minutach, do 1,000 przy 12 godzinach. Po połączeniu obu zbiorów danych (opady konwekcyjne i frontalne) współczynnik anizotropii oscylował około wartości 0,3 dla czasów poniżej 2 godzin, a następnie wzrastał osiągając 0,77 dla opadów 24-godzinnych. Opierając się zatem na tych danych i pamiętając ciągle o niewielkiej próbie, jaką dysponował Moszkowicz (2000), można próbować na podstawie stosunku anizotropii analizowanego pola opadów szacować udział składowej konwekcyjnej i frontalnej.

Analiza izotropowa była przeprowadzona w promieniu 70 km, a anizotropowa – 50 km. W zasadzie, tylko w przypadku opadów konwekcyjnych można było na takim dystansie stwierdzić jaki był ich zasięg autokorelacji. Niestety, autor omawianego opracowania (Moszkowicz 2000) zamieścił wykresy tylko dla wybranych przedziałów czasu agregacji opadów. Dla najkrótszego analizowanego izotropowo kroku czasowego (10 minut) charakterystyczny jest bardzo szybki spadek autokorelacji opadów konwekcyjnych wraz z odległością, mający kształt funkcji wykładniczej osiągającej praktyczny zasięg około 15 km. Również krzywa dla opadów frontalnych przy tej odległości wykazuje wyraźne załamanie – zmniejszenie tempa spadku. Ten sam próg odległości widoczny jest także na wykresie autokorelacji opadów konwekcyjnych z godzinnego okresu sumowania. Tym razem jest to jednak tylko silne załamanie krzywej przy autokorelacji wynoszącej około 0,3. Natomiast zasięg osiągany – przy odległości przekraczającej 50 km. Opady z chmur warstwowych w tym samym przedziale czasu wykazują liniowy spadek podobieństwa z odległością; przy odległościach rzędu 70 km współczynnik korelacji wynosi jeszcze 0,2. Prawie identycznie układa się krzywa autokorelacji tego typu opadów także przy 24-godzinnym okresie ich sumowania. Znaczące są natomiast, przy tym samym skoku interwału czasu, zmiany struktury opadów konwekcyjnych. Spada bowiem rola struktury krótkodystansowej, a także zmniejsza się jej zasięg, do około 6-7 km. Pojawia się za to załamanie krzywej autokorelacji, znaczące prawdopodobnie praktyczny zasięg opadów konwekcyjnych, przy odległości rzędu 55 km.

Interpretacja wyników uzyskanych przez Moszkowicza (2000) w trakcie analizy anizotropowej jest niestety utrudniona, ze względu na niską jakość wykresów w dostępnej elektronicznej kopii owej publikacji³⁹. Można z nich jednak wyczytać, że przy krótkich czasach agregacji (do 1 godziny), długość krótszej osi anizotropii opadów konwekcyjnych wynosi około 10 km⁴⁰. W trakcie opadów trwających 24 godziny struktura przestrzenna jest bardziej złożona. Po pierwszym załamaniu na dystansie około 15 km, krzywa autokorelacji

³⁹ Pozyskanej z bazy danych ScienceDirect.

⁴⁰ Zasięgu dłuższej osi anizotropii z zamieszczonych wykresów odczytać nie sposób.

dla krótszej osi w dalszym ciągu maleje, osiągając zasięg na przy odległościach rzędu 30-35 km. Opady z chmur warstwowych wykazywały, jak wspomiano już poprzednio, anizotropię przy czasach poniżej 12 godzin. Jej układ jest bardzo charakterystyczny. Spadek autokorelacji wzdłuż krótszej osi ma bowiem w początkowym odcinku charakter liniowy, a wzdłuż dłuższej – paraboliczny. Wskazywałoby to, że na dystansie 5-7 km na kierunku adwekcji zmienność przestrzenna opadów z chmur warstwowych jest znikoma mała i praktycznie niemierzalna. Zasięg autokorelacji z danych przedstawionych przez Moszkowicza (2000) można określić jedynie wzdłuż krótszej osi anizotropii, która wynosi, jak się wydaje, około 45 – 50 km.

Przedstawione powyżej, obszerne omówienie analizy struktury przestrzennej opadów zawartej w pracy Moszkowicza (2000), a opartej na ciągłej rejestracji naziemnej i pomiarach radarowych, potwierdza w wielu punktach wnioski uzyskane na podstawie danych MSDO. Szczególnie powtarzająca się w kilku kontekstach odległość 15 km dla zasięgu cząstkowego opadów konwekcyjnych świadczy o dużym znaczeniu owej struktury, powiązanej z pewnością z mechanizmem tworzenia się, rozwoju i zaniku komórek cyrkulacji konwekcyjnej w atmosferze. Charakteryzując znaczenie poszczególnych składowych struktury przestrzennej MSDO wspomniano, że pewna, nieznana, część zmienności losowej (wariancji nuggetowej) jest związana z krótkodystansowym zróżnicowaniem opadów na odległościach mniejszych niż minimalny odstęp stanowisk. W całkowitym bilansie powinna ona być doliczona do pierwszej składowej. Dane Moszkowicza (2000) wskazują, że zmienność krótkodystansowa może stanowić nawet 50% wariancji nuggetowej⁴¹!

VI.6. Klasyfikacja struktury przestrzennej MSDO – wartość semiwariancji

Przeprowadzono następująco: najpierw korzystając z programu Vmodel należącego do biblioteki GSLIB (Deutsch, Journel 1998), obliczono wartości modeli wszystkich miesięcznych i rocznych zbiorów danych co 0,5 km do odległości 212,5 km (425 liczb)⁴². Następnie do oceny ich podobieństwa zastosowano algorytm klasyfikacji hierarchicznej Warda (ryc. 65-67). Ponieważ modele były wyliczone z danych znormalizowanych jako miarę podobieństwa można było wykorzystać zwykłą odległość euklidesową. Aby ocenić optymalną ilość grup, wykorzystano krzywą aglomeracji pokazującą, jak w miarę łączenia

⁴¹ Cytowany autor (Moszkowicz 2000) w tekście swojego artykułu pisze, że istnienia efektu nuggetowego nie stwierdził, podczas gdy z zamieszczonych wykresów wynika coś przeciwnego.

⁴² Obliczone semiwariancje modelowe oraz wyniki klasyfikacji zamieszczono na dołączonym dysku DVD.

poszczególnych obiektów i ich grup rośnie odległość wiązania (spada podobieństwo). Jako kryterium podziału przyjęto odległość wiązania przy której następuje „przebiecie” krzywej aglomeracji (ryc. 68). Oznacza to, że łączone są już wówczas obiekty o bardzo małym stopniu podobieństwa. Kryterium to pozwoliło na jednoznaczne wyróżnienie trzech grup w przypadku modeli rocznych (ryc. 67 i 68). Tak klarownego podziału nie można było dokonać w odniesieniu do modeli struktury przestrzennej miesięcznych MSDO. Gwałtowny spadek podobieństwa nastąpił bowiem już przy relatywnie małej odległości wiązania obiektów. Wydaje się jednak, że podział na 7 grup jest bliski optymalnemu. Dla porównania wykonano również wykresy i zestawienia tabelaryczne dla podziału na 4 grupy, który na dendrycie (ryc. 65) jest bardzo wyraźny. Grupa 2 w obu podziałach jest identyczna, a grupa 4 z czterech odpowiada 5 z siedmiu. Należy jednakże przy interpretacji wyników tych klasyfikacji pamiętać, że struktura przestrzenna MSDO w analizowanym wieloleciu, opisywana za pomocą modeli semiwariogramów nie wykazuje jakiegoś drastycznego zróżnicowania (por. ryc. 50, 51 i 53). To raczej *continuum* stopniowych zmian od jednego ekstremum do drugiego. Wyróżnianie ostrych granic jest w tym przypadku zawsze dość arbitralne. Z pewnością bardziej odpowiednie byłoby w takim przypadku zastosowanie klasyfikacji rozmytych, gdzie przynależność do konkretnej klasy jest wyrażana w kategoriach prawdopodobieństwa.

Wyróżnione klasy podobieństwa wartości autokorelacji przedstawiono na ryc. 69, 70 i 76. Obrazują one średnią wartość semiwariancji modeli należących do danej grupy i zakres jednego odchylenia standardowego. Wykresy te jednoznacznie wskazują, że uzyskane grupy różnią się nie tylko bezwzględną wartością semiwariancji, ale także kształtem ich przebiegu. Wskazywać to może, że różnice te mogą mieć także charakter jakościowy – genetyczny. Z drugiej strony, zakresy zmienności grup w dużym stopniu się pokrywają świadcząc, że mamy do czynienia raczej z „mieszaniną”, w której proporcje poszczególnych składowych ulegają ciągłym zmianom.

Z modeli należących do każdej grupy wybrano jeden – najbardziej zbliżony do średniej. Jako kryterium użyto minimum sumy kwadratów odchyleń między poszczególnymi, dla odstępów o szerokości 0,5 km, wartościami kolejnych modeli a średnią grupową. Każdy z tak wytypowanych modeli struktury przestrzennej miesięcznych lub rocznych MSDO został zaznaczony na wyżej wymienionych wykresach (ryc. 69, 70 i 76). Przede wszystkim jednak przypadki te przedstawiono w postaci map symulowanych, w przestrzeni danych znormalizowanych, pól opadów (ryc. 71-75 oraz 77 i 78).

Pojawianie się wyróżnionych typów modeli miesięcznych MSDO przy podziale na 4 grupy nie wykazuje istotnej statystycznie zmienności sezonowej (p dla klasycznego testu $\chi^2 = 0,190$; przy χ^2 obliczonym zgodnie z teorią maksymalną wiarygodności $p = 0,088$). Częstość występowania poszczególnych przypadków przy podziale na 7 grup wydaje się taką zmienność wykazywać ($p = 0,026$ i $p = 0,007$). Większość z wyróżnionych typów występowała jednak w każdym miesiącu, a różnice częstości były przy próbie 25-letniej dość niewielkie. Względnie wyraźnie cykl sezonowy zaznacza się przy grupie drugiej i trzeciej. W tej pierwszej maksimum widoczne jest w lipcu i sierpniu, a minimum – jesienią (październik – grudzień). W grupie trzeciej stabilne maksimum częstości występuje między grudniem a marcem; w pozostałych miesiącach liczba przypadków była generalnie niska i zmienna. Pewne oznaki zmienności sezonowej widać również w odniesieniu do grup 4, 5 i 6. W czwartej stabilne maksimum zaznacza się między lipcem a wrześniem, w piątej – w porach przejściowych (kwiecień i październik-listopad), w szóstej – wyższe częstości występowały od maja do października z kulminacją w dwóch ostatnich miesiącach.

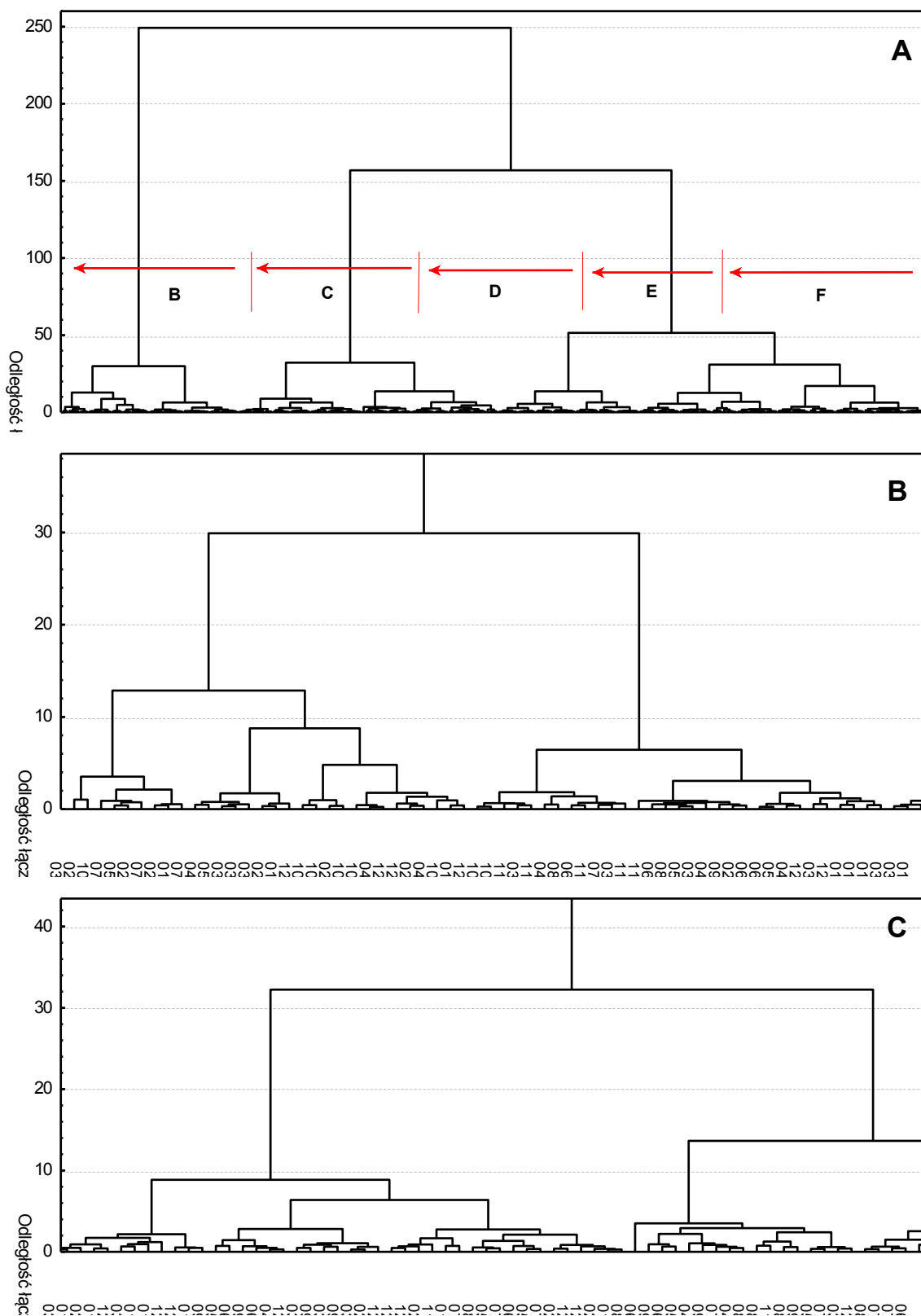
Przy podziale na miesięcznych modeli struktury MSDO na 4 grupy najbardziej wyróżnia się grupa trzecia (ryc. 70), zawierająca 49 przypadków. Charakteryzuje się ona najniższą wariancją nuggetową (śr. 7,0%), strukturą pierwszą o kształcie wykładniczym i średnim udziale 12,4% oraz liniowym wzrostem niepodobieństwa po pierwszym załamaniu krzywej. Ten kształt wskazuje na zdecydowaną dominację opadów o dużym zasięgu przestrzennym i regularnej zmienności. Składowa trendu występuje w 47 na 49 przypadków, a jej średni udział przekracza 42,3%. Ponieważ jednak suma wariancji wszystkich składowych jest w tej grupie najniższa i osiąga dla maksymalnego analizowanego zasięgu 212,5 km zaledwie 0,781 oznacza to, że rzeczywisty udział opadów wielkoobszarowych jest znacznie większy – ponad 64%. Składowa druga i trzecia w 14 przypadkach w ogóle nie występuje, a ich średni sumaryczny udział wynosi zaledwie 16,6%. Stosunki poszczególnych składowych bardzo odbiegają od średniej wieloletniej: $C_0 : C_1 : C_2+C_3 : \text{trend} = 1,00 : 1,77 : 2,38 : 9,13$. Rozrzut wartości modeli semiwariancji zaklasyfikowanych do grupy 3 jest największy ze wszystkich 4 grup – od odstępu większego niż 50 km wykazuje jednak względną stałość (ryc. 70). Dla grupy 3 charakterystyczny jest także najkrótszy zasięg składowej 1 – średnio 14,2 km i najwyższy stosunek zasięgów składowej 3 do 2 wynoszący 2,17. Obraz rozkładu przestrzennego MSDO w styczniu 1974 – miesiącu o modelu semiwariancji najbardziej zbliżonym do średniej grupowej – pokazuje wyraźny podział Polski na trzy strefy (ryc. 72): Karpaty z najwyższymi sumami, obszar na wschód od Wisły z niskimi opadami i zachodnia

Polska z mocno zróżnicowanymi, ale generalnie wysokimi opadami. Poza Karpatami pole MSDO tworzy generalnie mozaikę niewielkich, nieregularnych plam wyższych i niższych sum opadów.

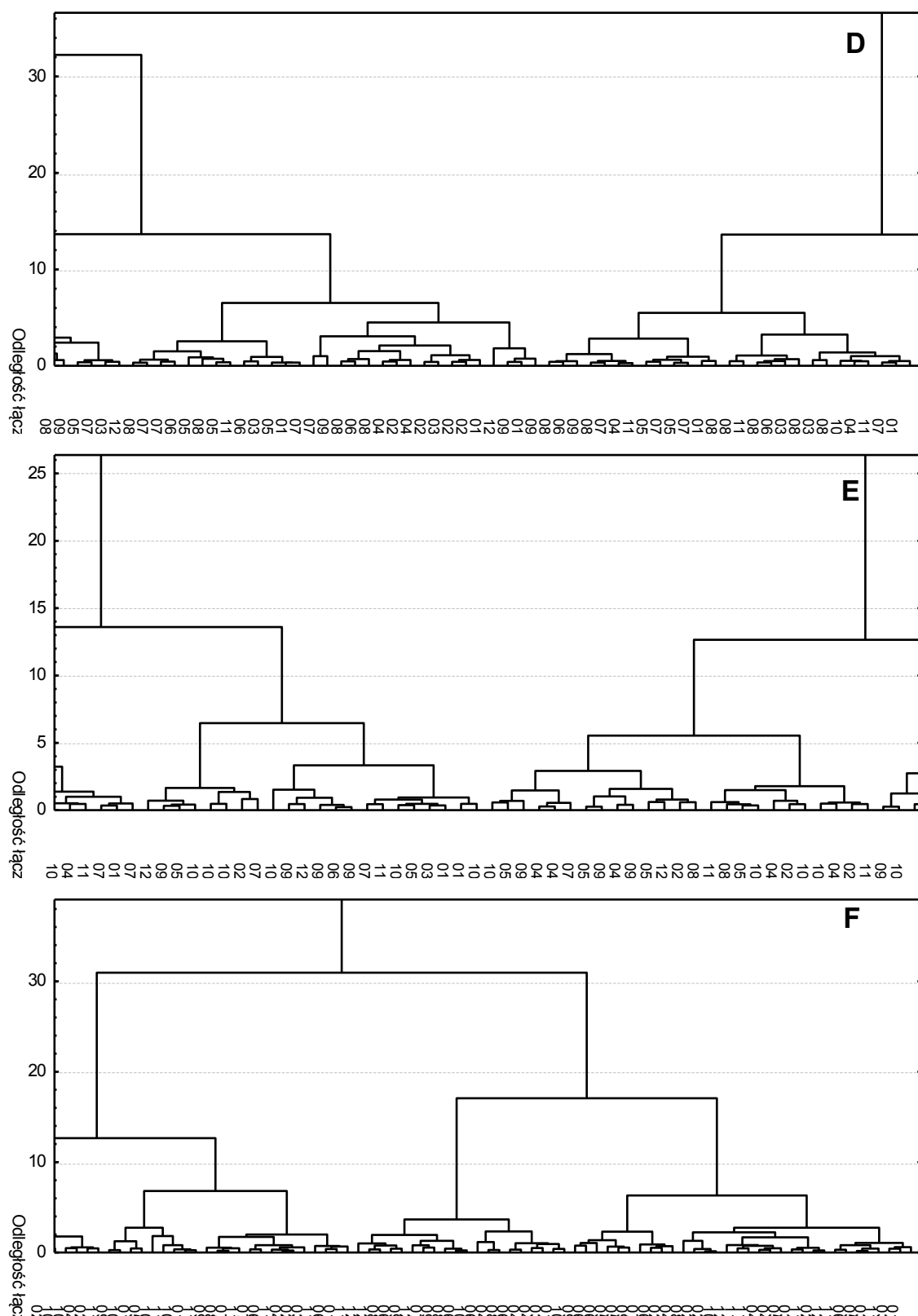
Kontrastowo odmienny charakter ma grupa 2 (ryc. 70) składająca się z 47 miesięcy. Udział semiwariancji nuggetowej jest tu najwyższy (14,1%), a składowej trendu, nawet z uwzględnieniem zmienności przekraczającej zasięg analizy – najniższy (3,9%). W tej grupie, jako jedynej, wykres średnich wartości semiwariancji wykazuje osiągnięcie, przy odległościach przekraczających 200 km, maksimum (próg). Pierwsza składowa ma kształt sferyczny, dalszy wzrost niepodobieństwa ma charakter wykładniczy. Jej udział był ponad dwukrotnie wyższy niż w grupie 3 (27,5%). Największe znaczenie mają tutaj jednak składowe druga i trzecia – w sumie 54,5%. Względne stosunki składowych wynoszą w tej grupie $C_0 : C_1 : C_2+C_3 : \text{trend} = 1,00 : 1,95 : 3,86 : 0,27$. Wydaje się również, że znacząco różni obie grupy zasięg pierwszej struktury. W grupie 2 wynosi on bowiem średnio 16,7 km i jest o ponad 2 km dłuższy niż przeciętna dla grupy 3. Modele należące do tej grupy są też stosunkowo do siebie podobne (niskie odchylenie standardowe), zwłaszcza w przedziałach do 120 km. W sierpniu 1958 roku MSDO układały się w pasy wysokich i niskich wartości (ryc. 71). Były one mocno „porozrywane” i składały się z szeregu płatów o nieregularnym kształcie. „Elementarne” płaty były wyraźnie większe niż w przypadku grupy 3.

Grupy 1 i 4 mają charakter pośredni (ryc. 70). Pierwsza jest najbardziej liczna, bo składa się aż ze 124 przypadków. Mimo to jest, do odległości około 100 km, stosunkowo jednorodna. Pierwsza składowa w tej grupie ma charakter sferyczny, dalej przyrost semiwariancji ma charakter wykładniczy. Udział składowej nuggetowej jest tu wysoki (13,7%), a trendu niski (24,0%). Względne proporcje poszczególnych składowych są następujące: $C_0 : C_1 : C_2+C_3 : \text{trend} = 1,00 : 1,53 : 3,03 : 1,75$. Pod względem obrazu przestrzennego (ryc. 71 – styczeń 1980 roku) „duże” strefy wysokich i niskich opadów są bardziej zwarte niż poprzednio, zaś w małej skali widoczna jest drobniejsza mozaika powierzchni.

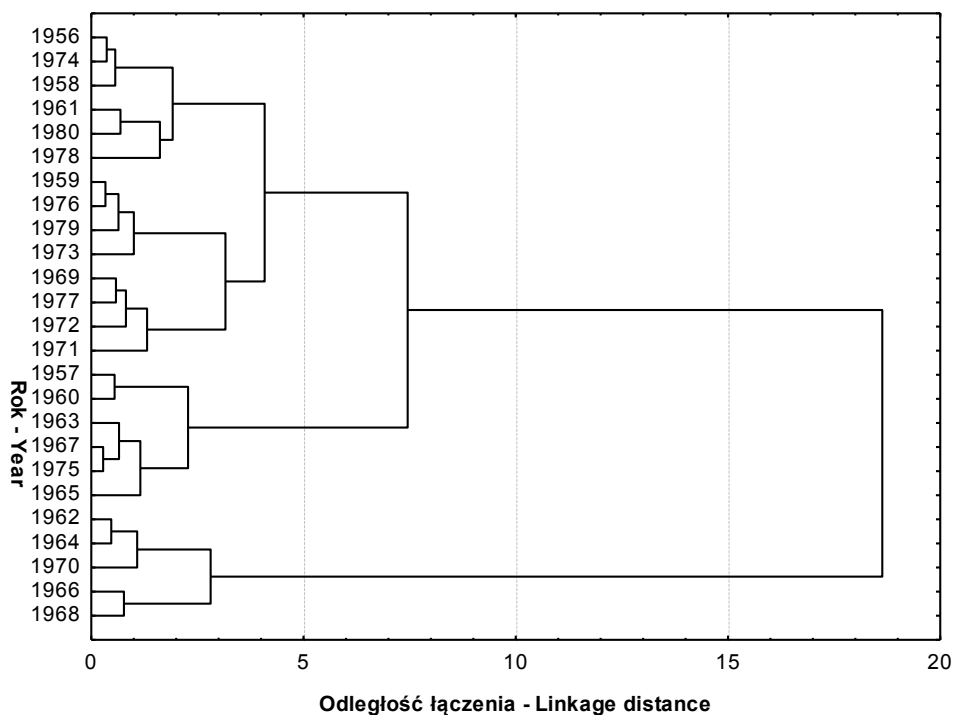
Czwarta grupa wykazuje duże podobieństwo do trzeciej pod względem niskiego udziału wariancji nuggetowej (8,7%) i wykładniczego charakteru pierwszej składowej (udział 17,3%).



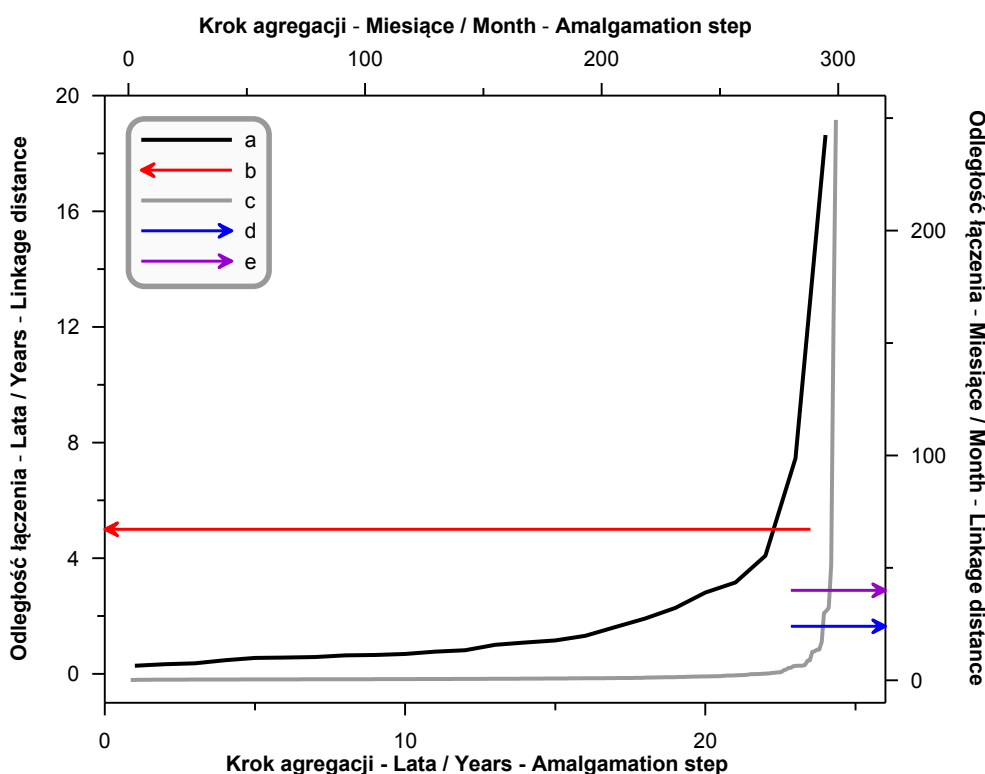
Ryc. 65. Dendryt podobieństwa modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO uzyskany metodą aglomeracji hierarchicznej Warda. A: cały dendryt; B - C – jego fragmenty powiększone tak, aby widoczne były oznaczenia poszczególnych przypadków. Przybliżony zasięg fragmentów zaznaczono czerwonymi strzałkami na rycinie A. Części D - F przedstawiono na rycinie 66.



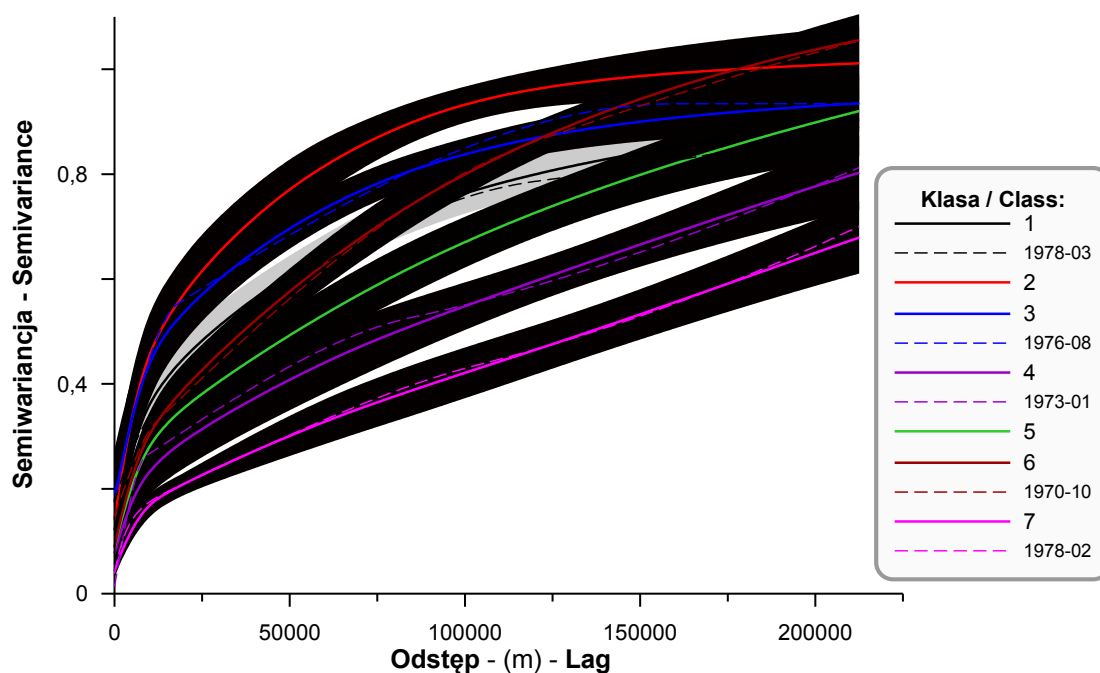
Ryc. 66. Powiększone fragmenty dendrytu podobieństwa modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO uzyskanego metodą aglomeracji hierarchicznej Warda. Cały dendryt i przybliżone zasięgi fragmentów przedstawiono na rycinie 65A. Części B i C dendrytu znajdują się również na rycinie 65.



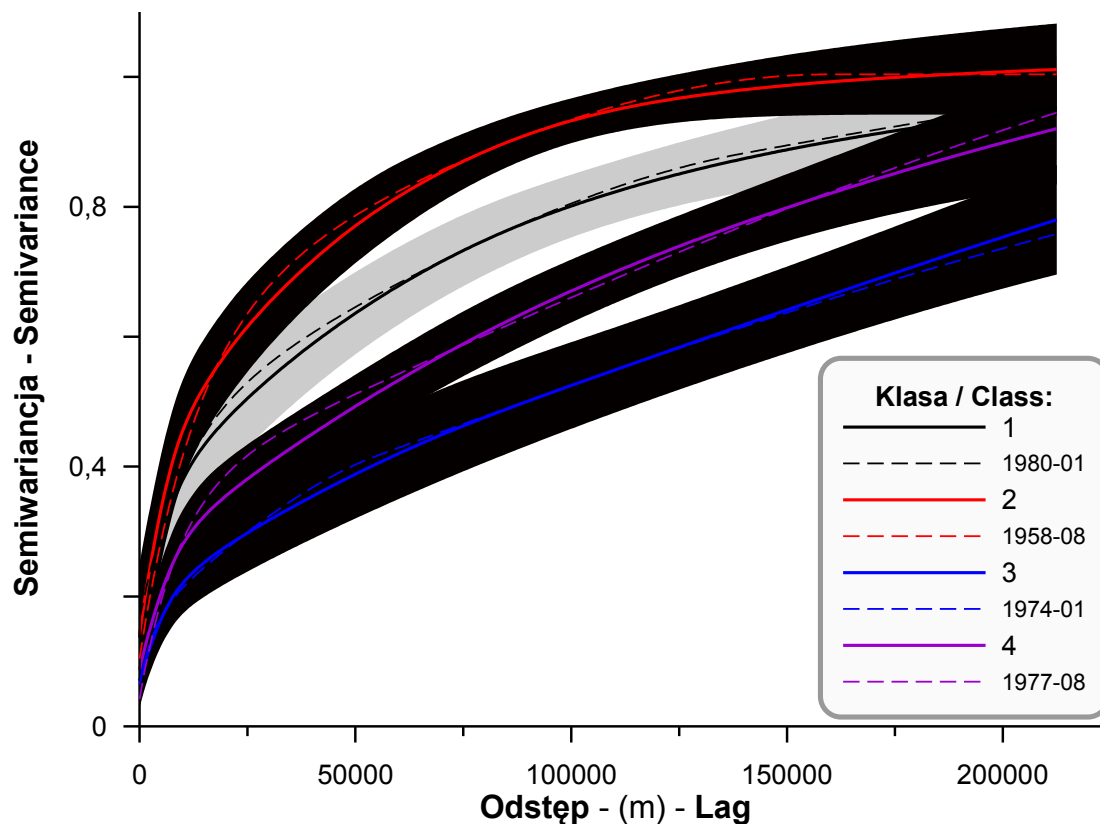
Ryc. 67. Dendryt podobieństwa modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych rocznych MSDO uzyskany metodą aglomeracji hierarchicznej Warda.



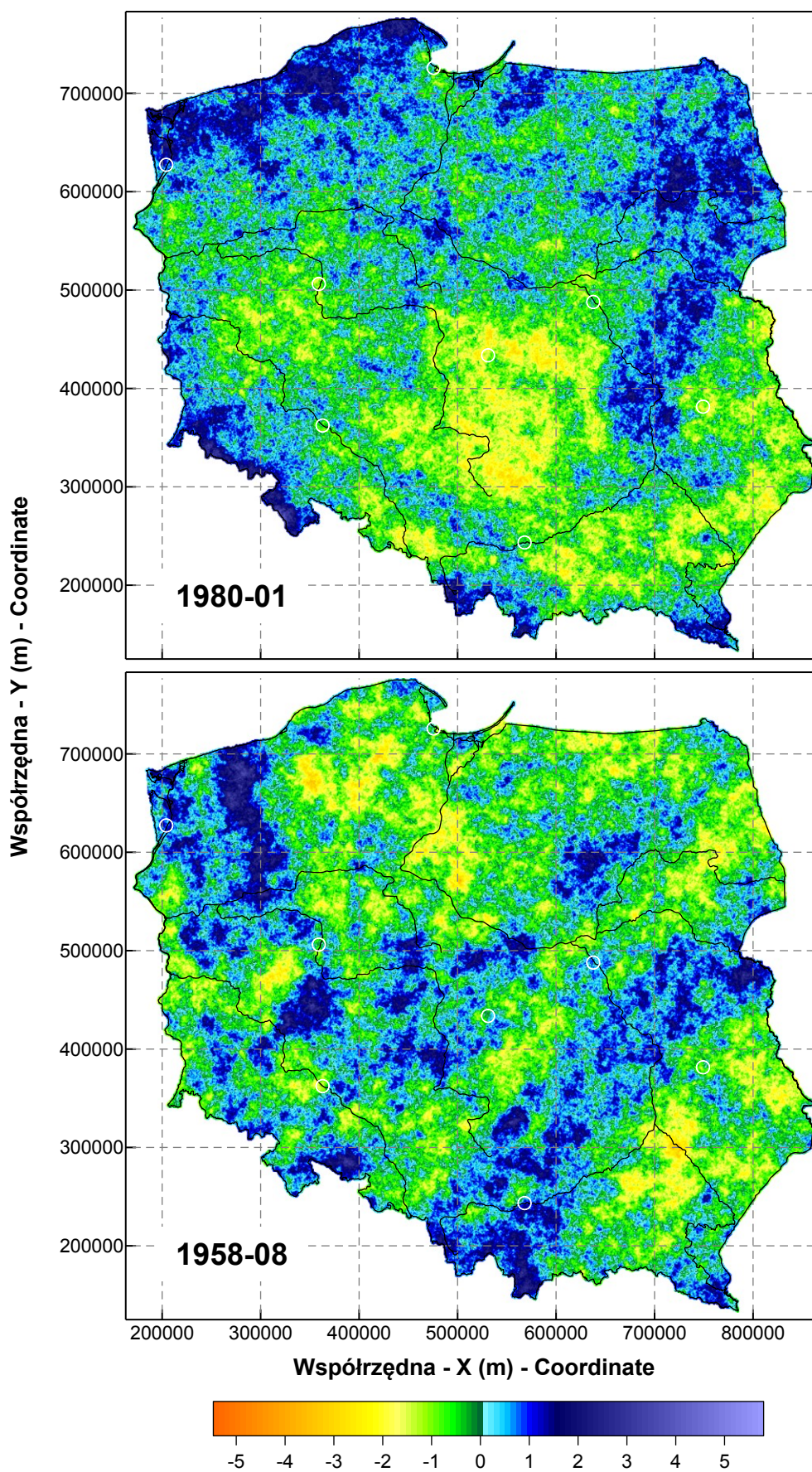
Ryc. 68. Kryterium podziału dendrytów podobieństwa modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych MSDO (ryc. 65A i 76): a – krzywa aglomeracji danych rocznych; b – poziom podziału dendrytu danych rocznych na 3 klasy przy odległości łączenia równej 5; c – krzywa aglomeracji danych miesięcznych; d – poziom podziału dendrytu danych miesięcznych na 7 klas przy odległości łączenia równej 24; e – poziom podziału dendrytu danych miesięcznych na 4 klasy przy odległości łączenia równej 40.



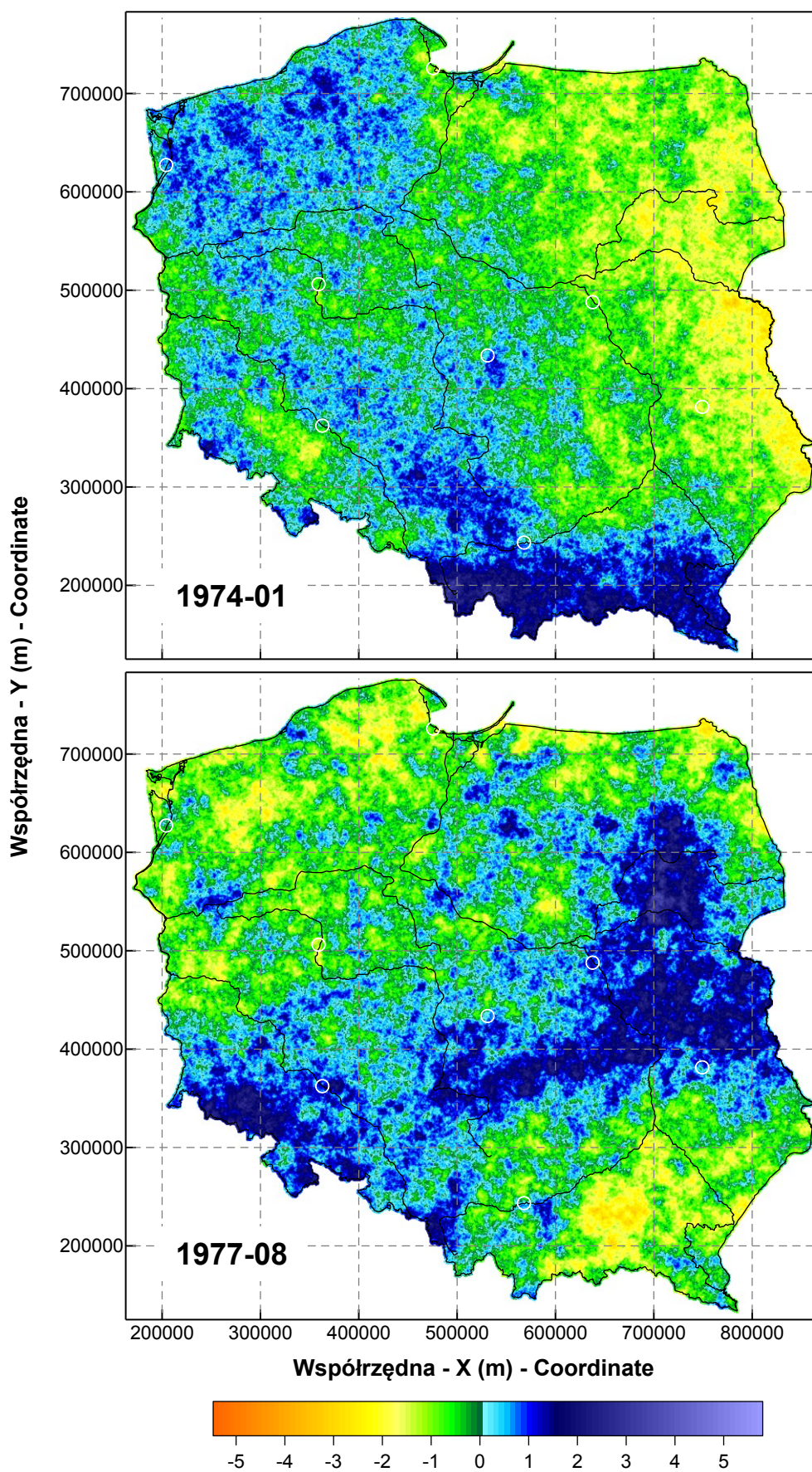
Ryc. 69. Średnie wartości semiwariancji (linie grube) dla wyróżnionych 7 klas modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO. Szrafem zaznaczono zakres jednego odchylenia standardowego, a cienkimi liniami modele wybranych miesięcy najbardziej typowych dla każdej klasy (patrz mapy na ryc. 71-75).



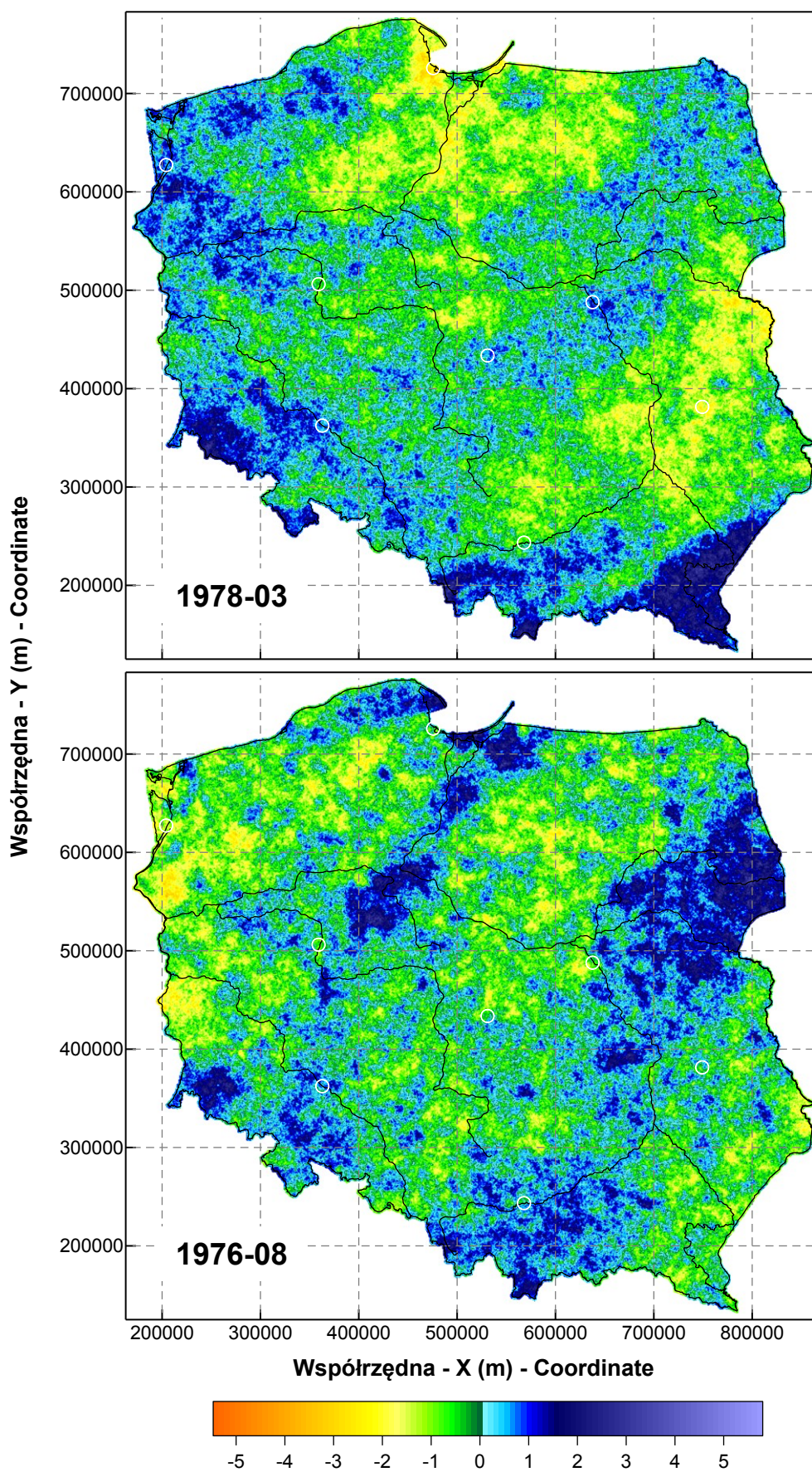
Ryc. 70. Średnie wartości semiwariancji (linie grube) dla wyróżnionych 4 typów modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO. Szrafem zaznaczono zakres jednego odchylenia standardowego, a cienkimi liniami modele wybranych miesięcy najbardziej typowych dla każdej klasy (patrz mapy na ryc. 71-75).



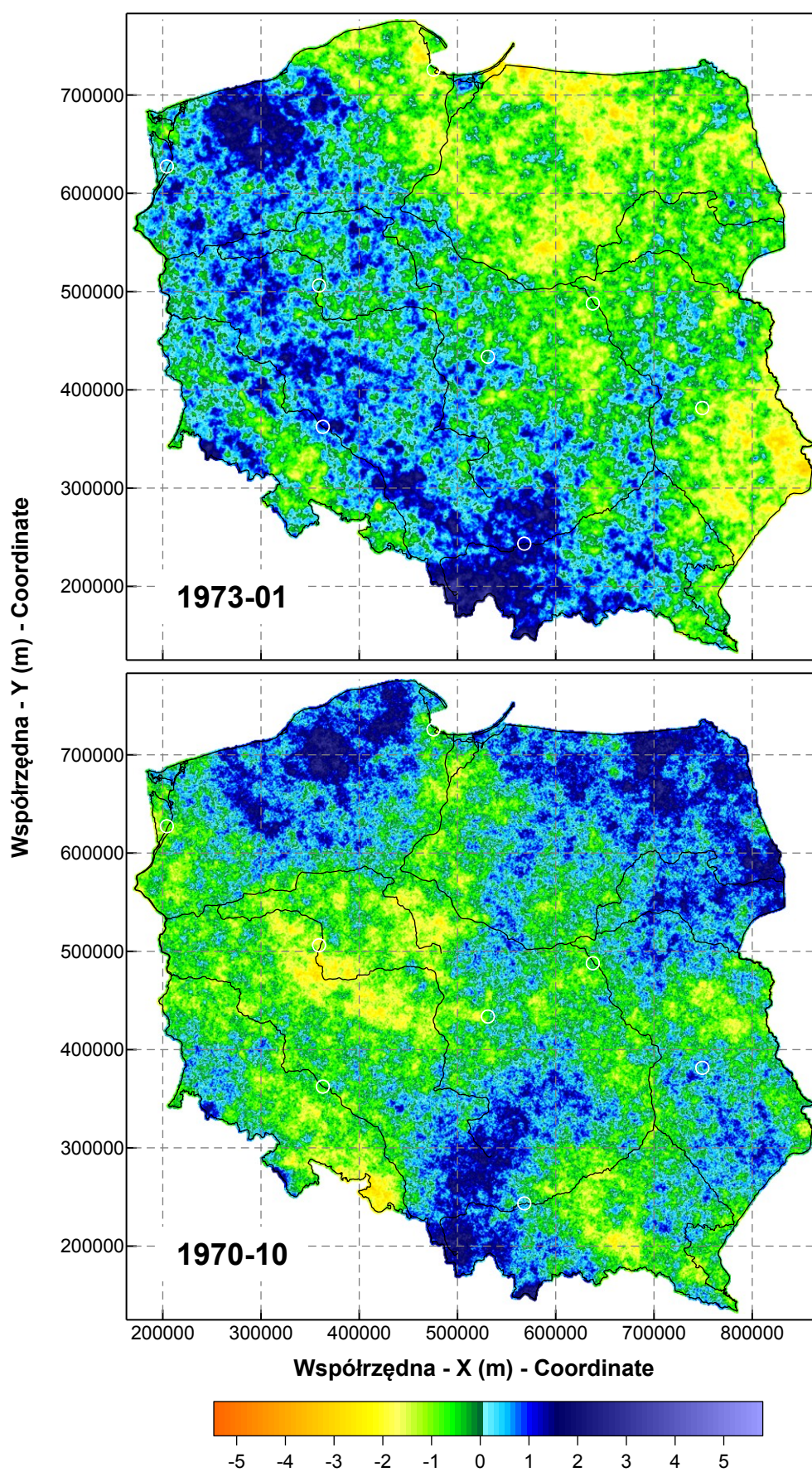
Ryc. 71. Pojedyncze obrazy symulacji warunkowych pola MSDO wykonanych dla danych znormalizowanych ze stycznia roku 1980 (przykład klasy 1 z 4) i sierpnia roku 1958 (przykład klasy 2 z 4 i 2 z 7).



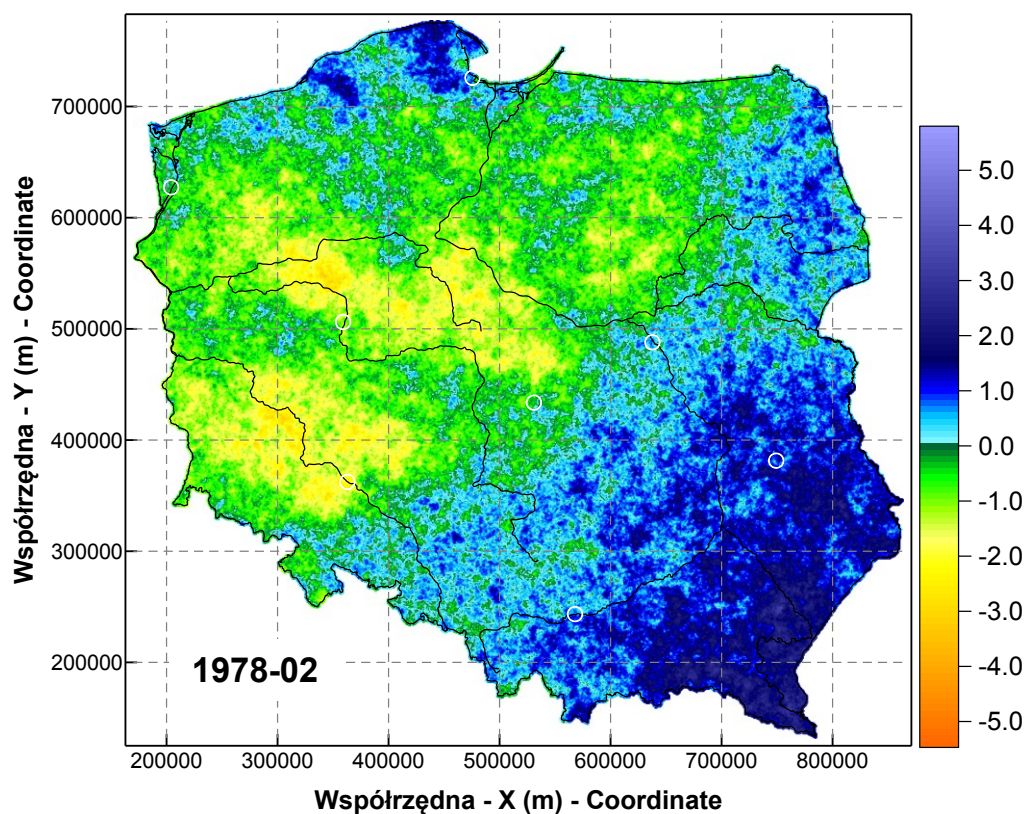
Ryc. 72. Pojedyncze obrazy symulacji warunkowych pola MSDO wykonanych dla danych znormalizowanych ze stycznia roku 1974 (przykład klasy 3 z 4) i sierpnia roku 1977 (przykład klasy 4 z 4 i 5 z 7).



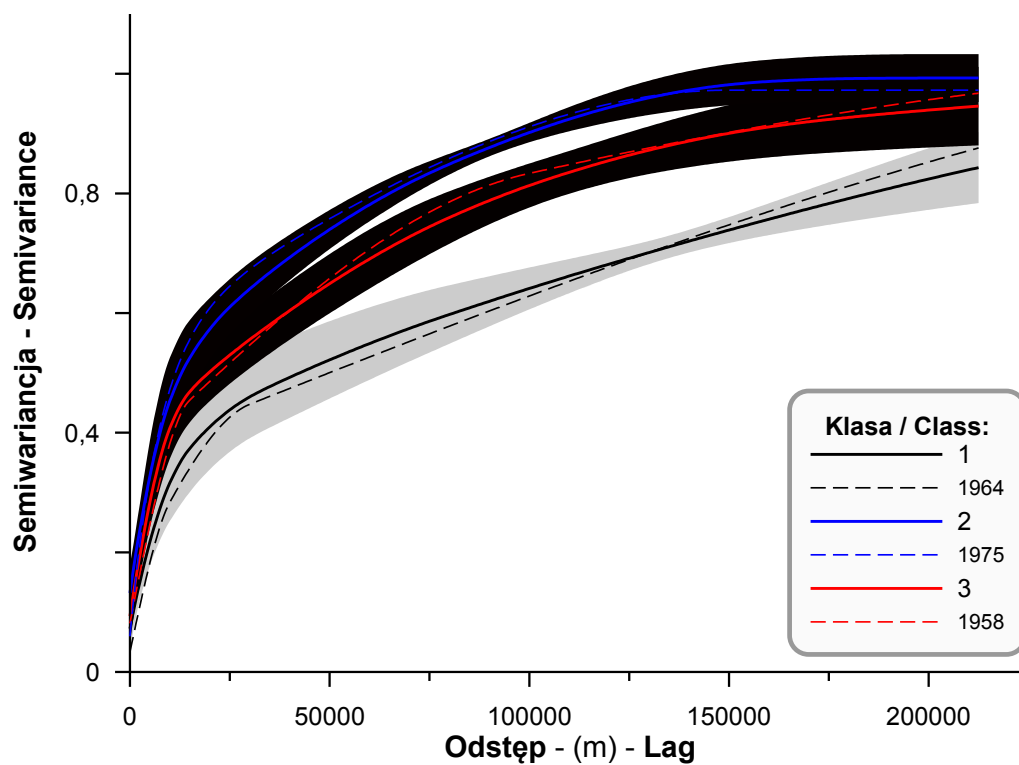
Ryc. 73. Pojedyncze obrazy symulacji warunkowych pola MSDO wykonanych dla danych znormalizowanych ze marca roku 1978 (przykład klasy 1 z 7) i sierpnia roku 1976 (przykład klasy 3 z 7).



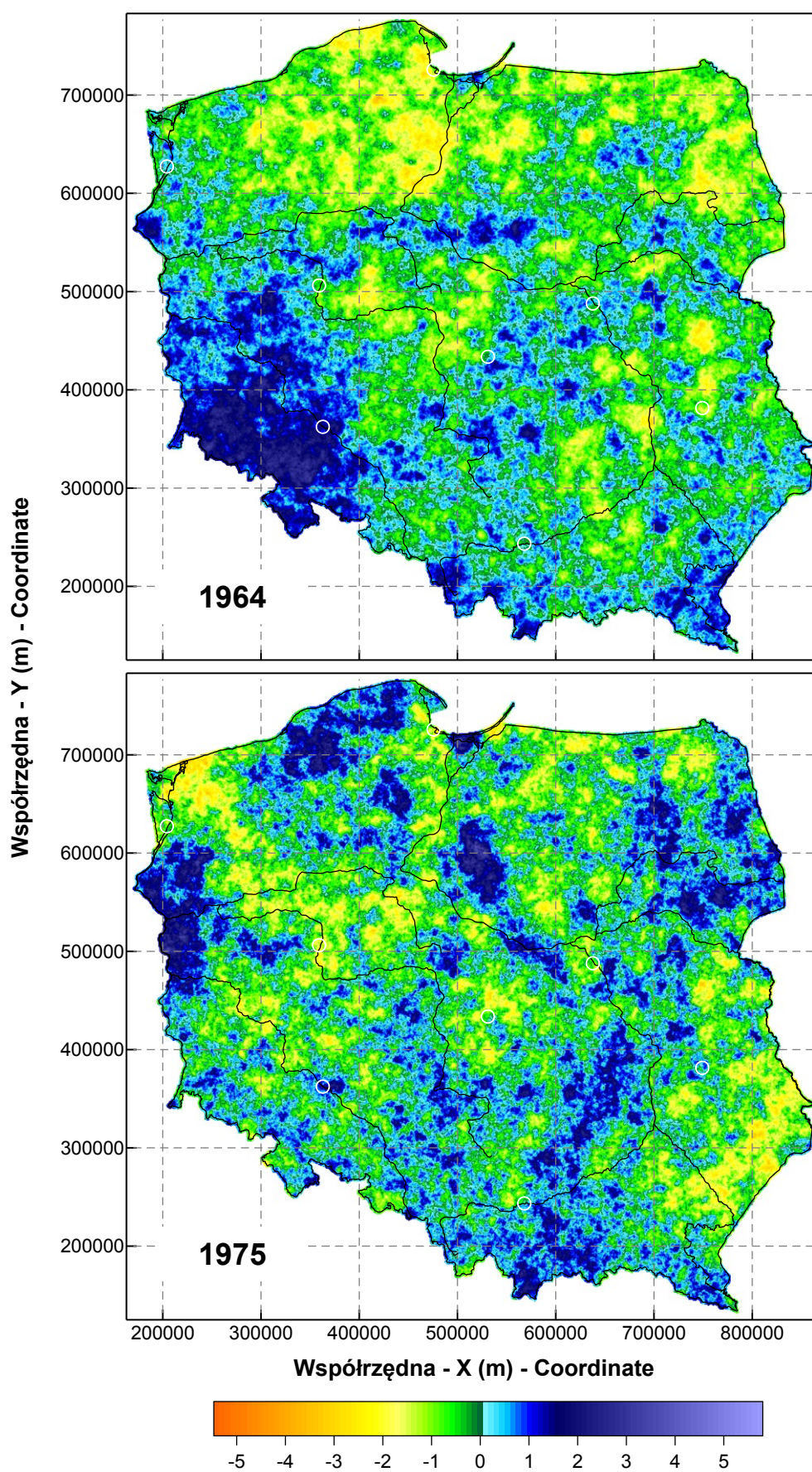
Ryc. 74. Pojedyncze obrazy symulacji warunkowych pola MSDO wykonanych dla danych znormalizowanych ze stycznia roku 1973 (przykład klasy 4 z 7) i października roku 1970 (przykład klasy 6 z 7).



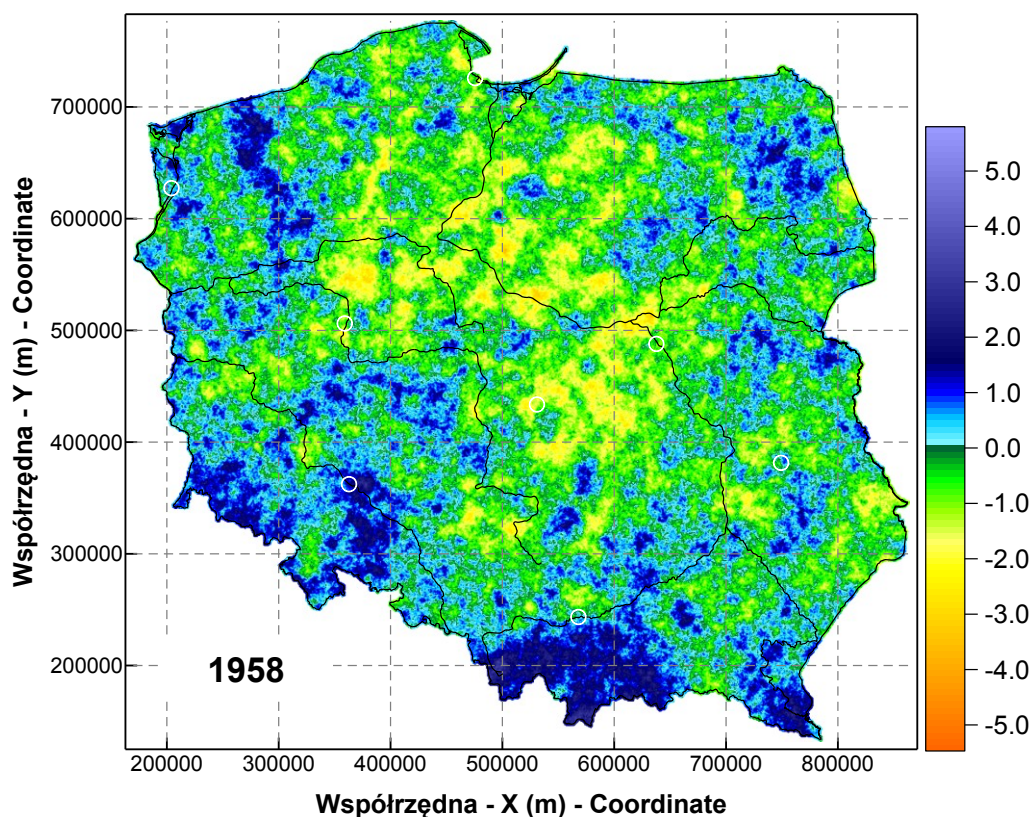
Ryc. 75. Pojedynczy obraz symulacji warunkowej pola MSDO wykonanej dla danych znormalizowanych z lutego roku 1978 (przykład klasy 7 z 7).



Ryc. 76. Średnie wartości semiwariancji (linie grube) dla wyróżnionych 3 typów modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych rocznych MSDO. Szrafem zaznaczono zakres jednego odchylenia standardowego, a cienkimi liniami modele wybranych lat najbardziej typowych dla każdej klasy (patrz mapy na ryc. 77 i 78).



Ryc. 77. Pojedyncze obrazy symulacji warunkowych pola MSDO wykonanych dla znormalizowanych danych rocznych z roku 1964 (przykład klasy 1 z 3) i z roku 1975 (przykład klasy 2 z 3).



Ryc. 78. Pojedynczy obraz symulacji warunkowej pola MSDO wykonanej dla znormalizowanych danych rocznych z roku 1964 (przykład klasy 3 z 3).

Przy podziale na 7 grup najbardziej zwracają uwagę typy szósty i siódmy (ryc. 69). Ten ostatni powstał z podzielenia grupy trzeciej poprzedniej klasyfikacji i zawiera jedynie 9 przypadków. Charakteryzuje go skrajnie niski udział wszystkich składowych poza trendem ($C_0 = 4,2\%$, $C_1 = 11,7\%$, $C_2+C_3 = 10,5\%$, trend = 73,6%). Przykład tak specyficznego rozkładu MSDO z lutego 1978 roku, przedstawiono na rycinie 75. Polska podzielona jest na dwie rozległe strefy, wzdłuż linii biegnącej od Suwałk do Kotliny Kłodzkiej. Na wschód od tej granicy opady były wysokie, na zachód – generalnie niskie. Wyraźny jest też dość szeroki pas przejściowy, z bardzo drobną mozaiką płatów wyższych i niższych opadów.

W typie szóstym specyficzny jest jego przebieg po przekroczeniu zasięgu pierwszej struktury – bardzo stromy i przecina wykresy średnich modeli typów 1, 2 i 3 (ryc. 69). Wszystkie inne typy, oprócz tego, mają wykresy z grubsza do siebie równoległe, świadcząc, o czym już wspomniano poprzednio, o pewnej ciągłości, stopniowości zmian. Tak odmienny charakter spadku podobieństwa danych MSDO wskazywałby zatem na wyraźny inny genetyczny jego charakter, a nie tylko zmianę „proporcji składników”. Typ szósty, składający się z 29 przypadków, powstał z podziału grupy 1 poprzedniej klasyfikacji.

Proporcje poszczególnych składowych są w nim następujące: $C_0 = 8,9\%$, $C_1 = 17,8\%$, $C_2+C_3 = 41,9\%$, trend = 31,4%. Pole MSDO z października 1970 roku – przykład typu szóstego (ryc. 74) – składa się z dużych (100-200 km), względnie zwartych powierzchni wysokich i niskich sum opadów. Wartości minimalne i maksymalne występują generalnie w centrum tych powierzchni, a ku ich granicom postępują zmiany w postaci nieregularnej mozaiki drobnych płątów.

Pierwsza klasa modeli rocznych MSDO jest najmniej liczna (ryc. 76). Stanowi ją bowiem tylko 5 przypadków, które powtarzają się co dwa lata w dekadzie lat sześćdziesiątych (lata 1962, 1964, 1966, 1968, 1970). Na rycinie 53, gdzie zamieszczono wszystkie modele roczne, tworzą one wyraźnie odróżniającą się od pozostałych wiązkę krzywych. Charakteryzuje je najniższy udział semiwariancji nuggetowej (ok. 7,2%), wykładniczy kształt pierwszej składowej „regularnej” (zasięg ok. 10-25 km, średnio 17 km) i dominacja długodystansowych źródeł zmienności przestrzennej MSDO. Semiwariancja po pierwszym załamaniu krzywej rośnie raczej liniowo. Składowa trzecia nie jest w tych modelach w ogóle obecna, a udział drugiej jest bardzo niski. Proporcje udziału poszczególnych struktur (C_0 , C_1 , C_2+C_3 i trend) są następujące: 1,0 : 3,1 : 1,8 : 7,9. Dla grupy tej charakterystyczna jest także największa zmienność, szczególnie na odcinku 10-70 km.

Pozostałe dwie klasy składają się z 6 (druga: lata 1957, 1960, 1963, 1965, 1967 i 1975), i z 14 przypadków (trzecia: 1956, 1958, 1959, 1961, 1969, 1971, 1972, 1973, 1974, 1976, 1977, 1978, 1979 i 1980). Najważniejszymi cechami modeli zaliczonych do klasy trzeciej są:

- stosunkowo niska wariancja nuggetowa wynosząca 9,3%;
- sferyczny kształt składowej pierwszej o zasięgu raczej krótkim (śr. ok. 16 km);
- wykładniczy charakter przebiegu krzywej semiwariancji po pierwszym jej załamaniu; poziom *plateau* osiągnięty jest przy odległości ponad 200 km;
- mimo największej liczebności jest to klasa stosunkowo jednorodna; maksymalna zmienność przebiegu modeli należących do owej klasy ma miejsce przy dużych odległościach – przekraczających 150 km;
- średnie proporcje poszczególnych składowych (C_0 , C_1 , C_2+C_3 i trend) są następujące: 1,0 : 3,3 : 4,6 : 1,8.

W klasie trzeciej radykalnie zmieniają zatem proporcje udziału zmienności długodystansowej i regionalnej oraz spada nieco znaczenie składowej lokalnej.

Identyczne zestawienie wiodących cech klasy drugiej jest następujące:

- najwyższa relatywnie wariancja nuggetowa (13,2%),
- sferyczny kształt składowej pierwszej o największym zasięgu (śr. 21,2 km),
- wykładniczy charakter przebiegu krzywej semiwariancji po pierwszym jej załamaniu; poziom *plateau* osiągnęty jest już przy odległości około 160 - 170 km,
- zróżnicowanie jest w tej klasie relatywnie najmniejsze, szczególnie na odległościach do 100 km,
- średnie proporcje poszczególnych składowych (C_0 , C_1 , C_2+C_3 i trend) są następujące: 1,0 : 2,7 : 3,8 : 0,05.

Jest to zatem ta część przypadków rocznych MSDO, w których trendu w ogóle nie ma albo jest on znikomo mały, największy zaś jest składnik losowy (nugget).

VI.7. Sezonowa 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 79 i 80 oraz w tabeli 11. Wynika z nich (tab. 11), 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.

Zmiany C_0 wykazują najbardziej konsekwentny przebieg (ryc. 79). Od początku roku kalendarzowego do września następuje spadek udziału 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 maksimum. 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 wskazuje także 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.

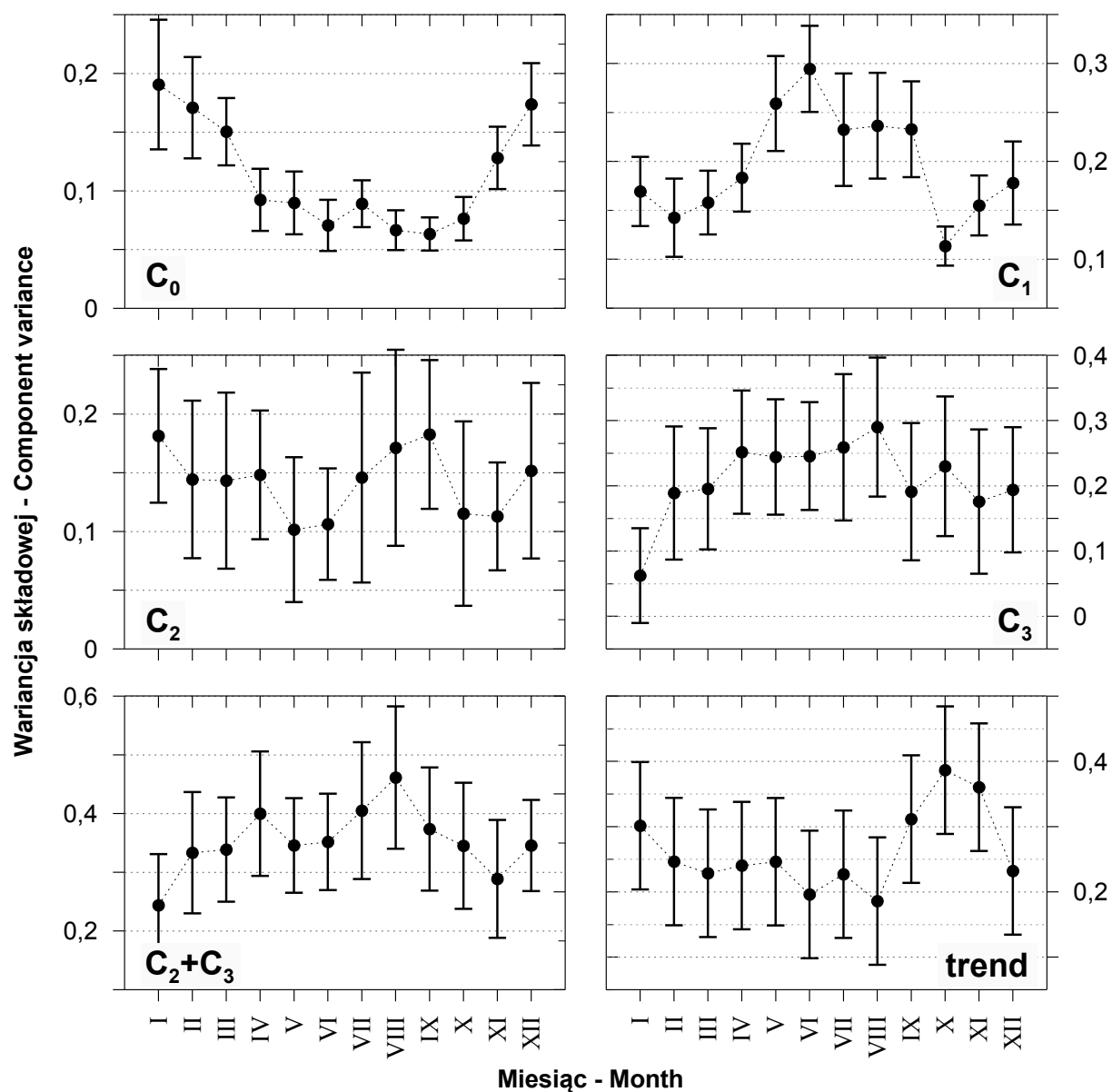
Tabela.11. Podsumowanie wyników testowania istotności zmienności sezonowej parametrów modeli struktury przestrzennej znormalizowanych miesięcznych danych MSDO z użyciem jednoczynnikowej analizy wariancji. Pogrubioną czcionką zaznaczono różnice istotne na poziomie $p < 0,05$. Objaśnienia: SK – suma kwadratów, df – liczba stopni swobody, ŚK – średnie kwadraty.

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

Przebieg sezonowy wariancji pierwszej składowej (C₁) jest do pewnego stopnia lustrzanym odbiciem zmienności C₀ (ryc. 79). W okresach, kiedy C₀ jest wysokie C₁ jest niskie i odwrotnie. Są jednakże dość istotne różnice w szczegółach. Minimum wariancji pierwszej składowej ma miejsce w październiku. Następnie, po niewielkim wzroście, przez kolejne 6 miesięcy utrzymuje się na zbliżonym poziomie, przy czym od lutego zaznacza się trend wzrostowy. Gwałtowny skok wartości C₁ 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 C₁ 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 wariancji nuggetowej oraz pierwszej składowej na uwagę zasługuje również silna wprost proporcjonalna zależność istniejąca pomiędzy średnimi miesięcznymi wartościami C₀ i C₁, a ich odchyleniami

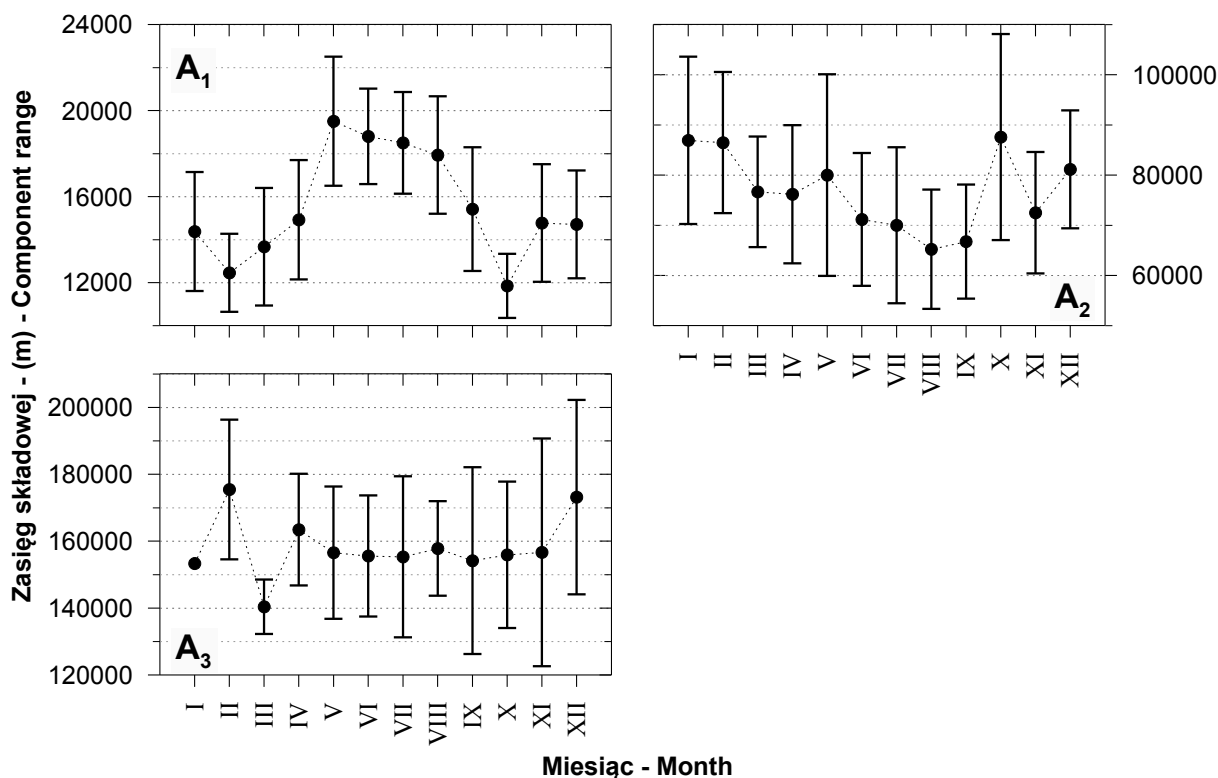
standardowymi (ryc. 81). Wykres tej relacji dla wariancji nuggetowej pokazuje względną homogeniczność okresu między kwietniem a październikiem w porównaniu z pozostałą częścią roku. Na analogicznym wykresie wykonanym dla C_1 wyraźnie rysuje się ekstremalne położenie danych z października i czerwca oraz istnienie dwóch grup miesięcy: wiosenno-letnich (V-IX) i jesienno-zimowych (X-IV).



Ryc. 79. Zmienność sezonowa średnich wartości wariancji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych znormalizowanych danych MSDO. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej.

Wariancje 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 wewnątrz

grupowa i między grupowa różni się na tyle nieznacznie, że hipoteza o istotnym zróżnicowaniu musiała zostać odrzucona. Jednak konsekwentne zmiany średnich z miesiąca na miesiąc występujące zwłaszcza w przypadku składowej trzeciej i trendu mogą sugerować, że pewien cykl sezonowy mimo to istnieje (ryc. 79). Wariancja 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 wariancji 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.



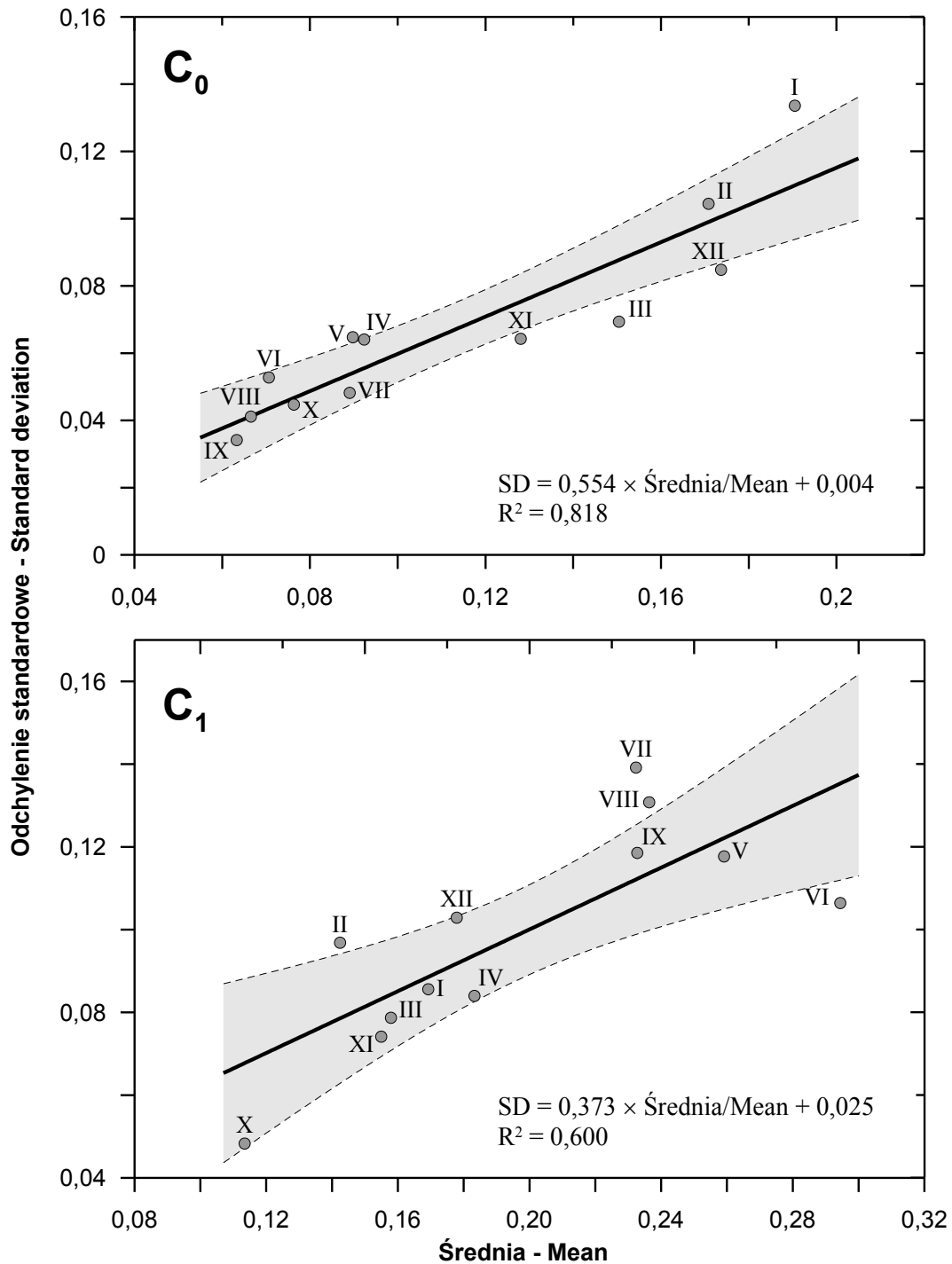
Ryc. 80. Zmienność sezonowa średnich wartości zasięgu poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych znormalizowanych danych MSDO. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej. Zakres ten dla A_3 w styczniu wynosił ponad 168 km. Został on pominięty, ponieważ jego wielkość wpływała na zmniejszenie czytelności wykresu.

Wszystkie omówione wyżej przebiegi sezonowe wariancji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych danych MSDO dają się dość prosto objaśnić w kontekście przedstawionej hipotezy o genezie związanych z nimi opadów. Zmienność roczna wariancji nuggetowej (C_0) to głównie funkcja błędów pomiarowych – wyższych w miesiącach z opadami śniegu i większą prędkością wiatru (Jakubiak 1984, Lenart 1984, ryc

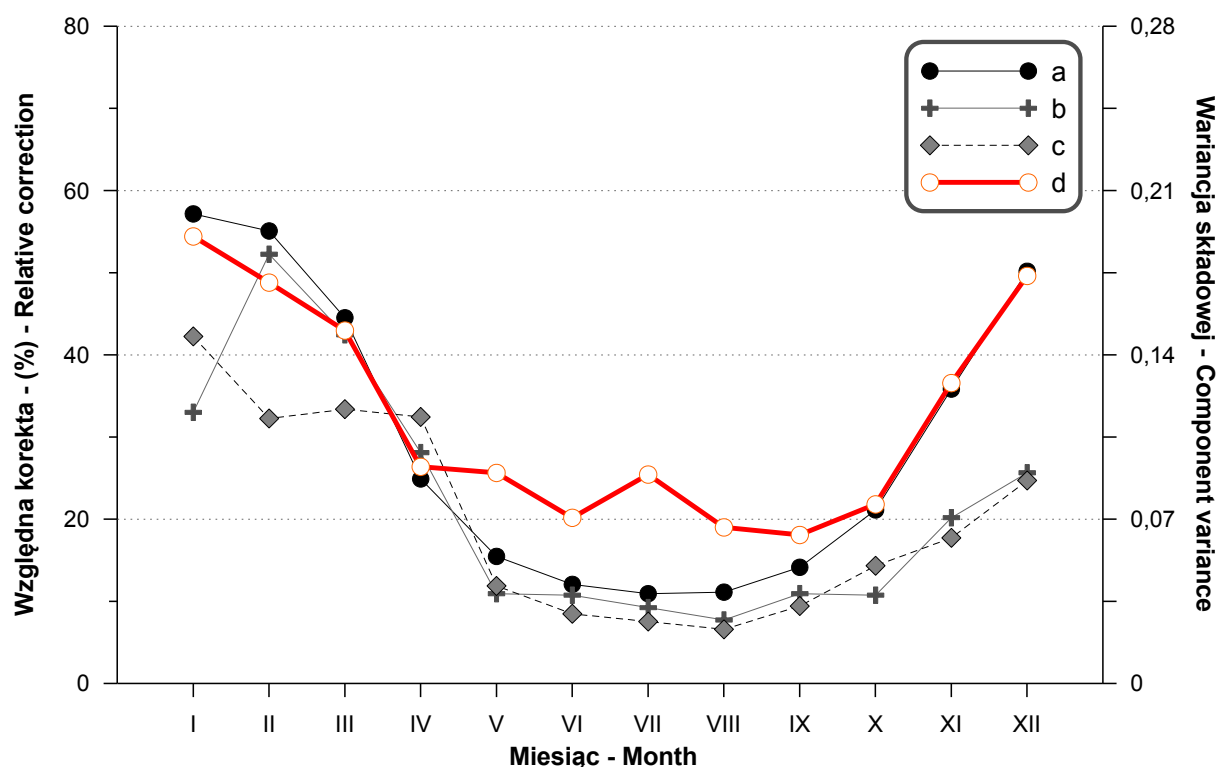
79). Ewentualne zróżnicowanie sezonowe krótkodystansowej zmienności opadów (do 2,5 km) ma małe znaczenie bądź w ogóle nie występuje. Taką właśnie interpretację sugeruje zestawienie dokonane na rycinie 82. Porównano na niej określoną w niniejszym opracowaniu zmienność średnich wartości wariancji nuggetowej (d) w trakcie roku ze współczynnikami korekcyjnymi opadów dla obszaru leżącego w zasięgu eksperymentu BALTEX (*Baltic Sea Experiment* obejmujący obszar od 9°E do 35°E i 50°N do 71°N , Raschke i in. 1998). Współczynniki korekcyjne związane są przede wszystkim z aerodynamicznymi właściwościami deszczomierzy i uzależnione od prędkości wiatru, rozkładu wielkości kropeł deszczu i struktury krystalicznej płatków śniegu. Znacznie mniejsze znaczenie mają straty na parowanie i zwilżanie. Krzywa (a) na rycinie 82 przedstawia przebieg sezonowy współczynnika korekcyjnego opracowanego na podstawie wieloletnich serii średnich wartości miesięcznych przez Legatesa i Willmota (za Ungersböck i in. 2001 oraz Rudolf i Rubel 2005) – tak zwana korekta klimatologiczna. Stosowana jest ona rutynowo do przeliczania wyników pomiarów opadów atmosferycznych gromadzonych w międzynarodowych bazach danych. Krzywe (b) i (c) – uważane za bardziej realistyczne – powstały w wyniku korekty każdego pojedynczego opadu (sumy dobowej; tzw. *on-event calculated Correction Factor*, Rudolf i Rubel 2005), ale jedynie dla dwóch lat: 1996 i 1997. Współczynniki z „pojedynczych opadów” (krzywe b i c) są generalnie konsekwentnie niższe od współczynnika „klimatycznego” (krzywa a), szczególnie w miesiącach zimowych. Może to jednak być związane ze specyfiką klimatyczną owych dwóch lat. Na wykresie 82 zakres i wzajemne położenie skal rzędnych dla wartości poszczególnych CF i C_0 dobrano tak, aby uzyskać jak najlepszą możliwość porównania ich sezonowego przebiegu. Z porównania owego wynika duża zbieżność układu krzywych w okresie od października do kwietnia, szczególnie między C_0 a klimatycznym CF, oraz relatywnie wyższe wartości wariancji nuggetowej w okresie wiosenno-letnim. Mniejsza względna amplituda sezonowej zmienności C_0 wskazywałaby, że zmienność efektywności deszczomierzy jest ważnym, ale nie jedynym czynnikiem wpływającym na wartość błędu losowego. Ma on decydujące znaczenie w miesiącach jesienno-zimowych, a w pozostałej części roku jego rola maleje na rzecz wpływu nieciągłości i zmienności krótkodystansowej opadów. Taką interpretację sugerują wyniki analizy struktury przestrzennej pojedynczych rocznych MSDO, które będą zamieszczone w osobnej publikacji.

Cykl roczny wariancji składowej pierwszej (C_1) odzwierciedlałby zmienny udział opadów konwekcyjnych – maksymalny w miesiącach o największych kontrastach termicznych: maju i czerwcu. Interpretacja zmian wariancji składowej trzeciej (C_3) jest

trudniejsza, bo jeśli postawiona hipoteza jest słuszna, odzwierciedlać powinna zarówno roczne zróżnicowanie aktywności cyklonalnej, jak i kierunku oraz rozmiaru anizotropii frontalnych stref opadowych. Występowanie zaś maksymalnych wartości wariancji składowej długodystansowej w miesiącach jesiennych jest prawdopodobnie efektem wyższej w tym okresie frekwencji występowania bardzo rozległych pól opadów.



Ryc. 81. 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.



Ryc. 82. Sezonowa zmienność udziału wariancji nuggetowej (d) zestawiona z klimatycznym współczynnikiem korekcyjnym (CF) opadów (a) oraz uzyskanymi w trakcie eksperymentu BALTEX współczynnikami korekcyjnymi dla lat 1996 (b) i 1997 (c). Dane dla krzywych a, b i c uzyskano z publikacji Ungersböck i in. (2001) oraz Rudolf i Rubel (2005). Dokładne objaśnienia w tekście.

Zmiany średnich wartości zasięgów poszczególnych składowych są również raczej regularne, ale ich interpretacja jest trudniejsza ze względu na bardzo dużą zmienność (ryc. 80). Zasięg pierwszej składowej zmienia się w ciągu roku bardzo podobnie jak jej wariancja (ryc. 79). Maksimum (19,5 km) osiąga w maju. W kolejnych miesiącach wiosenno-letnich następuje konsekwentnie lekki spadek zasięgu – do około 18 km w sierpniu. Od sierpnia do października ma miejsce gwałtowne zmniejszenie się średniej miesięcznej wartości A_1 do rocznego minimum wynoszącego 11,8 km. W listopadzie, grudniu, styczniu, marcu i kwietniu średnie zasięgi A_1 wahają się w granicach 13,7-14,9 km. Drugie minimum roczne występuje w lutym i wynosi 12,5 km. Statystycznie istotne różnice dotyczą głównie ekstremalnych wartości. Październik jest najbardziej specyficzny, bo odróżnia się najsilniej i od największej ilości miesięcy. Jest to okres od maja do sierpnia. Maj różni się poza tym od lutego i marca, a czerwiec i lipiec tylko od lutego.

Zasięg drugiej składowej (A_2 , ryc. 80) maleje od początku roku kalendarzowego do sierpnia, z niewielkim wahaniami *in plus* w maju. Spadek ten zawiera się w przedziale 87-65 km. Od września do końca roku zasięg A_2 rośnie. Wyraźną anomalię w tym trendzie stanowi

październik, z maksymalną średnią wartością A_2 w roku wynoszącą 87,5 km. Podobną generalną tendencję wykazuje sezonowa zmienność zasięgu trzeciej składowej (A_3 , ryc. 80). W tym przypadku najbardziej zwracają uwagę anomalie ujemne w styczniu i marcu.

Należy 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. Sprawdzono zatem, czy w analizowanych danych wymienione wyżej składniki zmienności regularnej występują.

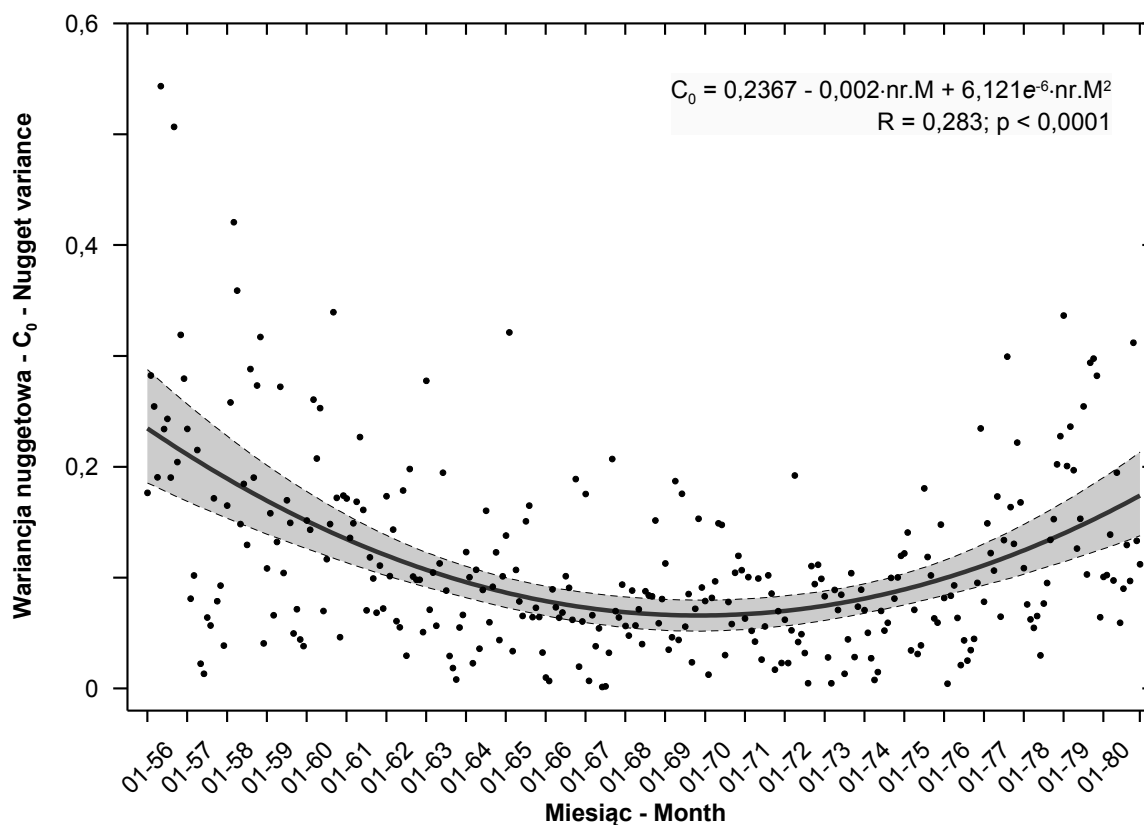
VI.8. Wieloletnia zmienność parametrów modeli struktury przestrzennej

Do oceny możliwości występowania długookresowego liniowego trendu parametrów modeli struktury przestrzennej miesięcznych MSDO z wielolecia 1956-1980 użyto jak poprzednio nieparametrycznego testu Manna-Kendalla (MK), w jego modyfikacji uwzględniającej sezonowość (Hirsch i in. 1982, Libiseller i Grimvall 2002).

Sumaryczny test MK (ang. *combined*, tab. 12) wykazał, że z dużym prawdopodobieństwem ($p = 0,001$) w analizowanym wieloleciu miał miejsce malejący trend udziału wariancji nuggetowej. Nieco mniej wiarygodny był liniowy spadek wariancji drugiej składowej ($p = 0,026$). Uwagę należy również zwrócić na potencjalny wzrost jej zasięgu ($p = 0,07$). We wszystkich pozostałych przypadkach hipotezę należałoby odrzucić. Testy cząstkowe – dla poszczególnych miesięcy – pokazały, że spadek C_0 był znaczący przede wszystkim w okresie między grudniem a marcem, a najbardziej w styczniu ($p = 0,001$) i w lutym ($p = 0,003$). Prawidłowość tę wyjaśnić można przede wszystkim spadkiem lokalnej zmienności opadów (por. roz. V) oraz, być może, spadkiem udziału opadów stałych zimą. Trudniej natomiast znaleźć uzasadnienie dla wysoko istotnej ($p = 0,007$) tendencji zmniejszania się wariancji nuggetowej w sierpniu. W odniesieniu do pozostałych parametrów notowano tylko pojedyncze przypadki miesięcznych testów o p mniejszym od 0,05. Większość z nich należałoby traktować jako zupełnie losowe. Jako wyjątek można jednak potraktować spadek udziału wariancji składowej drugiej w czerwcu, ponieważ prawdopodobieństwo, że jest to układ przypadkowy jest mniejsze niż 0,004. Test Manna-Kendalla, zastosowany do parametrów rocznych modeli struktury przestrzennej MSDO nie wykazał w żadnym kontekście istnienia istotnej liniowej tendencji.

Tabela 12. Ogólny wynik testu Manna-Kendalla na obecność liniowego trendu parametrów struktury przestrzennej miesięcznych kodowanych MSDO.

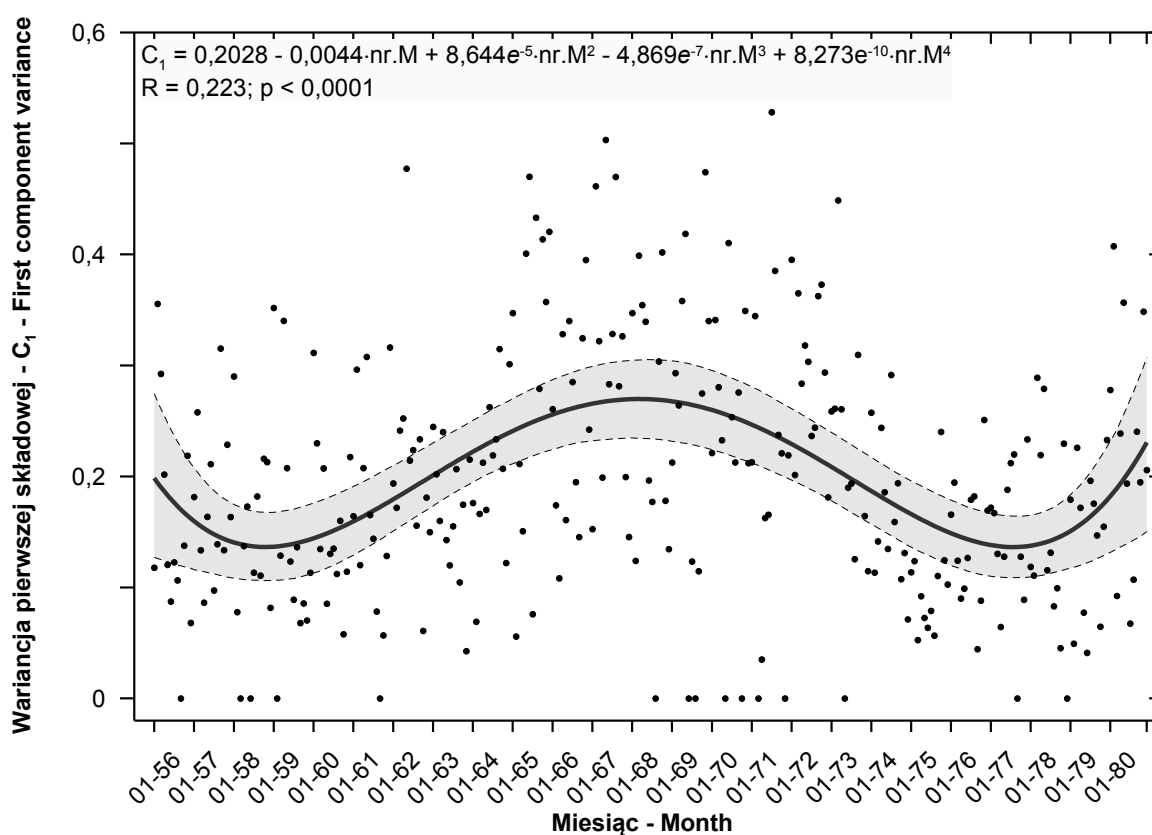
Parametr	n	Stat. testu	Odch. Std.	Stat. MK	Poziom p
Parameter	n	Test stat.	Std. Dev.	MK stat.	p-value
C ₀	300	-902	274,350	-3,2878	0,0010
C ₁	300	176	144,448	1,2184	0,2231
C ₂	300	-382	171,377	-2,2290	0,0258
C ₃	300	128	125,687	1,0184	0,3085
trend	300	196	130,0513	1,5071	0,1318
C ₂ +C ₃	300	-148	150,683	-0,9822	0,3260
A ₁	285	-62	217,160	-0,2855	0,7753
A ₂	182	154	85,010	1,8116	0,0701
A ₃	154	-92	70,062	-1,3131	0,1891

**Ryc. 83.** Trend czasowy udziału wariancji nuggetowej modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO dla wielolecia 1956-1980. Skrót „nr.M” we wzorze oznacza numer kolejny miesiąca w wieloleciu.

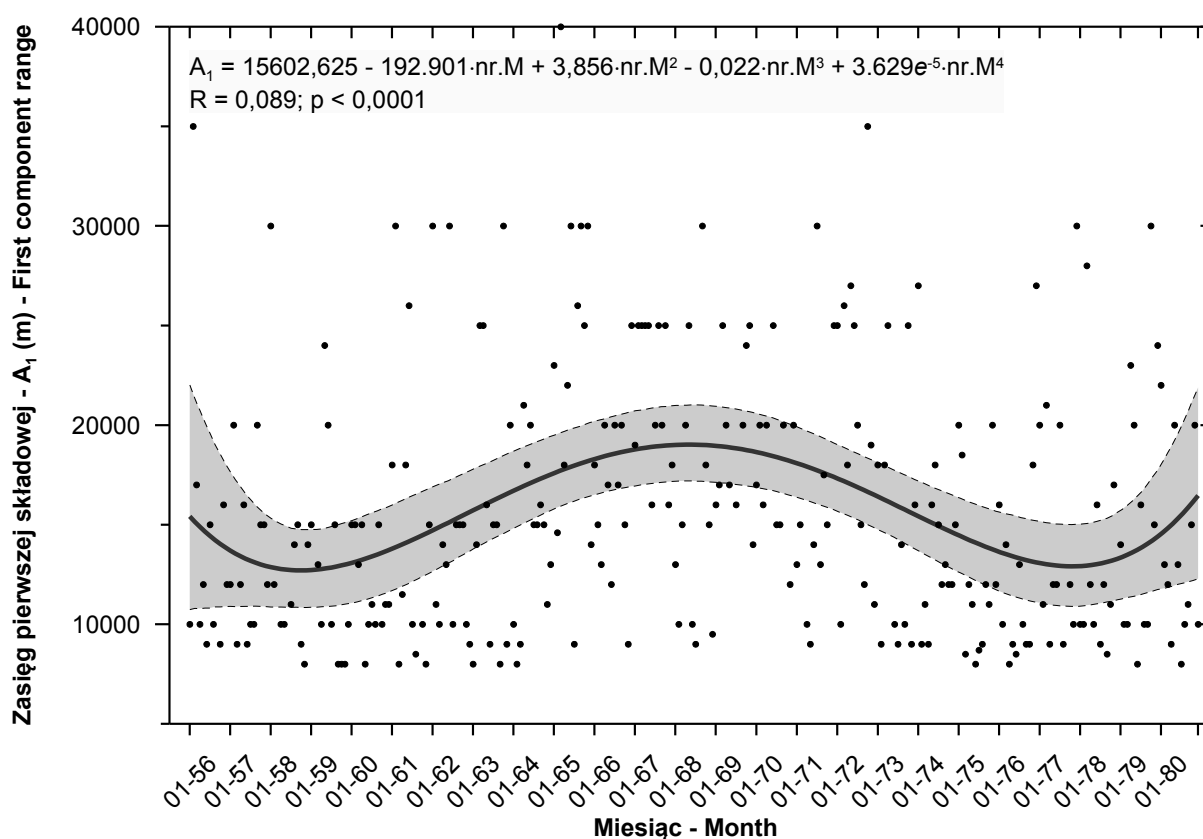
Oprócz potencjalnej liniowej tendencji sprawdzono możliwość istnienia trendu krzywoliniowego i/lub cykliczności wieloletniej. Okazało się, że można ich obecność zidentyfikować w przypadku właśnie tych trzech parametrów, dla których za pomocą analizy wariancji stwierdzono istotną zmienność sezonową, to jest: C₀, C₁ i A₁ (ryc. 83-85).

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 wyraźny charakter cykliczny. 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 przebiegu 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 ($r = 0,521$, $p < 0,00001$, $N = 285$).

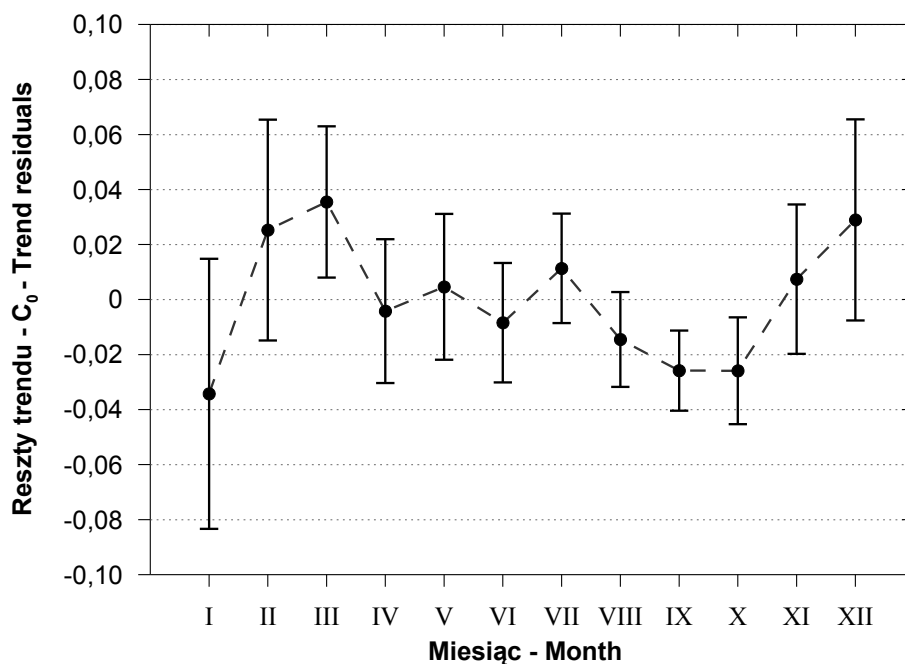


Ryc. 84. Trend czasowy wartości wariancji pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO dla wielolecia 1956-1980. Skrót „nr.M” we wzorze oznacza numer kolejny miesiąca w wieloleciu.



Ryc. 85. Trend czasowy wartości zasięgu pierwszej składowej modelu struktury przestrzennej znormalizowanych danych miesięcznych MSDO dla wielolecia 1956-1980. Skrót „nr.M” we wzorze oznacza numer kolejny miesiąca w wieloleciu.

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 anomalnych 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.



Ryc. 86. Zmienność sezonowa średnich wartości reszt z trendu udziału wariancji nuggetowej modelu struktury przestrzennej miesięcznych znormalizowanych danych MSDO. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej.

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. 86). 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.

VI.9. Zmienność bezwzględnych wartości wariancji składowych przestrzennych

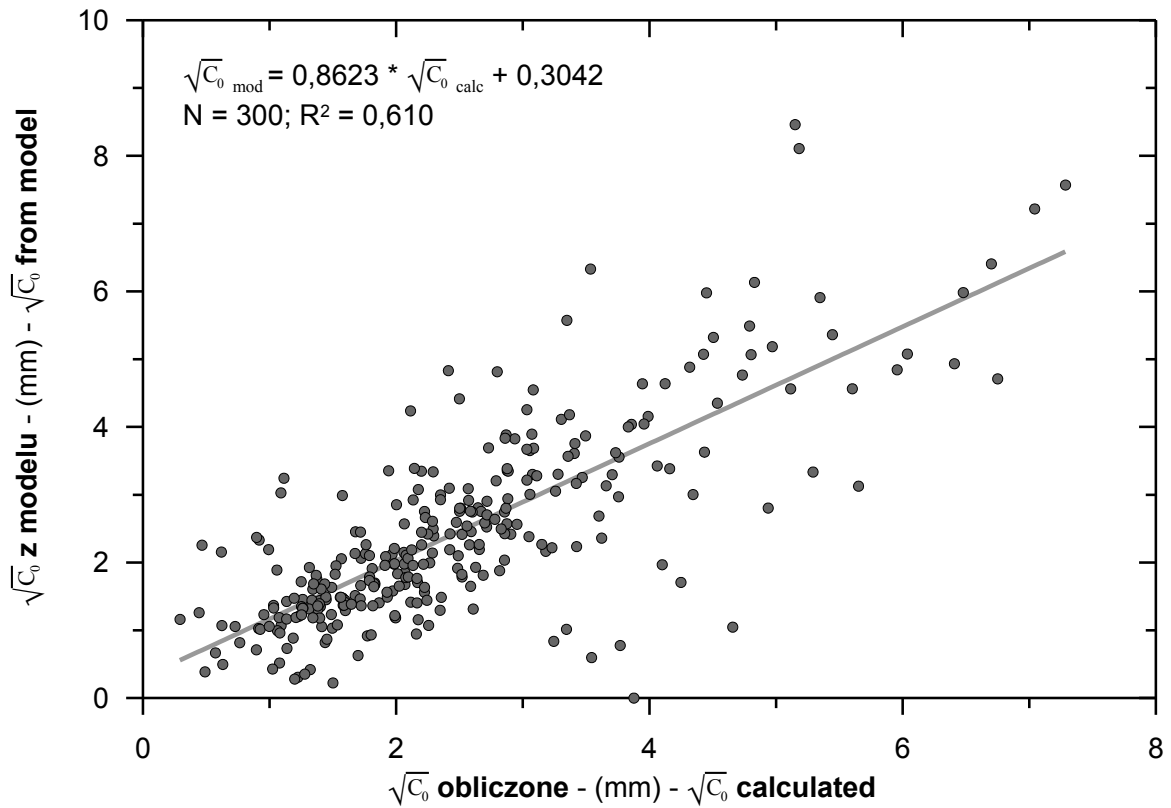
Do charakterystyki struktury przestrzennej MSDO w niniejszym rozdziale używano do tej pory wyłącznie miar względnych⁴³ będących konsekwencją procedury normalizacji wszystkich zbiorów danych. Zalety tego podejścia były już omówione. Byłoby jednakże

⁴³ Stwierdzenie to dotyczy, oczywiście, wariancji poszczególnych składowych. Ich zasięgi były wyrażane cały czas w jednostkach bezwzględnych – metrach.

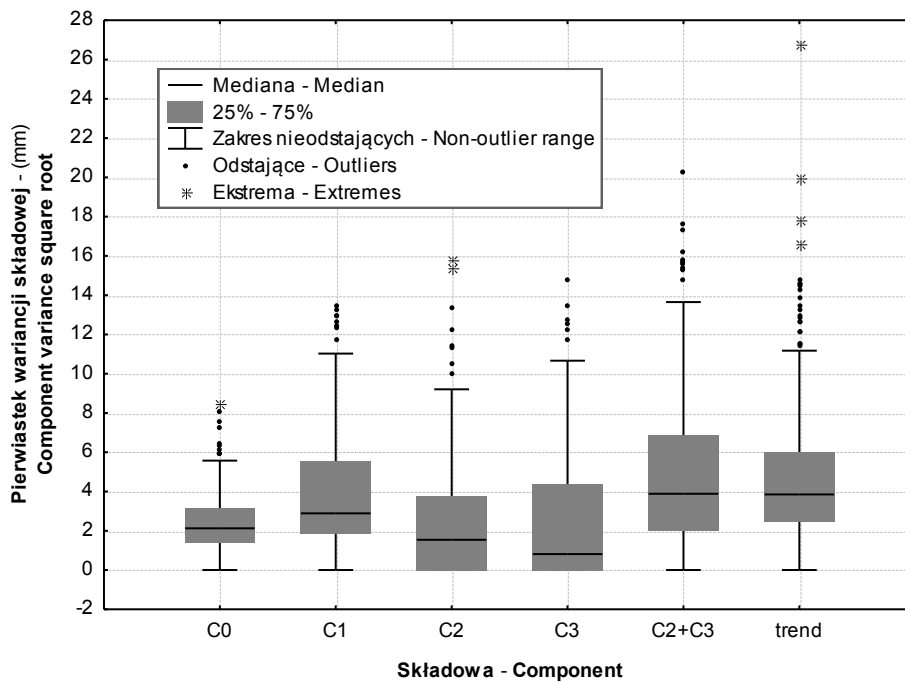
celowe i pożyteczne zwrócenie uwagi także na zmienność w ujęciu sezonowym parametrów modeli struktury przestrzennej, a konkretnie wariancji poszczególnych składowych, wyrażoną w skali danych źródłowych – czyli milimetrach sumy opadów. Można się było spodziewać, że duże zróżnicowanie bezwzględnych wysokości MSDO w cyklu rocznym mogłoby istotnie wpływać na te relacje. Na przykład, względne udziały C_0 są najwyższe w miesiącach jesienno-zimowych, a najniższe w letnich (ryc. 79). Różnice te przekraczają 100%. Ponieważ jednak amplituda średnich miesięcznych MSDO między tymi okresami również przekracza znacznie 100% (ryc. 39) można się było spodziewać, że w wartościach bezwzględnych zmienność sezonowa wariancji nuggetowej będzie niewielka, albo wręcz odwrotna. W tych przypadkach z kolei, gdzie udziały wariancji składowych nie wykazywały regularnego i istotnego statystycznie przebiegu rocznego (C_2 , C_3 , C_2+C_3 , trend) ich zróżnicowanie w skali bezwzględnej może być znaczące.

Najprostsze, zdałoby się, rozwiązanie tego problemu nie mogło dać zadawalających rezultatów. Polegałoby ono na powrocie do oryginalnej skali pomiarowej poprzez wymnożenie względnych proporcji poszczególnych składowych przez wariancję każdego z analizowanych zbiorów MSDO. Takie podejście byłoby skuteczne, jeśli by zbiory te miały charakter stacjonarny przestrzennie, to znaczy w obrębie zasięgu obliczeń uzyskiwano by ustaloną wariancję progową identyczną lub bardzo zbliżoną do wariancji próby. Takie sytuacje w analizowanym zbiorach danych były jednak bardzo rzadkie. Zdecydowano się zatem na ponowne opracowanie modeli struktury przestrzennej, ale tym razem bezpośrednio z surowych danych pomiarowych. Tym razem jednak nakład pracy był znacząco zredukowany. Jako wzór użyto bowiem już istniejące modele danych znormalizowanych: liczbę i typ składowych oraz ich zasięgi. Zmiany wprowadzone do tych elementów modeli były bardzo niewielkie. Optymalizacji podlegały głównie wartości wariancji poszczególnych składowych. Słuszność takiej, choć bardziej pracochłonnej, metodyki potwierdza wykres relacji wartości wariancji nuggetowej (C_0) określonej obiema opisanymi wyżej metodami (ryc. 87). Jakkolwiek istnieje między nimi stosunkowo silna, wprost proporcjonalna zależność ($R^2 = 0,61$), to użycie C_0 wyliczonego jako proporcja wariancji próby systematycznie zaniża rzeczywistą jej wartość (współczynnik kierunkowy krzywej równy 0,862).

Statystyki wariancji składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych i rocznych MSDO wyrażone w milimetrach sumy opadu zamieszczono w tabeli 13. Ryciny 88 i 89 przedstawiają również te dane, ale w wariancie kiedy brak składowej traktowany jest jako jej zerowy udział.



Ryc. 87. Relacja między bezwzględnymi wartościami wariancji nuggetowej zbiorów miesięcznych MSDO obliczonymi z modeli danych znormalizowanych a pochodzącymi z oryginalnych modeli „surowych” danych pomiarowych. Dokładne objaśnienia w tekście.

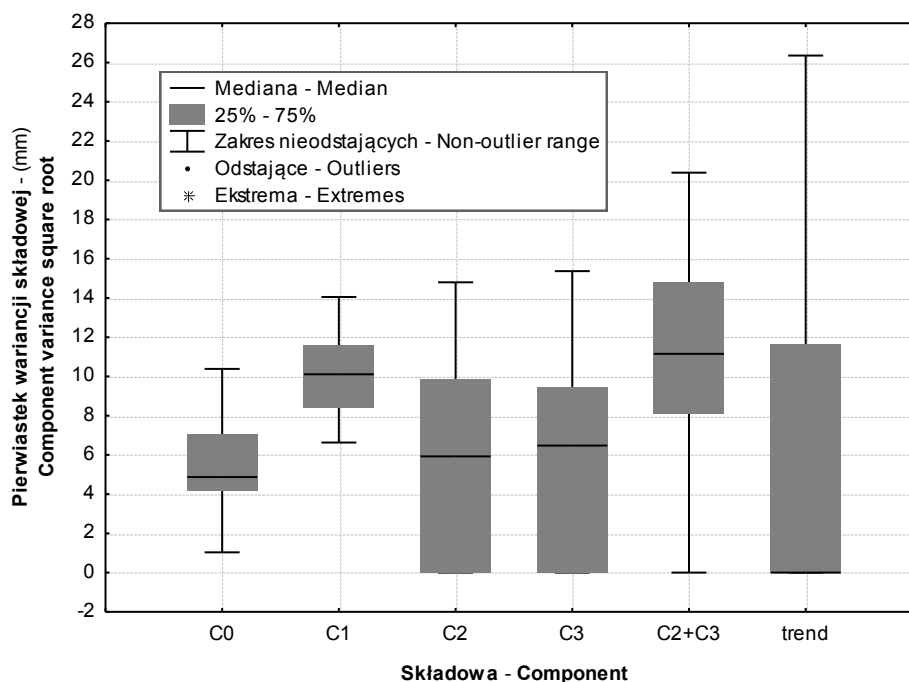


Ryc. 88. Zmienność bezwzględnych wielkości wariancji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych MSDO. Brak składowej traktowany był jako jej wielkość zerowa.

Określenie przeciętnych bezwzględnych wielkości C_0 miesięcznych MSDO pokazuje jakie różnice wyników pomiarów między sąsiadującymi stanowiskami można uznać za bez wątplenia istotne. W miesiącach jesienno-zimowych (X – III) musi to być co najmniej 2,0 mm, latem (VI-VIII) – co najmniej 4,5 mm. Oznacza to, że średnie różnice MSDO w sąsiadujących stanowiskach są zimą niewiele większe od sumy wszystkich źródeł niepewności (por. ryc. 43). Porównując roczne MSDO jako „bezpieczny” poziom zróżnicowania można uznać 8 mm. Podane wyżej wartości powinny się przyjmować jako minimalne cięcie izolinii przy tworzenie map izarytmicznych dla wielolecia.

Tabela. 13. Statystyki opisowe bezwzględnych wartości pierwiastka kwadratowego z wariancji (w mm sumy opadu) poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej MSDO.

Parametr	n	Średnia	-95% przedz. ufności śred.	+95% przedz. ufności śred.	Mediana	Minimum	Maksimum	Dolny kwartył	Górny kwartył	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza
Parameter	n	Mean	Confidence -95%	Confidence +95%	Median	Minimum	Maximum	Lower Quartile	Upper Quartile	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis
Miesięczne – Monthly												
C_0	299	2,50	2,34	2,67	2,18	0,22	8,46	1,47	3,29	1,427	1,280	2,013
C_1	290	3,99	3,67	4,31	2,91	0,62	13,51	1,89	5,56	2,750	1,342	1,399
C_2	177	3,94	3,53	4,35	3,24	0,26	15,76	1,89	5,37	2,749	1,639	3,511
C_3	153	4,65	4,20	5,09	3,84	0,29	14,77	2,60	6,37	2,786	1,138	1,418
C_2+C_3	267	5,11	4,69	5,54	4,27	0,26	17,64	2,44	6,75	3,502	1,360	1,750
Trend	177	6,80	6,09	7,50	5,52	0,53	29,52	3,51	8,79	4,765	1,601	3,511
Roczne – Yearly												
C_0	25	5,42	4,47	6,37	4,87	1,03	10,39	4,18	7,02	2,298	0,388	-0,162
C_1	25	9,99	9,13	10,84	10,11	6,63	14,05	8,42	11,56	2,078	0,326	-0,687
C_2	15	7,98	6,31	9,65	7,59	4,08	14,80	5,82	10,60	3,021	0,763	0,168
C_3	18	7,58	5,76	9,40	8,27	1,80	15,37	5,28	9,58	3,667	0,165	-0,296
C_2+C_3	24	10,67	8,56	12,79	10,10	1,80	20,39	7,92	14,20	5,010	0,177	-0,310
Trend	7	12,91	5,88	19,93	11,63	4,30	26,35	5,76	18,85	7,596	0,869	0,499



Ryc. 89. Zmienność bezwzględnych wielkości wariancji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej rocznych MSDO. Brak składowej traktowany był jako jej wielkość zerowa.

Tabela. 14. Podsumowanie wyników testowania istotności zmienności sezonowej parametrów modeli struktury przestrzennej miesięcznych danych MSDO z użyciem jednoczynnikowej analizy wariancji. Objasnienia: SK – suma kwadratów, df – liczba stopni swobody, ŚK – średnie kwadraty.

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
C ₀	208,924	11	18,993	393,984	288	1,3680	13,8839	0,000000
C ₁	1635,649	11	148,695	935,403	288	3,2479	45,7816	0,000000
C ₂	374,040	11	34,004	2189,733	288	7,6032	4,4723	0,000003
C ₃	552,986	11	50,272	2496,827	288	8,6695	5,7986	0,000000
C ₂ +C ₃	1653,303	11	150,300	2815,994	288	9,7778	15,3717	0,000000
~trend	1067,036	11	97,003	2731,745	288	9,4852	10,2268	0,000000

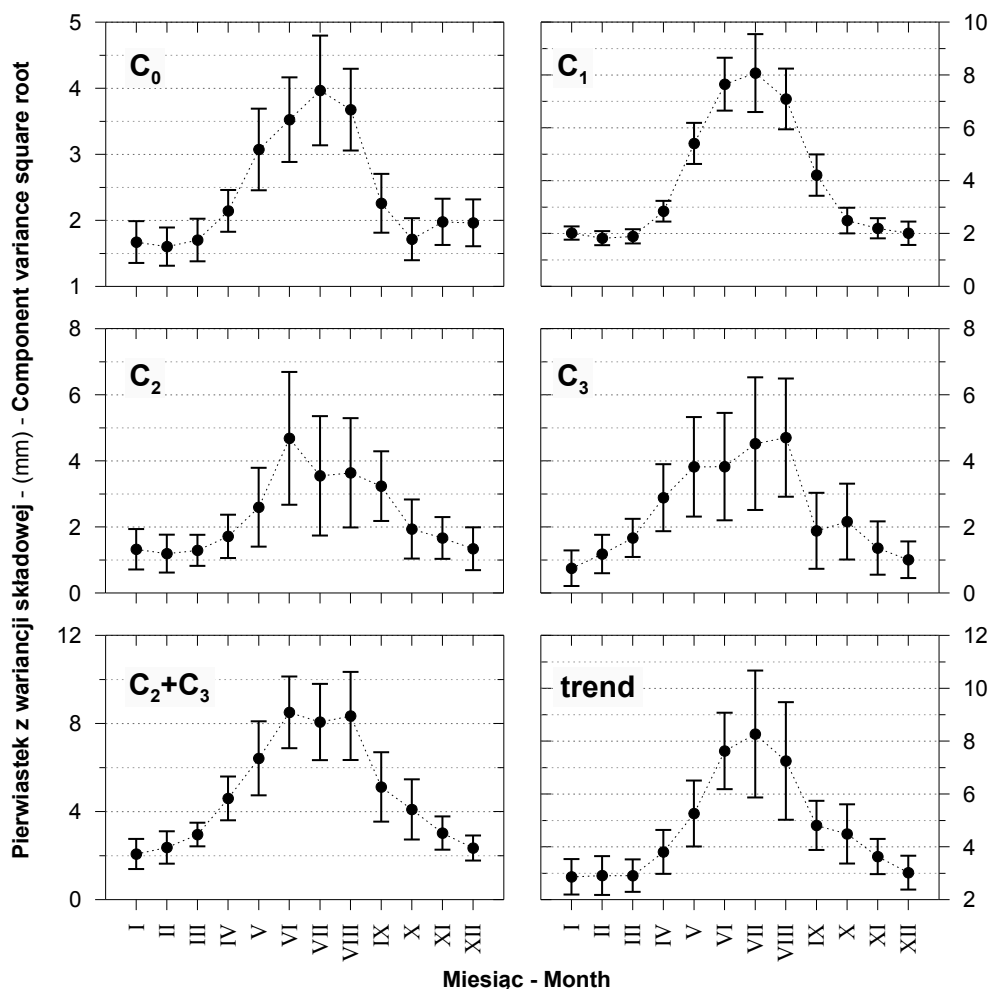
Do oceny istotności różnicowania sezonowego parametrów modeli struktury przestrzennej miesięcznych MSDO, opracowanych z oryginalnych danych pomiarowych użyto, jak poprzednio, analizy wariancji (tab. 14, ryc. 90). Każdą analizowaną cechą (C₀, C₁, C₂, C₃, C₂+C₃, trend) przedstawiono dla uproszczenia w oryginalnej skali pomiarowej – milimetrach sumy opadu. Wymagało to obliczenia pierwiastka kwadratowego z wartości wariancji progowej każdej składowej wszystkich modeli miesięcznych MSDO. W każdym przypadku uzyskano potwierdzenie hipotezy sezonowości (tab. VI-4); oprócz wariancji

składowej drugiej (C_2) wszystkie p były mniejsze od 0,000001. Przebiegi średnich miesięcznych wariacji każdej ze składowych (ryc. 90) są zbliżone do sezonowego cyklu średnich wysokości MSDO (ryc. 39) oraz średnich różnic MSDO w najbliższych stanowiskach (ryc. 43). Takiego wyniku można było oczywiście oczekiwać biorąc pod uwagę silne statystyczne relacje między średnimi i odchyleniami standardowymi (ryc. 42). Współczynniki determinacji relacji między średnimi MSDO w poszczególnych miesiącach, a wariacjami C_0 , C_1 , C_2 , C_3 , C_2+C_3 i trendu są zatem bardzo wysokie i wynoszą odpowiednio: 0,940, 0,966, 0,857, 0,858, 0,953 i 0,988. Rozrzut reszt z owej regresji ma w odniesieniu do wariacji nuggetowej oraz wariacji składowej drugiej i trendu ma bez wątpienia charakter losowy. Pewne regularności widoczne są w rozkładzie reszt dla składowej pierwszej i trzeciej. „Zmierzone” wartości C_1 są w pierwszej połowie roku generalnie wyższe od wyliczonych z regresji względem średnich MSDO, a w drugiej – niższe. Różnice však nie są duże, w większości przypadków mieszczą się w przedziale $\pm 0,5$ mm. Największy „nadmiar” ma miejsce w czerwcu, największy „deficyt” w październiku. W odniesieniu do wariacji składowej trzeciej uwagę zwracają wysokie wartości reszt między marcem a majem i niskie – między wrześniem a styczniem. Fakt, że suma średnich miesięcznych wariacji składowej drugiej i trzeciej (C_2+C_3) wykazuje znacznie wyższy współczynnik determinacji ze średnimi sumami MSDO, niż każda z nich z osobna, jest jeszcze przesłanką potwierdzającą przypuszczenie, że są one efektem tego samego, anizotropowego, zjawiska.

Największą amplitudę i jednorodność zmienności sezonowej wykazuje wariacja składowej pierwszej (C_1) – wiązana z lokalnymi komórkami konwekcyjnymi. Złożyły się na to duże i statystycznie istotne zmiany jej względnego udziału (tab. 11, ryc. 79) oraz zróżnicowanie w ciągu roku bezwzględnych wysokości MSDO. Wielkość i zróżnicowanie C_1 w miesiącach zimowych (I- III) jest ponad cztery razy mniejsza niż latem (VI – VIII). Jesienią rozmiary C_1 są zbliżone do zimowych (~ 2 mm), lecz zmienność jest wyższa o około 100%. W trakcie roku występują dwa względnie homogeniczne sezony wartości tej cechy (okresy X- III i VI-VIII) rozdzielone krótkimi i niejednorodnymi okresami przejściowymi (IV-V i IX).

Najbardziej zwraca uwagę na rycinie 90 odmiennosc przebiegów składowych drugiej i trzeciej, zarówno każdej z osobna, jak i ich sumy (C_2 , C_3 , C_2+C_3). We wszystkich pozostałych przypadkach (C_0 , C_1 , trend), tak jak w przebiegu miesięcznych średnich i odchylen standardowych MSDO, maksimum występuje w lipcu. Natomiast, krzywa rocznego przebiegu średnich C_2 osiąga maksimum w czerwcu, a C_3 w sierpniu. Rozrzut wartości w miesiącach letnich jest jednak na tyle duży, że różnice między nimi nie są istotne

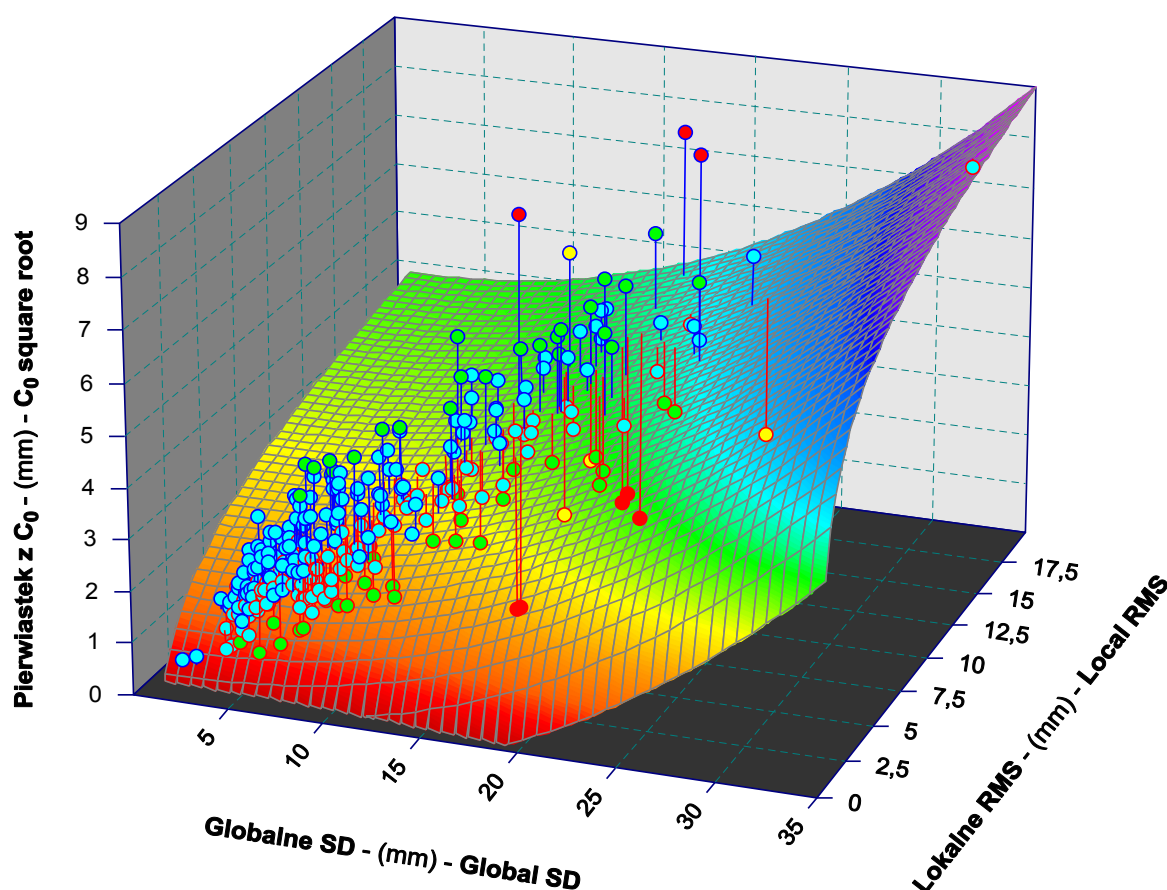
statystycznie. Z drugiej strony, przebieg średnich w kolejnych miesiącach jest na tyle konsekwentny, że trudno to uznać za przypadek.



Ryc. 90. Zmienność sezonowa średnich wartości pierwiastka wariancji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych „surowych” danych MSDO. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej.

W podrozdziale VI.7 analizując zmienność sezonową udziału wariancji nuggetowej wykazano, że jest ona bardzo zbliżona do przebiegu współczynników korygujących (ryc. 82) błędy standardowych pomiarów opadów. Ich źródłem jest przede wszystkim turbulencja spowodowana wiatrem, występowanie opadów w postaci stałej, ale także straty związane z parowaniem i zwilżaniem. Na wielkość wariancji nuggetowej wpływa jednakże również zmienność krótkodystansowa opadów, na odległościach mniejszych niż najmniejszy odstęp próbkowania. W związku z tym można oczekiwać istnienia istotnych relacji pomiędzy wartościami C_0 a statystykami zmienności MSDO, szczególnie lokalnymi. Hipoteza ta została sprawdzona przy zastosowaniu regresji wielokrotnej z krokową eliminacją zmiennych. Można było dzięki temu wyeliminować zależności pozorne wynikające ze wzajemnych korelacji w

zbiorze zmiennych niezależnych. Do zbioru tego włączono te statystyki globalne (średnia i odchylenie standardowe) i lokalne (średnia, odchylenie standardowe, 3 kwartył, pierwiastek średniego kwadratu i medianę absolutnych odchyleń) MSDO, z którymi wariancja nuggetowa wykazywała korelację liniową większą niż 0,65. Uzyskany model (ryc. 91) z dostosowanym współczynnikiem determinacji równym 0,533 zawierał dwie zmienne: globalne odchylenie standardowe i pierwiastek średniego kwadratu różnic opadów w stosunku do najbliższego sąsiada, których korelacje semicząstkowe równały się odpowiednio 0,168 i 0,128⁴⁴. Błąd standardowy modelu wynosił 0,969 mm. Tak więc zgodnie z przypuszczeniami wielkość C_0 jest uzależniona także od zmienności pola MSDO. Ponieważ jest to miara obliczona ze wszystkich danych, większy wpływ globalnej miary zróżnicowania nie może być zaskoczeniem.



Ryc. 91. Zależność rozmiarów wariancji nuggetowej (C_0) miesięcznych MSDO od odchylenia standardowego sumy opadu (SD) i pierwiastka średnich kwadratów różnic opadów w stosunku do najbliższego sąsiada (RMS).

Kolor punktów danych oznacza wielkość ich odchylenia od powierzchni regresji (niebieski: < 1 SD reszt, zielony: 1 – 2 SD, żółty: 2 – 3 SD, czerwony: > 3 SD).

⁴⁴ Korelacja semicząstkowa lub częściowa jest podobna do korelacji cząstkowej. Stanowi ona, podobnie jak współczynnik korelacji cząstkowej, miarę skorelowania dwóch zmiennych, jaka pozostaje po uwzględnieniu (tzn. wyeliminowaniu) wpływów jednej lub wielu innych predyktorów, lecz zostaje wyskalowana (tzn. odniesiona do) całkowitej zmienności zmiennej zależnej (Statsoft 2004).

VI.10. Podsumowanie rozdziału

- Danymi źródłowymi do przeprowadzonej analizy było 325 modeli struktury przestrzennej, po jednym dla każdego analizowanego zbioru miesięcznych i rocznych MSDO.
- Modele wykonano na podstawie o empirycznych izotropowych semiwariogramów danych znormalizowanych o zasięgu 212,5 km (85 odstępów po 2,5 km). Umożliwiło to wiarygodną ocenę struktury przestrzennej od skali lokalnej do ponadregionalnej. Pominięcie w analizie potencjalnej anizotropii miało dwa aspekty: praktyczny (czasochłonność) i merytoryczny (częściowe uniknięcie maskowania heterogeniczności pola MSDO). Dzięki normalizacji danych można było bezpośrednio porównywać wartości semiwariancji empirycznych i modelowych poszczególnych ich zbiorów.
- Wszystkie 325 modeli danych znormalizowanych miało charakter złożony, składając się z co najmniej dwóch, a maksymalnie pięciu modeli elementarnych. W trakcie modelowania wykorzystywano funkcję nuggetową, sferyczną, wykładniczą i gaussowską.
- We wszystkich modelach znormalizowanych danych MSDO, zarówno miesięcznych, jak i rocznych, konieczne było użycie struktury nuggetowej. Wynika to z nieciągłości opadów dobowych oraz asynchroniczności danych MSDO. Dodatkowym źródłem tej zmienności są systematyczne i losowe błędy określenia objętości opadu oraz ich zróżnicowanie w małej skali.
- Bardzo pospolitą strukturą elementarną, zarówno przy miesięcznych, jak i rocznych zbiorach danych MSDO, była sferyczna. Oznacza to liniowy spadek podobieństwa wraz z odległością i zmienność przestrzenną o postaci przeplatających się, zbliżonych rozmiarami płatów wysokich i niskich wartości opadów. Proporcje przypadków użycia funkcji sferycznej są podobne dla poszczególnych składowych przy miesięcznych i przy rocznych zbiorach danych MSDO, i wynoszą 65-100%.
- W około 36% przypadków miesięcznych, jak i rocznych zbiorów danych MSDO do modelowania składowej pierwszej używano funkcji wykładniczej. Oznacza to, że na krótkich dystansach występuje często mozaika nieregularnych powierzchni wysokich i niskich opadów, a zasięg (średnica) owych płatów zmienia się w szerokim zakresie w sposób losowy. W większych skalach przestrzennych MSDO mają raczej zasięgi stałe (powtarzalne), a nie losowe. Stwierdzono, że struktura wykładnicza była częściej stosowana do modelowania struktury przestrzennej MSDO w miesiącach letnich.
- Najczęściej przy modelowaniu struktury przestrzennej znormalizowanych danych MSDO używano funkcji gaussowskiej. Reprezentowała ona proces losowy zbliżony do ruchów Browna z przestrzennie skorelowanymi odchyleniami. Stosowano ją do modelowania składowej o zasięgu znacznie większym niż maksymalny zakres przestrzenny analizy i wklęsłym kształcie.
- Zestawienie średnich modeli semiwariogramów dla poszczególnych miesięcy wykazało, że pomimo dużej ich zmienności istnieją wyraźne układy sezonowe. Duże znaczenie ma występowanie pojedynczych ekstremalnych przypadków, głównie miesięcy posusznych.
- Zbiór modeli struktury przestrzennej miesięcznych i rocznych MSDO został pogrupowany w oparciu o dwa kryteria: (1) liczby i charakteru elementarnych

składowych, z których zbudowany był model, (2) wielkości autokorelacji jako funkcji odległości.

- Efektem pierwszego podziału było 6 klas: (1) nugget + 1 składowa + trend, (2) nugget + 2 składowe + trend, (3) nugget + 3 składowe + trend, (4) nugget + 2 składowe, (5) nugget + 3 składowe. Klasa szóstą (nugget + 1 składowa) zawierała tylko jeden przypadek. Roczne MSDO wykazują struktury przestrzenne jedynie typu drugiego, czwartego lub piątego. Najczęściej występuje typ drugi: w 45% MSDO miesięcznych i 44% – rocznych. Udział struktur typu 1, 4 i 5 jest dla zbioru danych miesięcznych podobny – od ok. 15 do 18%. Struktura MSDO rocznych typu 4 występuje w 20% przypadków, typu 5 – w 36%.
- Występowanie pięciu podstawowych typów struktury przestrzennej dla danych miesięcznych nie wykazuje istotnej zmienności sezonowej.
- Podział modeli ze względu na wielkość autokorelacji jako funkcję odległości dał dwa warianty (4 i 7 klas) dla serii miesięcznych i 3 klasy dla rocznych. Klasyfikacja ta odzwierciedla przede wszystkim ciągłość zmian struktury pola MSDO, świadcząc, że jest ono „mieszaniną”, w której proporcje poszczególnych składników zmieniają się stopniowo. Testowanie sezonowości wykazało, że występuje ona przy bardziej szczegółowym podziale modeli serii miesięcznych MSDO (na 7 grup).
- Najbardziej powszechnie występująca jest autokorelacja miesięcznych MSDO o zasięgu od poniżej 10 do 40 km (średnio ok. 15,5 km, SD = 6,4 km). Drugie złamanie krzywej autokorelacji występuje przy odległościach wahających się od 25 do 180 km (średnio ok. 76,6 km, SD = 26,4 km.). Zasięg trzeciej struktury podobieństwa MSDO wynosi przeciętnie ok. 158 km (SD = 36,4 km) i waha się w przedziale od 90 do 250 km. Ocena zasięgu trendu występującego w wyróżnionych 1, 2 i 3 typie struktury przestrzennej MSDO może być jedynie szacunkowa. Prawdopodobnie są to odległości rzędu 250-350 km.
- Zasięgi składowych modeli rocznych MSDO są zbliżone, lecz systematycznie dłuższe: 17,5, 84,6 i 173,8 km.
- Przypuszczalnie składowa druga i trzecia dają statystyczny obraz działania tego samego anizotropowego zjawiska – intensywnych opadów frontalnych. W uzyskanych modelach izotropowych zatem raz pojawia się wyraźnie autokorelacja o zasięgu zgodnym z głównym kierunkiem anizotropii, raz prostopadła do niej; w innym zaś przypadku – obie wartości. Efekt zależy od liczby i konfiguracji stanowisk objętych opadem.
- Wieloletnie proporcje udziału zmienności poszczególnych składowych (wariancje C_0 , C_1 , $C_2 + C_3$, trendu) tworzących pole miesięcznych MSDO na obszarze Polski wynoszą jak 1 : 1,73 : 3,11 : 2,98.
- Szereg proporcji udziału zmienności składowych (wariancje C_0 , C_1 , $C_2 + C_3$, trendu) tworzących pole rocznych MSDO na obszarze Polski różni się większą rolą składowej pierwszej, a mniejszą trendu 1 : 3,11 : 3,92 : 2,12.
- Pole MSDO na obszarze Polski jest zatem najczęściej efektem sumowania się skutków działania trzech typów procesów operujących w różnych skalach przestrzennych: lokalnej (<10-20 km), regionalnej (50-150 km) i ponadregionalnej (>200 km). Wyróżnione skale przestrzenne wiążą się prawdopodobnie z konwekcyjną/ orograficzną, synoptyczną (frontalną) i „klimatologiczną” genezą wysokich opadów (fale planetarne?). Ich udział jest bardzo zmienny. Generalnie dominują jednak

wysokie sumy dobowe opadów o rozciągłości przestrzennej od 50 do 150 km związanych z migracją frontów atmosferycznych (35-38%).

- Bez względu na rozmiary wariacji poszczególnych składowych wykazują silną sezonową zmienność, uzależnioną od rocznej cykliczności MSDO. Podobny charakter ma przebieg sezonowy zasięgu pierwszej składowej. Zasięgi pozostałych składowych nie wykazują żadnej, istotnej statystycznie, cykliczności.
- Zmienność sezonowa udziału wariacji nuggetowej jest bardzo zbliżona do średniego wieloletniego przebiegu współczynników korygujących błędy standardowych pomiarów opadów. Ich źródłem jest przede wszystkim turbulencja spowodowana wiatrem, występowanie opadów w postaci stałej, ale także straty związane z parowaniem i zwilżaniem. Stwierdzono również, że bezwzględna wielkość C_0 jest uzależniona także od zmienności pola MSDO, zarówno globalnej, jak i lokalnej.
- Również względny udział wariacji pierwszej składowej wykazuje wysoce istotną zmienność sezonową z maksimum w czerwcu i maju i minimum w październiku. Taki cykl roczny odzwierciedla prawdopodobnie zmienny udział opadów konwekcyjnych – maksymalny w miesiącach o największych kontrastach termicznych.
- Zidentyfikowano istnienie, istotnej statystycznie, zmienności wieloletniej niektórych parametrów struktury przestrzennej MSDO. Był to przede wszystkim malejący trend wariacji nuggetowej. Nieco mniej wiarygodny był liniowy spadek wariacji drugiej składowej.
- Spadek C_0 był znaczący przede wszystkim w okresie między grudniem a marcem, a najbardziej w styczniu i w lutym. Przyczyną było najprawdopodobniej zmniejszanie w tym okresie roku lokalnej zmienności opadów (por. roz. V) oraz być może spadek udziału opadów stałych.
- Stwierdzono również możliwość istnienia wieloletniej cyklicznej zmienności C_0 , C_1 i A_1 . W przypadku C_0 okres zmian jest zbyt duży, aby na podstawie posiadanej 25 letniej serii można go było zidentyfikować. Trendy zmian C_1 i A_1 są identyczne. W obrębie analizowanego wielolecia mieści się jeden sinusoidalny, cykl zmian o okresie 19 lat.